

# 教育如何影响流动人口的社会融入？

## ——基于义务教育法实施的自然实验

张晓敏，李亚男，徐慧

**[摘要]** 如何推动流动人口的社会融入，是我国推进新型城镇化建设急需回答的重要问题。本文使用2017年流动人口动态监测调查数据，利用九年义务教育改革这一外生政策冲击作为自然实验，发现教育的提升能积极促进流动人口的社会融入。具体来讲，流动人口受教育年限每提高1年，社会融入得分提高0.1个标准差。该结果得到多个稳健性检验的支持。进一步的渠道分析识别了教育对社会融入的影响路径，包括：(1)提高流动人口收入水平，改善其经济条件；(2)促使流动人口从事社会声望更高的职业，进一步得到本地人的认可；(3)提高家属随迁概率，进而提升其在流入地的效用水平；(4)提升流动人口的迁移稳定性，延长其居留本地的概率。研究表明，教育对促进流动人口市民化进程具有重要意义，政府应继续加大教育投入以更好地推进以人为核心的新型城镇化。

**[关键词]** 教育；流动人口；社会融入；义务教育法案；工具变量

### 一、引言

自改革开放以来，我国有大量农村人口迁往城市从事非农工作。根据国家统计局第七次全国人口普查公报，2020年我国流动人口数量高达3.76亿，占总人口的比例为26.6%。庞大的人口流动为经济快速转型提供了必要条件，流动人群在城市的福利水平也备受政府和学者们关注。另一方面，大规模人口持续迁移促使我国城镇化水平迅速攀升，2020年我国常住人口城镇

**[收稿日期]** 2022-01-21

**[基金项目]** 北京市社会科学基金课题(21JCC120)，福特基金会“中国收入分配及扶贫政策的社会性研究”项目。

**[作者简介]** 张晓敏，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：xmzhang@mail.bnu.edu.cn；李亚男(通讯作者)，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：yananli@bnu.edu.cn；徐慧，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：xuhui@bnu.edu.cn。

化率达到了 63.9%，但与之对应的户籍人口城镇化率仅为 45.4%，比前者落后了 18.5 个百分点。这说明暂时性、“候鸟型”流动仍然是目前我国人口迁移的主要形式，这不仅不利于提高流动人口的福利水平，也会阻碍新型城镇化进程。党的十九届五中全会提出，要“推进以人为核心的新型城镇化”。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》进一步强调，要“坚持走中国特色新型城镇化道路，深入推进以人为核心的新型城镇化战略”。探究如何提高流动人口融入水平，使其在城市中安居乐业，进而成为新市民，是提高流动人口福利、深入推进城镇化的重要研究课题。

本文着重研究人力资本对流动人口在城市社会融入的影响。教育不仅是人力资本本身，也是获取其他人力资本的重要手段(杨菊华和张娇娇，2016)。国内外研究显示，教育对提高认知和非认知能力、促进身心健康、改善家庭关系等方面都具有显著作用(Chen et al., 2018; Huang 2015; Erten and Keskin, 2019)。目前，我国农村地区人力资本水平依然较低，大量农村青少年只完成义务教育阶段学业(甚至未完成初中学业就中途辍学)便选择进城务工(Cai et al., 2021)。尽管大部分流动人口都能在城市就业，但如何有效融入城市社会才是重中之重。在此背景下，教育对流动人口融入城市社会过程的影响及其作用渠道等一系列问题值得我们进行深入探讨。

迄今为止，学术界对以上问题研究较少，研究结论也不一致。一部分学者发现教育对融入没有显著影响，甚至还可能出现负影响。例如，张文宏和雷开春(2008)发现教育程度与流动人口在流入地的人际交往情况不存在显著相关性；由于心理落差等因素的影响，教育程度越高，流动人口对流入地的认同感越低(刘涛等，2020；李荣彬和张丽艳，2012)。而另一些学者则认为教育对融入有积极的影响。例如，受教育程度高的流动人口在城市的适应程度更高(Goldlust and Richmond, 1974)；教育会提高流动人口居留意愿、使其在主观上更加认同自己为本地人，进而提升认同感(杨菊华和张娇娇，2016；申秋红，2012)。

已有研究结论不一致主要可以归为以下两点原因。首先，没有解决遗漏变量所导致的内生性问题。由于存在可能同时影响教育水平和社会融入的一些不可观测特征(如能力、家庭背景)，利用普通最小二乘进行多元回归的估计结果可能产生不同程度的偏误(张文宏和雷开春，2008；申秋红，2012)。第二，研究结论基于个别城市，不具有全国代表性。比如，申秋红(2012)、

杨菊华和张娇娇(2016)研究了中国6个城市的社会融入情况,而刘涛等(2020)、张文宏和雷开春(2008)的样本则分别选择流入地为北京和上海的人群。不同城市自身存在差异,同时迁入者特征也有区别,使得研究者们得出了不同的结论。

本文从社会活动参与和居留意愿两个角度测度了流动人口的融入水平,并且使用熵值法得到总体融入指标。在控制流动人口个人、家庭和流入地特征这些变量后,普通最小二乘估计(OLS)结果显示:流动人口受教育年限每提高1年,融入水平提高0.06个标准差。然而由于不可观测的遗漏变量和受教育年限测量误差问题,OLS估计结果可能有偏差。为了解决潜在的内生性问题,本文使用义务教育法案作为外生冲击,利用义务教育法在不同省份实施时间以及对不同出生队列影响的差异,构建了义务教育法的暴露程度和影响效率指标,作为个人受教育年限的工具变量(Ma, 2019; Huang, 2015)。一阶段回归结果显示,义务教育法案对受教育年限具有显著正影响,而且初始教育水平越低的地区受影响程度越高。工具变量两阶段最小二乘估计(2SLS)结果显示:流动人口受教育年限每提高1年,会使个人融入水平提高0.1个标准差,其中,社会活动参与程度提高0.1个标准差,在本地居留意愿提高2.4个百分点。本文的估计结果意味着,如果能让流动人口多接受3年教育,即将其从初中提升至高中毕业,会使流动人口社会融入水平提高0.3个标准差(或者融入综合指标均值水平的9%)。这对于受教育水平和社会融入水平相对较低的流动人口来说,无疑是有深远影响的。

此外,本文还进行了影响渠道检验,发现教育会通过如下四个渠道提高流动人口的社会融入水平:第一,教育提高了流动人口的月收入水平,说明教育程度的提高有助于改善流动人口在当地的生活条件,使其具备融入的经济基础。第二,教育拓宽了流动人口的就业选择,使其从事于社会声望更高的职业,提高当地人对他们的认可程度,从而使其具备良好融入的外部环境。第三,教育提高了家属随迁概率,拥有家属的陪伴使个人获得更高的效用水平,进一步提升他们的居留意愿。最后,教育延长了流动人口在流入地的居住时间,使流动人口迁移更具稳定性。以上几个方面导致高教育水平流动人口有着更好的社会融入。

