

教育程度与乡城移民城市融入

——基于身份认同的实证分析

徐超¹, 魏天保², 杨政宇²

(1. 南京财经大学 财政与税务学院, 江苏 南京 210023;

2. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘要: 在人口城市化大步迈进的时代背景下, 乡城移民的城市融入问题备受关注。文章使用中国社会状况综合调查(CSS)数据, 实证考察了教育程度与乡城移民城市融入之间的因果关系。为克服可能存在的内生性问题, 文章借助1986年“义务教育法”颁布这一准自然实验构建工具变量, 采用2SLS方法进行了稳健回归。实证结果显示, 教育程度能够显著提高乡城移民的城市身份认同感。在基本结论的基础上, 文章进行了相应的渠道分析, 结果发现, 教育在乡城移民获取城市户籍、城市住房以及嫁娶城市原著居民过程中发挥了积极作用, 并由此促进了乡城移民的城市融入。根据研究结论可知, 不断推进农村教育事业发展, 努力提高乡城移民的受教育水平是加快实现乡城移民城市融入的可取之道。

关键词: 教育程度; 乡城移民; 城市融入; 城市身份认同

中图分类号: F062.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2019)02-0080-13

一、引言

随着我国工业化和城市化进程的不断推进, 乡城移民规模日益扩大, 业已成为城市经济发展和现代化建设中不可或缺的重要力量。“乡城移民”指的是在特定时期内, 以从事非农工作为目的, 从农村地区流动到城市地区, 没有城市户籍或通过购房、婚姻等途径获得城市户籍的移民及其随迁家属(胡书芝和刘桂生, 2012)。与“农民工”一词不同, “乡城移民”更多体现了对应群体地域或空间转移特征, 而非职业属性, 是较为中性的概念; 此外, “乡城移民”的范畴更加广泛, 不仅包括暂住城市地区的农业户籍居民, 还囊括了永久居住在城市地区且已获得城市户籍的农转非居民。

长久以来, 乡城移民的城市融入问题备受关注。“城市融入”是一个多维的概念, 它强调了乡城移民进入城市后, 确立经济地位, 适应城市社会互动规范, 并获取市民身份、享受市民待遇, 最终实现在城市舒适生活的融入过程(王佃利等, 2011; 聂伟和风笑天, 2013)。一方面, 作为城市建设的重要贡献者, 乡城移民能否顺利融入城市、实现从“农村人”到“城市人”的转变, 不仅关系到我国城市经济的可持续发展, 还关系到整个社会的和谐与稳定。相关研究表明, 城市融入有助于促进乡城移民的劳动供给(Nekby和Rödin, 2010; 卢海阳和梁海兵, 2016)。当前中国

收稿日期: 2018-01-10

作者简介: 徐超(1987—), 男, 山东潍坊人, 南京财经大学财政与税务学院讲师;

魏天保(1985—), 男, 甘肃天水人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;

杨政宇(1988—), 男, 江西赣州人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生。

经济已越过“刘易斯拐点”，人口红利正在消失，劳动力渐变为稀缺资源；而老龄化问题又进一步加剧了劳动要素的稀缺性。在此背景下，加快城市融入步伐，以此提高乡城移民的劳动供给量无疑成为缓解劳动要素不足、保持国民经济稳步增长的重要突破口。另外，城市融入还将提升乡城移民的社会公平感（胡荣和陈斯诗，2010）、精神健康（聂伟和风笑天，2013）和生活满意度（杨春江等，2014），间接消减社会矛盾与纠纷，维护良好社会秩序。然而，现实中乡城移民的城市融入却受诸多方面的制约。从制度层面上讲，我国长期存在城乡经济二元结构，导致在户籍制度、用工制度、社会保障制度等方面，乡城移民与原著城市居民存在系统差异，并不可避免地转变为经济社会地位上的差距（王美艳，2005；Meng和Bai，2007；吴贾等，2015），严重阻碍乡城移民与原著居民的相互融合。从文化层面上讲，故土情结在城市融入过程中扮演的并非积极角色。具有浓重传统色彩的乡土文化与富有现代特色的城市文化，相互碰撞、彼此排斥，亦成为乡城移民难以深度融入城市的客观原因。

近年来，学者们针对城市融入的影响因素展开了广泛的研究与探讨，以期为促进乡城移民城市融入出谋划策。其中，教育的作用尤受关注。自20世纪中期舒尔茨、贝克尔等人开创人力资本理论后，对于教育的研究进一步推广、深化，涉及居民收入和消费（Becker和Murphy，2007；杨汝岱和陈斌开，2009）、社会资本（宋严等，2012；李辉文和张质，2015）、婚姻市场（Benham，1974；Schwartz和Mare，2005；陈建伟，2015）等多个领域。从作用机理上讲，上述方面又是教育影响城市融入的重要作用路径（何军，2011；张振宇等，2013）。基本的学界共识是，教育对城市融入的作用积极且显著（梅亦和龙立荣，2013；李强和何龙斌，2016），但影响程度却千差万别。除了采用的城市融入指标大相径庭外，内生性问题也是重要原因之一。诸如个人能力、成长环境、父母教育水平等因素，既能够一定程度上决定个体接受教育的机会和水平，还可能影响个体融入城市的速度与深度。忽视这些因素而进行的描述性分析或简单回归分析，所得结论往往是有偏误的。与此同时，缺乏相应的中介分析也形成了对这一主题的进一步研究空间。