最后,本文还进行了多个稳健性检验。首先,我们选取不受义务教育政策影响的样本做安慰剂检验,来验证实验设计的有效性。其次,我们采用了

多种不同方式来构造社会融入综合指标，比如将数据缩尾 5% 后重新用熵值法构造社会融入指标、改用变异系数法和等权重法构造各项融入指标，发现主要结果仍然稳健。我们还尝试了将流入省份固定效应替换为流入城市固定效应，回归结果进一步验证了教育是影响流动人口社会融入的重要因素。

本研究的创新性和贡献主要体现在以下三个方面。首先，本文利用义务教育法的实施作为外生冲击，来估计教育程度对流动人口社会融入影响的因果效应，从而有效解决了教育程度的内生性问题。第二，本文使用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据，数据涉及中国大陆 31 个省、351 个城市的流动人口，具有全国代表性，所得结果能较全面反映中国整体融入情况。最后，本文从社会活动参与和居留意愿两个维度构造了融入指标，并从多个角度探讨教育对流动人口社会融入影响的具体作用渠道，以此探究较高教育水平者在流入地产生更好融入的原因，为政府制定相关福利政策提供依据。

## 二、实证方法

为了估计受教育年限对流动人口社会融入的影响，本文首先进行如下 OLS 回归估计：

$$Y_{ijpk} = \beta_0 + \beta_1 edu_{ijpk} + \beta_2 X_{ijpk} + \gamma_p + Cohort_j + Destination_k + \varepsilon_{ijpk} \quad (1)$$

其中， $i$  表示个人， $j$  表示出生年份， $p$  表示流动人口来源省份， $k$  表示流入地省份。 $Y_{ijpk}$  表示一个来自省份  $p$  现居住于省份  $k$  出生于  $j$  年的个体  $i$  的结果变量，包括两个维度的融入指标及社会融入综合得分。关键自变量是受教育年限  $edu_{ijpk}$ ，由受教育程度折算而得到（未上过学 = 0；小学 = 6；初中 = 9；高中/中专 = 12；大学专科 = 15；大学本科 = 16；研究生 = 19）。 $X_{ijpk}$  是控制变量，包含流动人口的个体特征（性别、民族、婚姻状况、户口、党员身份）、家庭特征（家庭规模、老家所处地理位置）和流入地特征（在居住地接受健康教育情况、从居住地到最近医疗服务机构所需时间）。另外，这里也控制了流动人口来源省份固定效应（ $\gamma_p$ ）、流入省份固定效应（ $Destination_k$ ）和出生年份固定效应（ $Cohort_j$ ）， $\varepsilon_{ijpk}$  表示误差项。回归使用 OLS 估计。

然而，即使以上回归已经尽可能控制了诸多影响教育和社会融入的因素，误差项中仍然包含不可观测的个人及外部环境因素，比如个人能力、家庭背景、来源地和流入地资源禀赋等。这些因素不仅与个人受教育水平相关，也与社会融入得分相关，由此造成的遗漏变量偏误问题会导致 OLS 估计结果有

偏差,而且偏误的方向(高估还是低估)不能确定。<sup>①</sup>另外,经学历折算而来的受教育年限不可避免地存在测量误差问题,这使得 OLS 会低估教育对融入的影响。

为了解决内生性问题,本文选取中国 1986 年实施的九年义务教育法案这一外生冲击,作为受教育年限的工具变量。九年制义务教育从 1986 年 7 月开始在北京、河北等几个省市率先实施,之后逐步推进到中国所有的大陆地区,实施时间最晚(1994 年)的省份是西藏自治区(具体进度见附表 1)。该政策的实施具有一定的强制性,规定所有适龄儿童(满 6 周岁)必须接受为期 9 年的义务教育,期间免除学杂费,使得那些原本会辍学的儿童继续留校读书,从而提高其受教育年限。九年义务教育政策的实施不受个人出生时间、个人能力和家庭背景影响,因此该政策也满足外生性假定。同一省内,不同出生队列受到义务教育法的影响程度不同,因此受教育程度有所不同;类似地,对同一个出生队列而言,由于义务教育法在各省实施进度不同,同一年出生于不同省份的个体受到义务教育法的影响不同,因此受教育程度有所不同。

本文选取受义务教育影响的暴露程度以及义务教育实施效率(暴露程度 \* 来源省份初始受教育年限)作为受教育年限的工具变量(参照 Huang, 2015; Ma, 2019; 任昶宇等, 2020)。首先利用不同省份实施法案时间上的差异和个体出生年份的差异,构造第一个工具变量,义务教育暴露程度指标 ( $exposure_{jp}$ )。

$$exposure_{jp} = \begin{cases} 0, & \text{如果在义务教育开始实施年份个人} \geq 15 \text{ 岁;} \\ \frac{\text{出生年}_{jp} - \text{法案实施年}_p + 15}{10}, & \text{法律实施时年龄在}(6, 15)\text{ 区间;} \\ 1, & \text{在义务教育法开始实施时个人年龄} \leq 6 \text{ 岁。} \end{cases}$$

该指标取值范围为 0 到 1。如果在义务教育开始实施年份个人已年满 15 岁,则取值为 0,表示个人未受到义务教育法案的影响;如果在义务教育法开始实施年份个人年龄不超过 6 岁,则取值为 1,表示个人完全受到义务教育法案影响;在义务教育法实施时个人年龄在 6—15 岁之间的人,义务教育暴露程度指标取值介于 0—1 之间,表示部分受到法案的影响。该工具变量假设了受教育水平与受义务教育法影响的时间长度呈线性关系。

<sup>①</sup> 以上遗漏变量与受教育水平均为正相关,与社会融入的相关性则存在差异:一方面,个人能力、流入地资源禀赋与社会融入呈现正相关关系,这两种遗漏变量会使 OLS 估计结果上偏。另一方面,家庭背景越好,个人主观社会融入意愿越低,这会使得 OLS 估计结果出现向下的偏误。

为了验证这一工具变量的有效性，本文将个人义务教育暴露程度虚拟变量作为自变量，用是否拥有初中及以上学历虚拟变量（初中及以上学历=1，初中以下学历=0）对其进行回归，控制义务教育政策实施效率、出生组和流入省份固定效应等变量。回归结果如图 1 所示，义务教育法案对当时处于 15 岁及以上的人群没有显著的影响；对 15 岁以下人群，随着受政策影响的暴露时间增加，政策影响也越来越大，尤其是对当时处于 9 岁及以下的人口有显著正向影响。这在一定程度上说明用暴露程度作为个人教育水平的工具变量是有效的。

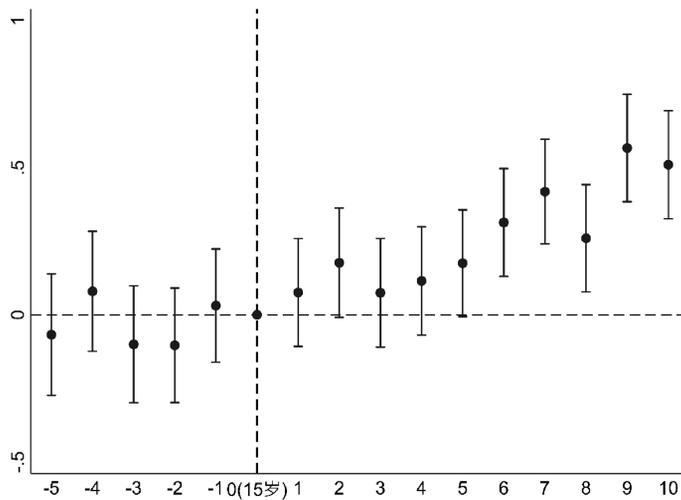


图 1 义务教育政策对是否完成初中教育的影响

注：图 1 展示受义务教育政策影响的暴露时间（年）对流动人口受教育水平的影响。图中的实心点值是回归方程中关键自变量：义务教育政策暴露程度虚拟变量的估计系数，竖直线代表了相应 95% 的置信区间。模型因变量是：是否拥有初中及以上学历（初中及以上=1，初中以下=0）。回归方程中还控制了义务教育实施效率、出生组和流入省份固定效应。义务教育法案实施时年龄是 15 岁的出生队列是回归基准组（横轴为 0），由此向左年龄递增，向右表示年龄递减。例如，横坐标轴中 -1 和 1 分别表示法案实施时个人年龄为 16 岁和 14 岁，其他刻度值按此规律依次类推。

进一步，义务教育法案对此前教育发展水平不同的地区影响有差异。义务教育法实施前平均受教育年限越低的地区，越可能从义务教育法的实施中获益（Ma, 2019; Huang, 2015）。图 2 展示了义务教育法在初始教育高低地区影响的异质性。<sup>①</sup> 我们发现，无论初始教育水平高低，义务教育政策均会

<sup>①</sup> 我们先计算各地区初始平均受教育年限，即完全不受义务教育法影响的人群的平均受教育年限，然后按照其中位数以上还是以下分为高/低教育水平地区。

增加受影响人群完成初中教育的概率,但义务教育法实施前教育水平较低的地区受到的正向影响更大。因此,我们根据初始平均教育年限,构建了义务教育实施效率指标(暴露程度\*初始受教育年限),作为个人受教育程度的第二个工具变量,  $PreEdu_{ijp}$ 。

$$PreEdu_{ijp} = exposure_{jp} * PreLaw_p$$

其中,  $PreLaw_p$  表示省份  $p$  完全不受义务教育法影响人群的平均受教育年限。

具体来说,两阶段最小二乘估计方法(2SLS)的第一阶段回归方程如下:

$$edu_{ijpk} = \alpha_0 + \alpha_1 exposure_{jp} + \alpha_2 PreEdu_{ijp} + \alpha_3 X_{ijpk} + \tau_p + Cohort_j + Destination_k + u_{ijpk} \quad (2)$$

其中  $i$  表示个人,  $j$  表示出生年份,  $p$  表示流动人口来源省份,  $k$  表示流入地省份。 $exposure$  是义务教育暴露程度,  $exposure * PreLaw$  (即  $PreEdu_{ijp}$ ) 是义务教育实施效率,此交叉项允许了义务教育法对教育的影响在不同地区具有异质性(类似 Duflo, 2001)。其余控制变量与公式(1)中相同,回归均采用稳健标准误,聚类在个人来源省份一年龄组层面。

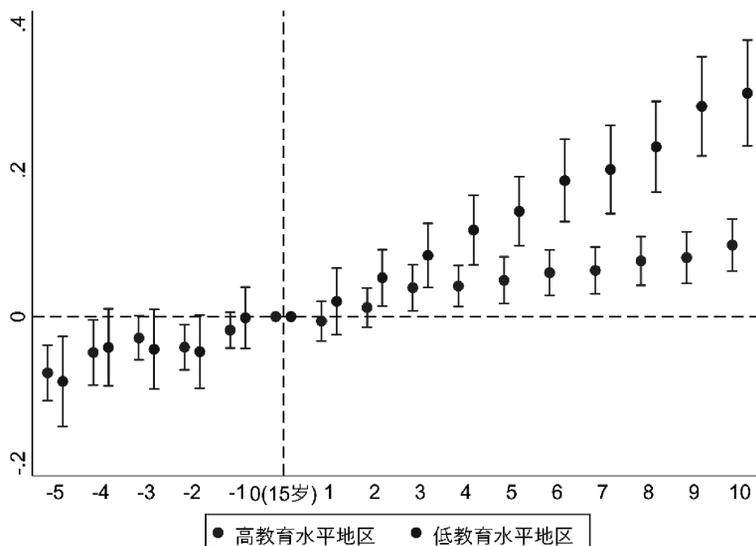


图2 义务教育对不同初始教育水平地区的异质性影响

注:图2展示在初始高、低教育水平的地区中,受义务教育政策影响的暴露时间对流动人口教育水平的影响。图中的实心点值是回归方程中关键自变量:受义务教育政策影响年数虚拟变量的估计系数,竖直线代表了相应95%的置信区间。模型因变量是:是否拥有初中及以上学历(初中及以上=1,初中以下=0)。回归方程中还控制了出生组和流入省份固定效应。义务教育法案实施时年龄处于15岁的出生队列是回归基准组(横轴为

0),由此向左年龄递增,向右表示年龄递减。例如,横坐标轴中-1和1分别表示法案实施时个人年龄为16岁和14岁,其他刻度值按此规律依次类推。

### 三、数据来源及样本描述

本文使用流动人口动态监测调查(CMDS)2017年数据。该调查按照随机原则在全国31个省(区、市)和新疆生产建设兵团流动人口较为集中的流入地抽取样本点,开展抽样调查,调查结果对全国和各省具有代表性。流动人口定义为在调查地居住一个月以上,非本区(县、市)户口的15周岁及以上流入人口,调查样本为169989个。

本文从社会活动参与和居留意愿两个方面来综合衡量流动人口的社会融入程度,每个指标的构成情况说明如下:

社会活动参与由业余和政治活动参与两个变量构成。业余活动参与和政治活动参与分别代表流动人口人际关系网络和参与政治活动的积极性,是流动人口是否融入当地的客观行为表现。其中,流动人口业余活动参与变量指的是其是否在本地参与工会、志愿者协会、同学会、老乡会、家乡商会、其他活动这6个维度活动(参与=1,不参与=0)的加总值,总分为6分。数据显示该变量均值为0.74,超过50%的流动人口没有参与任何活动。政治活动参与变量包含以下五项活动:给所在单位/社区/村提建议或监督其管理;通过各种方式向政府有关部门反映情况/提出政策建议;在网上就国家事务、社会事件发表评论,参与讨论;主动参与捐款、无偿献血、志愿者活动等;参与党/团组织活动,参加党支部会议。这5道题目选项从1到4分别是没有、偶尔、有时、经常。本文将其加总,得到总分为20分的政治活动参与得分变量,得分越高,表示政治活动方面融入的越好。流动人口得分均值为5.87分。有57%的人没有参与任何一项政治活动。

居留意愿指未来一段时间,流动人口是否打算继续留在本地。如回答是,则表示其有居留意愿,变量取值为1;否则,变量取值为0。居留意愿代表了流动人口对流入地的主观认同感,进一步决定其是否市民化,进而真正融入到城市中。从数据上看,约82%的流动者有本地居留意愿,说明总体来讲,流动者对流入地的认可度较高。

社会活动参与指标客观衡量了流动人口的融入情况,而居留意愿则是代表了流动人口的主观感知,两个维度相辅相成,共同代表流动人口的社会融入水平。具体地,本文使用熵值法,将各个细分变量进行加总,分别构造了

社会活动参与以及社会融入综合指标。熵值法是一种客观赋权方法，它通过计算指标的信息熵，根据指标相对变化程度对系统体的影响来决定指标的权重，相对变化程度大的指标具有较大的权重。这种方法具有一定的科学性和客观性(Huang et al. , 2018)。和主观赋权方法相比，该方法具有较高的可信度和准确度，被广泛地应用于各类综合指标构建中(张吉鹏、卢冲，2019；张卫民等，2003)。<sup>①</sup> 熵值法构造总社会融入得分简要步骤如下：(1)将以上业余活动参与、政治活动参与、本地居留意愿三个细分变量进行归一化处理，<sup>②</sup>以消除量纲的影响。(2)计算每个细分变量的信息熵值，利用信息熵值计算得到该变量信息的价值系数，<sup>③</sup>价值系数越高，对评价的重要性就越大。(3)最后，针对每个融入指标，按照单个变量的价值系数占构成该指标的所有变量价值系数之和的比重，计算得到每个变量在该指标中的权重(见附表2)。然后，各变量值加权平均后即为相应融入指标的得分。比如，社会活动参与指标是它的两个构成变量(业余活动参与、政治活动参与)按照附表2第二行的(1)和(2)列的权重，加权平均所得。总社会融入指标的计算方式亦然。

最终计算得到的总融入指数均值为3.26分，最小值为2.46分，最大值为12.48分。社会活动参与得分均值为3.49分，最小值为2.69分，最大值为13.55分。为了使各维度融入指标估计系数之间的比较更为直观，在后面的回归中，本文对这三个变量进行了标准化处理，计算得到Z-score(即减去平均值，再除以标准差)。

其他变量的描述性统计信息见表1。样本中，流动人口平均受教育年限为10.1年，初中学历人口占比最大(44%)。平均年龄为36周岁，60岁以上外出务工的流动人口仅占1.8%，在婚比例为81.9%。超过五分之四的流动人口是农业户籍(来自于农村或乡镇地区)。职业上，有60%的人在外从事商业服务业工作，另外两个就业比重较高的职业依次为生产运输业(21.6%)、专业技术人员(9.2%)。

另外，我们按照Treiman(1977)中给出的国际职业声望量表(SIOPS)将流动人口的职业进行赋值，得到其职业声望得分，分值越高表示个人所从事

① 熵值法详细计算公式参见张卫民等(2003)。

② 归一化公式为：
$$\frac{\text{变量值} - \text{变量最小值}}{\text{变量最大值} - \text{变量最小值}}$$

③ 信息熵值的计算公式为：
$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m p_{ij} \ln p_{ij}$$
，其中*i*表示样本，*j*表示变量， $p_{ij}$ 是*j*变量下*i*样本值占样本值总和的比重。价值系数=1- $e_j$ 。

的职业更加能受到人们的认可与尊重。八大类及其细分职业中,社会声望最低的职业为保洁人员(20分),最高为国家机关、党群组织、企事业单位负责人(64分),流动人口职业声望均值为37.62分,中位数为37分(餐饮和家政类职业)。此外,样本中65%的劳动者跟雇主签订了劳动合同,拥有城镇职工或公费医疗保险的流动人口仅占22%,社保参与率为50%。本文将是否签订合同、职工或公费医疗参与、社保参与这三个虚拟变量进行加总,得到取值介于0-3分衡量其工作正规程度的变量,其中,有23%的流动人口没有获得以上三项福利当中的任何一项,三项福利均参与的人口比例为31%。在迁移模式方面,84%的流动人口与一个或多个家庭成员一起迁至流入地,<sup>①</sup>在流入地的平均居住时间约为6年。

表 1 流动人口基本特征

变量名	均值	标准差	样本量
结果变量			
总融入指数	3.26	0.96	169989
(1)社会活动参与指标	3.49	1.05	169989
业余活动参与	0.72	1.01	169989
政治活动参与	5.85	1.44	169989
(2)有本地居留意愿	0.82	0.38	169989
个人及家庭特征			
受教育年限	10.11	3.42	169989
年龄	36.07	11.08	169989
男性	0.52	0.50	169989
在婚	0.82	0.38	169989
党员	0.11	0.31	169989
汉族	0.91	0.29	169989
农业户口	0.83	0.38	169989
家庭规模(人)	3.14	1.20	169989
来源地、流入地特征			

① 是否有家属迁移指的是流动者是否与一个或多个家庭成员包括配偶和(或)子女(不包括分家的子女)一起迁移到本地。

续表

变量名	均值	标准差	样本量
流入地村居健康培训项目(个)	3.41	3.40	169989
住处到最近医疗机构在15分钟内车程	0.84	0.37	169989
来源于农村/乡镇	0.88	0.33	169989
工具变量			
暴露程度(Exposure)	0.66	0.43	169989
影响效率(Exposure * PreLaw)	5.31	3.52	169989
渠道变量			
月收入对数	8.19	0.62	138045
签署劳动合同	0.65	0.48	81712
城镇职工或公费医疗保险	0.22	0.41	169989
社会保障卡	0.50	0.50	169989
职业声望分值	37.62	11.67	132579
有家属随迁	0.84	0.36	138725
在流入地居住时间(月)	75.75	72.78	169989

数据来源：2017年流动人口动态监测调查数据。

表2为按照流动人口学历统计的社会融入得分情况。将流动人口学历分为小学及以下、初中、高中、大专及以上四组后，可以发现，无论是在哪个维度上，流动人口融入得分均随学历的提高呈现递增趋势。大专及以上学历人群的各融入得分高于均值，而初中和小学及以下学历的人群相应的融入得分均低于均值。表2显示受教育水平与社会融入呈现正相关关系，本文将在后面的回归分析中进一步控制流动人口个人、家庭和流入地特征，并采用工具变量方法，探讨教育对社会融入影响的因果效应。

表2 受教育水平与社会融入

	社会活动参与	居留意愿	总融入指数
小学及以下	3.13	0.77	2.93
初中	3.34	0.81	3.12
高中	3.60	0.84	3.37
大专及以上	4.06	0.89	3.79

数据来源：2017年流动人口动态监测调查数据。

## 四、实证结果

### (一) 一阶段回归结果

表 3 展示了义务教育法对受影响人群教育程度的影响，由方程(2)估计而来。该回归的因变量为受教育年限，关键自变量是受义务教育法影响的暴露程度和法案实施效率。无论是否加入更多控制变量，九年义务教育政策对个体受教育程度的影响都是显著的。暴露程度(Exposure)的系数均为正，表明受义务教育政策影响时间越长，个人受教育年限越高。同时，义务教育法实施效率这一变量(Exposure \* PreLaw)的系数均为负，表明与义务教育实施前受教育水平高的地区相比，政策实施前受教育水平越低的地区，其教育水平受到政策的正向影响越大。这一发现与 Ma(2019)的研究结论基本一致。另外，工具变量第一阶段 Kleibergen—Paap Wald F 值均大于 10，拒绝了该组工具变量为弱工具变量的假设；本文也进行了工具变量过度识别检验，Hansen 检验 P 值均大于 0.1，不能拒绝所有工具变量均外生的原假设，过度识别检验也得以通过(见表 4)。

表 3 一阶段回归结果

因变量：个人的受教育年限	(1)	(2)	(3)	(4)
暴露程度(Exposure)	5.578*** (0.370)	5.151*** (0.339)	2.706*** (0.273)	2.737*** (0.270)
影响效率(Exposure * PreLaw)	-0.298*** (0.044)	-0.275*** (0.041)	-0.310*** (0.030)	-0.312*** (0.029)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes
来源省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
出生组固定效应	No	No	Yes	Yes
流入省固定效应	No	No	No	Yes
一阶段 Wald-F 值	3586.473	3430.575	54.904	57.596
观测值	169989	169989	169989	169989
R-squared	0.199	0.380	0.399	0.412

注：数据来源：2017 年流动人口动态监测调查数据。所有模型的因变量均为个人的受教育年限。控制变量包括：(1)个人特征：性别、民族、婚姻状况、户口、党员身份；(2)家庭特征：家庭规模、老家地理位置；(3)流入地特征：在居住地接受健康教育情况、

居住地到最近医疗服务机构所需时间。括号中为稳健标准误，聚类在来源省一出生年龄层面。\*，\*\*，\*\*\* 分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。

## (二) 两阶段最小二乘估计结果

表 4 是控制所有变量后的 OLS 和 2SLS 回归估计结果。其中，A 部分是 OLS 估计结果，受教育年限与各项融入细分指标及总的社会融入得分均呈现正相关关系。受教育年限每增加 1 年，分别对应着个人社会活动参与提高 0.06 个标准差、本地居留意愿提高 0.8 个百分点，这导致总融入得分提高 0.06 个标准差。B 部分展示工具变量 2SLS 估计结果，其中受教育程度的工具变量是义务教育法在个体层面的暴露程度和影响效率。2SLS 各项估计系数均高于 OLS 的系数，这说明 OLS 低估了教育对社会融入的影响。因此在后文的所有回归中，我们均报告 2SLS 估计结果。

2SLS 结果如表 4 Panel B 所示，受教育年限增加 1 年，流动人口的社会活动参与水平提高约 0.1 个标准差。同时，教育对本地居留意愿也有促进作用，教育水平提高 1 年，愿意在本地继续居留的概率提高 2.4 个百分点，最终总社会融入水平提高 0.1 个标准差。以上结果表明，教育作为一项重要的人力资本，能够提升流动人口参与各项活动的积极性，还提升了他们的主观居留意愿，使其更好地融入流入地社会。

从 2SLS 回归估计系数来看，教育对社会融入的影响程度较大。如果将流动人口的学历从初中提高至高中毕业(受教育水平提高 3 年)，其社会融入得分将提高 0.29 个标准差，即提高 0.28 分。与平均值 3.26 分相比，这意味着多接受 3 年教育会使流动人口社会融入水平提高 9%。同样地，多接受 3 年教育也使其社会活动参与得分提高 9%、居留意愿提高 7 个百分点。根据 CMDS 2017 年数据，有 60%的流动人口是初中及以下学历，对于本就处于较低受教育水平、较低社会融入的流动人口来说，提高教育水平的意义无疑是巨大的。

表 4 教育对流动人口社会融入的影响

	(1) 社会活动参与	(2) 居留意愿	(3) 总融入指数
Panel A (OLS)			
受教育年限	0.055*** (0.001)	0.008*** (0.000)	0.056*** (0.001)
控制变量	Yes	Yes	Yes

续表

	(1) 社会活动参与	(2) 居留意愿	(3) 总融入指数
来源、流入省	Yes	Yes	Yes
出生组	Yes	Yes	Yes
观测值	169989	169989	169989
Panel B (2SLS)			
受教育年限	0.096*** (0.023)	0.024*** (0.009)	0.098*** (0.023)
控制变量	Yes	Yes	Yes
来源、流入省	Yes	Yes	Yes
出生组	Yes	Yes	Yes
一阶段 Wald-F 值	57.60	57.60	57.60
Hansen J 检验 P 值	0.143	0.969	0.144
观测值	169989	169989	169989

注：数据来源：2017 年流动人口动态监测调查数据。总融入指数由业余活动参与、政治活动参与和居留意愿按照熵值法构建得到；社会活动参与变量由业余活动参与和政治活动参与两个变量按照熵值法构建得到。Panel B 中，受教育程度的工具变量是义务教育法在个体层面的暴露程度和影响效率。所有模型均包括以下控制变量：(1)个人特征：性别、民族、婚姻状况、户口、党员身份；(2)家庭特征：家庭规模、老家地理位置；(3)流入地特征：在居住地接受健康教育情况、居住地到最近医疗机构所需时间。括号中为稳健标准误，聚类在来源省一出生年龄层面。\*，\*\*，\*\*\* 分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。

## 五、影响渠道分析

教育可能会通过哪些途径来影响流动者在流入地的社会融入？本部分我们从收入、职业、迁移模式以及迁移的稳定性等多个角度来探索教育对社会融入的影响渠道。

首先，较高的教育程度可能提高个人的收入水平及工作正规程度，从而改善流动人口所面临的物质约束，使其具备融入的经济基础。2SLS 回归结果(表 5 第 1 列)表明，受教育年限每提高 1 年，流动人口月收入水平提高 6.6%。这与已有关于教育回报的研究结论一致：中国流动人口的教育回报率

在4.4%—7.6%之间(罗忠勇, 2010; 邢春冰等, 2013; 杨宜勇和王伶俐, 2021)。此外, 我们还根据工作单位是否为员工缴纳社会保险, 构造流动人口所从事工作的工作正规性得分。具体来说, 根据个人与雇主是否签订劳动合同、是否有城镇职工或公费医疗保险、是否有社会保障卡这三个变量的加总值, 构造得到取值范围为0—3(以上三项均没有=0, 参与一项=1, 参与两项=2, 均参与=3)的工作正规性变量。结果显示, 教育并没有显著提高他们的工作正规程度。

其次, 我们考察教育能否通过改善流动人口的职业选择来提高其在城市的融入水平。Treiman(1976)以及Chen等(2021)认为, 从事社会声望更高的职业, 可以使流动人口拥有更多的社会资源, 使他们更可能获得当地人们的尊重与认可, 从而有助于增强他们的主观融入意愿。为此, 我们按照Treiman(1977)国际职业社会声望量表(SIOPS), 将八大类及其细分职业进行赋值, 得到流动人口所从事职业的职业声望得分。然后, 我们按照个人所从事的职业是否高于职业声望得分中位数, 构造“高声望职业”二元变量。表5第3列回归结果显示, 受教育年限每提高1年, 流动人口从事高社会声望职业的概率提高5.3个百分点。这表明, 拥有较高教育程度的流动人口可能在流入地从事声望更高的职业, 从而增加了社会融入程度。

第三, 教育还可能通过改变家庭迁移模式来影响融入程度。已有研究显示, 家属随迁能够提高流动人口在当地的效用水平, 因而提升他们的居留意愿(Wang et. al, 2019)。因此, 我们考察教育是否提高了家属随迁的概率。表5第4列回归结果显示, 受教育年限每提高1年, 将提高家属随迁的概率8.7个百分点。这表明高教育水平的人可能更有能力也更倾向于携带家属随迁, 而家属的陪伴将提高他们在当地的效用水平, 因而提升了其在流入地的融入意愿。

第四, 教育还可能提高迁移的稳定性, 从而提升流动人口在本地继续居留的概率。研究结果(表5第5列)显示, 受教育年限提高1年, 流动人口在流入地居住时间将延长11.2个月。这说明随着教育水平提高, 流动人口自身迁移稳定性得以提升。这也与已有研究结论一致: 较低教育水平的流动人口更容易受到劳动力需求冲击的影响, 从而空间流动性更强, 稳定性更差(Luo and Xing, 2016)。因此, 教育程度的增加提高了流动人口应对劳动力市场需求冲击的能力, 提高了其工作和居住的稳定性, 进而改善其融入程度。

综合回归以上结果, 本文发现教育对流动人口融入的影响主要有以下四个渠道: 第一, 教育提高流动人口收入水平, 改善其在流入地所面临的物质

约束，使其具备了融入的经济基础。第二，教育拓宽了流动人口的职业选择，有助于其从事社会声望更高的职业，从而获得本地人的认同，提升个人居留意愿。第三，教育改变了迁移模式，提高流动人口家属随迁的概率，为其在当地的融入提供了重要的家庭支持。第四，教育提升了流动人口的迁移稳定性，提高了他们继续居留的概率。

表 5 教育对融入的影响渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	月收入对数	工作正规性	高声望职业	家属随迁	流入地居住时间
受教育年限	0.066*** (0.018)	0.023 (0.027)	0.053*** (0.015)	0.087*** (0.021)	11.167*** (2.215)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
来源、流入省	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
出生组	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
一阶段 Wald-F 值	50.91	42.7	50.62	23.12	58
Hansen J 检验 P 值	0.270	0.118	0.759	0.811	0.724
观测值	138045	81712	132579	138725	169989

注：数据来源：2017 年流动人口动态监测调查数据。回归模型和表 4 相同。工作正规性指个人与雇主是否签订劳动合同、是否有城镇职工或公费医疗保险、是否有社会保障卡这三个变量的加总值，取值范围为 0—3(以上三项均没有=0，参与一项=1，参与两项=2，均参与=3)。职业声望是按照 Treiman(1977)国际职业社会声望量表，将 8 大类及其细分职业进行赋值得来，高声望职业指的是个人所从事的职业不低于职业声望得分中位数；家属随迁指的是配偶和(或)子女当中至少一个人随迁(至少 1 人随迁=1，户主独自迁移=0)。所有模型均包括以下控制变量：(1)个人特征：性别、民族、婚姻状况、户口、党员身份；(2)家庭特征：家庭规模、老家地理位置；第 4 列回归方程额外增加了家庭类型(1=仅有配偶；2=仅有孩子；3=有配偶和孩子)离散虚拟变量。括号中为稳健标准误，聚类在来源省—出生年龄层面。\*，\*\*，\*\*\* 分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。

## 六、稳健性检验

### (一)安慰剂检验

以上分析中，我们将 15 岁作为受义务教育法影响的临界年龄。为了检验

实验设计的有效性,我们设计一个安慰剂检验,用同样的模型来估计义务教育法的实施对那些理论上讲不受义务教育法影响人群的影响。如果估计出来的影响和预期一致(都为零),则在一定程度上表明我们的基础模型结果是有效的。反之,如果估计结果为正数,则表明我们的基础模型结果可能受遗漏变量等内生性因素的干扰。

具体来说,我们在初始高低教育水平地区,分别选取义务教育法实施时处于16—17岁及18—19岁这两组不受政策影响的流动人口<sup>①</sup>,并假设16—17岁这一组受到了义务教育法的影响。然后我们采用之前的双重差分模型,考察这两组人群的受教育年限(及社会融入程度)之差是否在初始高低教育水平地区呈现差异,和Huang等(2021)做法相似<sup>②</sup>。

结果如表6所示,无论是针对受教育年限还是总融入指数,年龄组与初始教育水平的交乘项均不显著区别于零。这说明对不受义务教育影响的人群而言,初始教育水平不同地区输出的流动人口在教育水平和社会融入方面随时间的变化趋势不存在显著差异。因此,这一结果与预期一致,表明基础回归结果是无偏的,并非受内生性因素干扰所得。

表6 义务教育实施效率安慰剂检验

	(1) 受教育年限	(2) 总融入指数
法案实施时年龄组(16—17岁)	-0.165 (0.109)	-0.0186 (0.0343)
年龄组 * 低教育地区	-0.0865 (0.0847)	-0.0358 (0.0300)
控制变量	Yes	Yes
来源、流入省	Yes	Yes

① 我们也选取年龄间隔较远的两个年龄组做了检验,如法案实施时个人处于16—17岁和26—27岁等,回归结果仍然支持此部分的稳健性结论。

② 回归方程为:  $Y_{ijk} = \gamma_0 + \gamma_1 treat_{jp} + \gamma_3 treat_{jp} * Preedu_p + \gamma_4 X_{ijk} + \tau_p + Cohort_j + Destination_k + u_{ijk}$ 。其中,  $Y$  代表流动人口受教育年限和总融入得分,  $treat$  是0—1虚拟变量(义务教育政策实施时个人16—17岁=1, 18—19岁=0),  $Preedu$  是初始受教育年限高低地区虚拟变量(高教育水平地区=1, 低教育水平地区=0)。这里重点关注  $\gamma_3$  的系数,表示和高教育水平的地区相比,低教育水平地区不受政策影响的两组人教育水平的差异是否相同。

续表

	(1) 受教育年限	(2) 总融入指数
出生组	Yes	Yes
观测值	14, 314	14, 272

注：以上的回归控制变量和表 4 相同。法案实施时年龄组是个体层面上的 0—1 虚拟变量(法案实施时个人处于 16—17 岁=1, 18—19 岁=0)，法案实施前低教育水平地区变量是省份层面上的 0—1 虚拟变量，如果该省在法案实施前平均受教育年限不超过全国中位数，则该变量取值为 1，否则取值为 0。年龄组 \* 低教育地区变量是前两个变量的交乘项。括号中为稳健标准误，聚类在来源省—出生年龄层面。\*，\*\*，\*\*\* 分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。

## (二) 其他稳健性检验

在主回归结果中，我们采用了熵值法来构造主要的结果变量社会融入程度。但是，熵值法容易受到奇异值的影响，因此在稳健性分析中我们尝试其他处理方法，来考察估计结果的稳健性。首先我们将业余及政治活动参与得分分别进行 5%的缩尾处理，然后重新用熵值法计算了各个维度的融入和总融入得分指标。如表 7 第 1 列所示，数据缩尾后的结果和基础回归结果相差不大。其次，本文也采用了变异系数法和等权重法<sup>①</sup>构造了融入指标(表 7 的第 2、3 列)，结果均和基础回归结果差异不大。

表 7 教育对流动人口社会融入的影响：改变因变量构造方式

	(1) 缩尾 5%后熵值法	(2) 变异系数法	(3) 等权重法
受教育年限	0.093*** (0.021)	0.100*** (0.023)	0.095*** (0.022)
控制变量	Yes	Yes	Yes
来源、流入省	Yes	Yes	Yes
出生组	Yes	Yes	Yes
一阶段 Wald-F 值	57.60	57.60	57.60

① 等权重方法构造融入的方式是将取值范围不在 0—1 内的变量进行归一化处理，使所有变量的取值范围在 0—1 之间，然后将这些变量相加，即得到总融入得分。

续表

	(1) 缩尾 5%后熵值法	(2) 变异系数法	(3) 等权重法
Hansen J 检验 P 值	0.260	0.228	0.398
观测值	169989	169989	169989

注：以上的回归控制变量和表 4 相同。回归模型的因变量均为总融入指数。括号中为稳健标准误，聚类在来源省—出生年龄层面。\*，\*\*，\*\*\* 分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。

另外，基础回归结果中，我们主要控制了省层面的固定效应。为了控制更多不可观测因素，在稳健性检验中，我们将省份固定效应改为流入城市固定效应。回归结果如表 8 所示，各项系数和基础回归仍然相差不大。

表 8 教育对流动人口社会融入的影响：城市固定效应

	(1) 社会活动参与	(2) 居留意愿	(3) 总融入指数
受教育年限	0.094*** (0.023)	0.022*** (0.008)	0.096*** (0.023)
控制变量	Yes	Yes	Yes
来源、流入省	Yes	Yes	Yes
出生组	Yes	Yes	Yes
一阶段 Wald-F 值	57.82	57.82	57.82
Hansen J 检验 P 值	0.159	0.791	0.158
观测值	169989	169989	169989

注：以上回归的控制变量与表 3 相同。括号中为稳健标准误，聚类在来源省—出生年龄层面。\*，\*\*，\*\*\* 分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。

## 七、结论与讨论

流动人口在当地的融入状态不仅是其自身福利水平的体现，也决定了他们向市民化转变的速度。本文研究了教育对流动人口社会融入的影响。通过使用 2017 年流动人口动态监测调查数据，本文从社会活动参与、居留意愿两个维度测度了流动人口的社会融入水平，进一步地，使用熵值法得到总融入指标。为了解决潜在的内生性问题，本文使用义务教育法案作为外生冲击，

利用法案在不同年龄、不同省份实施时间的差异，构建了义务教育暴露程度和影响效率指标，作为个人受教育年限的工具变量。一阶段回归结果显示，义务教育法显著提高了流动人口的受教育年限，同时在初始教育水平较低地区其影响更大。工具变量两阶段估计(2SLS)结果显示：流动人口受教育年限每提高1年，会使个人社会融入得分提高0.1个标准差，其中，社会活动参与提高0.1个标准差，在本地居留意愿提高2.4个百分点。

进一步地，本文探索了教育对社会融入的影响渠道。我们发现教育提高了流动人口月收入水平，说明教育有助于改善流动人口在当地的生活条件，使其具备融入的经济基础。其次，教育有助于流动人口从事社会声望较高的职业，当地人的认可为其融入提供了良好的外部环境。第三，教育提高了家属随迁概率，拥有家属的陪伴使个人获得更高的效用水平，进一步提升他们的居留意愿。最后，教育延长了他们在流入地的居留时间，提升了流动人口迁移的稳定性，进而提高了个人在流入地居留的概率。以上客观条件及主观意愿方面的改善均加速了流动人口的社会融入。进一步地，本文结果意味着，如果能让流动人口多接受3年教育，即将其从初中提升至高中毕业，会使流动人口社会融入水平提高9%，对于本就处于较低受教育水平、较低社会融入水平的流动人口来说，教育的意义无疑是重大的。最后，本文也进行了多个稳健性检验，发现结果均是稳健的。

本文的结果具有较强的政策意义。首先，本文验证了义务教育法案的有效性，九年义务教育法的实施显著提高了流动人口的受教育水平，尤其是对那些初始受教育水平较低地区的人群而言，该法案的影响更大。这说明义务教育法案有助于缩小地区间的受教育水平差异，进而缩小流动人口地区间的收入差距。其次，本文结果表明教育对流动者社会融入影响重大，作为人力资本中最重要的因素，教育不仅能够提高个人的经济状况，还能够提升流动人口社会活动参与水平和本地居留意愿。这说明提高受教育水平有助于使流动人口实现由流动性迁移向融入型迁移转变，进而实现以人为本的新型城镇化。最后，教育对社会融入的影响渠道也说明，流入地政府应当以改善流动者在当地的生活和工作保障作为出发点，在教育、住房、医疗以及社会保险等领域制定相应的社会福利政策。这些政策保障至关重要，这将使得流动者获得与本地居民同等的权利和社会资源，有效解决流动者在本地生活的不确定性。流入地福利的有效保障将提供给那些希望携家属迁移的流动者足够有利的政策支持，解决其定居和真正融入城市的后顾之忧；另一方面，也能促进流动者更为充分地调动起其在城市生产生活中的积极性和主观能动性，最

终高质量地融入城市社会，真正体现以人为核心的新型城镇化方向。基于以上几个方面，本文为政府提升人力资本投资，尤其是未来高中教育的普及政策提供了经验证据。

最后，值得一提的是教育对流动者社会融入的积极影响应该会产生更强大的良性连锁反应。一方面，社会活动参与和居留意愿两者之间并非是各自独立，而是存在着互相促进关系。社会活动参与程度代表着社会网络关系，对个体居留意愿有积极的促进作用。有居留意愿者，主观上也更有可能愿意积极参与社会活动。另一方面，从宏观制度上来看，目前大部分城市的政策，无论是落户还是异地子女入学政策，都更加偏重于高教育水平人群，这也加速了高教育水平流动人口的社会融入。对以上问题的剖析超过了本文的研究范围，值得后续进一步探索。

#### [参考文献]

- 李荣彬、张丽艳，2012：《流动人口身份认同的现状及其影响因素研究——基于我国106个城市的调查数据》，《人口与经济》第4期。
- 刘涛、韦长传、仝德，2020：《人力资本、社会支持与流动人口社会融入——以北京市为例》，《人口与发展》第2期。
- 罗忠勇，2010：《农民工教育投资的个人收益率研究——基于珠三角农民工的实证调查》，《教育与经济》第1期。
- 任昶宇、肖潇、周羿，2020：《教育会改变家户的股票市场行为吗？来自义务教育法的证据》，《经济学报》第4期。
- 申秋红，2012：《流动人口居留意愿影响因素分析——基于全国六城市的调查》，《经济研究导刊》第2期。
- 邢春冰、贾淑艳、李实，2013：《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》，《经济研究》第11期。
- 杨菊华、张娇娇，2016：《人力资本与流动人口的社会融入》，《人口研究》第4期。
- 杨宜勇、王伶俐，2021：《流动人口教育回报率变动趋势研究》，《中国人口科学》第2期。
- 张吉鹏、卢冲，2019：《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》，《经济学(季刊)》第4期。
- 张卫民、安景文、韩朝，2003：《熵值法在城市可持续发展评价问题中的应用》，《数量经济技术经济研究》第6期。
- 张文宏、雷开春，2008：《城市新移民社会融合的结构、现状与影响因素分析》，《社会学研究》第5期。
- Cai, S., X. Shi and Z. Xu, 2021, "Migration Networks, Export Shocks, and Human

- Capital Acquisition: Evidence from China”, *Working Paper*.
- Chen, C. , W. Zhao and S. Chou, et al, 2021, “The Effect of Family Size on Parents’ Labor Supply and Occupational Prestige: Evidence from Taiwan and Mainland China”, *China Economic Review*, (66):1–16.
- Chen, Y. , Y. Lu and H. Xie, 2018, “Education and Non-Cognitive Skills”, *Lee Kuan Yew School of Public Policy Research Paper*, No. 18–05.
- Duflo, E. , 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 91(4): 795–813.
- Erten, B. and P. Keskin, 2019, “Breaking the Cycle? Education and the Intergenerational Transmission of Violence”, *The Review of Economics and Statistics*, 102 (2): 252–268.
- Goldlust J. and A. H. Richmond, 1974, “A Multivariate Model of Immigrant Adaptation”, *International Migration Review*, 8(2): 193–225.
- Huang, J. , V. Butsic and W. He, et al, 2018, “Historical Accountability for Equitable, Efficient, and Sustainable Allocation of the Right to Emit Wastewater in China”, *Entropy*, 20(12): 1–15.
- Huang, W. , 2015, “Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China”, *SSRN Scholarly Paper ID 2655246*. Rochester, NY: Social Science Research Network.
- Huang, W. , X. Lei, G. Shen, and A. Sun, 2021, “Neither Nature nor Nurture: The Impact of Maternal Education on Child Health”, *Working Paper*.
- Luo, D. and C. Xing, 2016, “Population Adjustments in Response to Local Demand Shifts in China”, *Journal of Housing Economics*, (33):101–114.
- Ma, M. , 2019, “Does Children’s Education Matter for Parents’ Health and Cognition? Evidence from China”, *Journal of Health Economics*, (66):222–240.
- Treiman, D. J. , 1976, “A Standard Occupational Prestige Scale for Use with Historical Data”, *Journal of Interdisciplinary History*, 2(7): 283–304.
- Treiman, D. J. , 1977, *Occupational Prestige in Comparative Perspective*, New York: Academic Press.
- Wang, C. , C. Zhang and J. Ni, et al. , 2019, “Family Migration in China: Do Migrant Children Affect Parental Settlement Intention?”, *Journal of Comparative Economics*, (47):416–428.

## The Impact of Education on the Assimilation of Rural-to-Urban Migrants: Evidence from a Natural Experiment

ZHANG Xiao-min, LI Ya-nan, XU Hui

(Business School, Beijing Normal University)

**Abstract:** The question of how to promote the assimilation of rural-to-urban migrants is an important research topic for urbanization. This paper studies the impact of education on migrants' social assimilation, using the 2017 round of the China Migrants Dynamic Survey. The empirical design exploits the temporal and geographic variation in the implementation of the nine-year compulsory schooling law. We find that a one-year increase in education improves social assimilation by 0.1 standard deviation. Some possible channels include that more years of schooling could improve migrants' earnings and occupational status, increase the probability of migrating together with family members, and increase the length of staying in the destination cities. Our results suggest that education is an important factor in promoting the social assimilation of the migrant population, which justifies increasing public education investment.

**Key words:** education; migrants; social assimilation; Compulsory Education Law; instrumental variables

附表1 省义务教育法案实施时间

省份	法案颁布年份 (1)	实际实施年份 (2)	初始影响年龄组 (3)
浙江	Sep-85	1986	1971
江西	Feb-86	1986	1971
北京	Jul-86	1986	1971
河北	Jul-86	1986	1971
山西	Jul-86	1986	1971
辽宁	Jul-86	1986	1971
黑龙江	Jul-86	1986	1971
重庆	Jul-86	1986	1971
四川	Jul-86	1986	1971
宁夏	Jul-86	1986	1971
江苏	Sep-86	1987	1972
上海	Sep-86	1987	1972
山东	Sep-86	1987	1972

续表

省份	法案颁布年份 (1)	实际实施年份 (2)	初始影响年龄组 (3)
河南	Oct-86	1987	1972
广东	Oct-86	1987	1972
云南	Oct-86	1987	1972
天津	Nov-86	1987	1972
吉林	Feb-87	1987	1972
湖北	Mar-87	1987	1972
陕西	Sep-87	1988	1973
安徽	Sep-87	1988	1973
贵州	Jan-88	1988	1973
新疆	May-88	1988	1973
福建	Aug-88	1988	1973
内蒙古	Sep-88	1989	1974
青海	Oct-88	1989	1974
甘肃	Sep-90	1991	1976
湖南	Sep-91	1992	1977
广西	Sep-91	1992	1977
海南	Dec-91	1992	1977
西藏	Jul-94	1994	1979

注：此表来源于 Cui 等(2019)。

附表 2 熵值法各变量权重

	(1) 业余活动参与	(2) 政治活动参与	(3) 本地居留意愿
总社会融入	0.4220	0.4929	0.0851
活动参与	0.4612	0.5388	—
本地居留意愿	—	—	1.0000

(责任编辑：刘泽云 责任校对：刘泽云 胡咏梅)