借助CSS2011微观调查数据，本文对教育程度与城市融入之间的因果关系进行了再考察，以期弥补上述研究的不足。本文的主要工作和学术贡献体现在以下几个方面：首先，借助1986年《中华人民共和国义务教育法》颁布实施这一准自然实验构建了工具变量，采用两阶段最小二乘（2SLS）回归方法，实证考察了教育程度与城市融入的因果关系，克服了本主题研究面临的内生性难题。其次，使用城市人身份认同感对城市融入水平进行测度，着重考察了乡城移民心理层面的融入。乡城移民的城市融入可以划归为经济融入、社会融入和心理融入三个层次（朱力，2002）。经济层面的适应是立足城市的基础；社会层面是城市生活的进一步要求，反映融入城市生活的广度；心理层面的适应是属于精神上的，反映参与城市生活的深度。只有心理和文化的适应，才说明农民工完全融入了城市社会。因此，乡城移民的城市融入不应仅停留在经济层面和社会层面，更应该深化为心理层面的融入，并形成对城市人身份的认同。身份认同即为个体对自己在时空中的一致性和相较于他人的差异性的感知，是个体对自己所属群体、所处文化场域的主观判断（张广利和张瑞华，2012）。城市人身份认同，隐含着在经济状况、社会属性等方面与城市人实现同一，能够深层次、全方位地反映乡城移民的市民化程度。最后，在识别了因果关系的基础上，进一步检验教育影响城市融入的作用机制。因果关系的考察可以帮助识别教育对城市融入的影响方向和程度，而渠道分析则可以明晰教育影响城市融入的具体过程，为精准制定有助于乡城移民城市融入的公共教育政策提供有益借鉴。实际上，国内外不少文献讨论了教育与城市融入的中介因素，但这些文献，要么停留在理论层面（马云献，2012；梅亦和龙立荣，2013），缺乏相应的数据支持；要么中介因素单一（李强和何龙斌，2016），研究不够系统、

深入。本文从户籍获取、住房市场和婚姻市场等多个方面进行了渠道分析,试图理清教育影响城市融入的作用路径。

本文剩余内容安排如下:第二部分介绍全文研究设计,包括计量模型的建立、对相关变量的说明以及所用数据的来源;第三部分进行计量回归并分析实证结果;渠道分析放在了第四部分;最后一部分是结论及相关政策建议。

二、研究设计

(一) 计量模型建立

为了考察乡城移民教育程度对其城市融入的影响,借鉴Yue等(2013)、刘生龙等(2016)的文献,建立如下计量方程:

$$Identity_i = \alpha + \beta Edu_i + \sum_j \delta_j Controls_{j_i} + \lambda + \xi_i \quad (1)$$

其中,Identity代表乡城移民的城市身份认同,用以反映乡城移民城市融入水平;Edu代表乡城移民的教育程度,以个体接受的正规教育年数进行测度;Controls代表影响城市融入的一系列控制变量;方程中还纳入了省别虚拟变量以控制地区固定效应,并用 λ 表示; ξ 为误差项。特别地,由于城市身份认同(Identity)为虚拟变量,基准回归将采取Probit模型估计。

教育对城市融入的影响往往会受到隐性因素的干扰,如无法观测的个人能力、成长环境或父母的教育程度等,从方法论的角度讲,遗漏这些变量会产生有偏误的估计结果。这一情形下,教育相关文献多采用工具变量法来克服遗漏变量问题。1986年我国首部义务教育法颁布为研究教育的经济社会效应提供了良好的准自然实验(刘生龙等,2016;李振宇和张昭,2017)。我国义务教育法规定“凡年满六周岁的儿童,不分性别、民族、种族,应当入学接受规定年限的义务教育”。紧接着,各地方教育主管部门也因地制宜地制定和颁布了相应的实施办法。自此之后,全国中、小学阶段入学率和国民教育水平有了明显提升。图1描绘了我国小学适龄儿童入学率和小学毕业升学率走势,从中可以看出,我国适龄儿童入学率在1981年为93%,2008年为99.5%,近30年间增长了7.0%;小学毕业生升学率在1981年为68.3%,至2008年达到99.7%,整体增幅为46.0%。局部来看,我国适龄儿童入学率在1986年前后增长速度相对平缓,而小学生毕业升学率在1986年前后出现了跳跃式增长态势。图1间接说明,义务教育法主要是通过提高初中阶段入学率来提升全民教育水平的,并取得了显著成效。需要说明的是,义务教育法的颁布和实施是国家宏观层面的政策方针,相对单个乡城移民的城市融入程度具有强外生性特质,满足工具变量的外生性条件。

借助义务教育法颁布实施这一准自然实验,本文将采取两阶段最小二乘法(2SLS)对教育程度与乡城移民城市融入的关系进行再检验。2SLS的第一步是使用乡城移民的教育程度对工具变量(CLS)进行回归,得到教育程度的拟合值 Edu_i^* ,方程如下:

$$Edu_i = \alpha_0 + \alpha_1 CLS_i + \sum_j \delta_j Controls_{j_i} + \lambda + \mu_i \quad (2)$$

紧接着,使用教育程度拟合值完成第二阶段回归,方程如下:

$$Identity_i = \beta_0 + \beta_1 Edu_i^* + \sum_j \theta_j Controls_{j_i} + \lambda + \varepsilon_i \quad (3)$$

1986年义务教育法规定义务教育包括小学和初中阶段教育共9年。根据法律规定,未满15周岁的失学儿童必须重返学校接受义务教育,而已满15周岁的失学儿童则不必返校学习。这

意味着,在义务教育法实施的当年,未满15周岁(1971年9月之后出生)的儿童将因受到法律约束而比那些已满15周岁(1971年9月之前出生)的儿童普遍接受更多的教育(Fang等,2012;刘生龙等,2016)。据此,我们将1971年9月后出生的乡城移民纳入处理组(treatment group),将1971年9月之前出生的乡城移民纳入对照组(reference group)。本文定义分组变量(CLS)等于1(如果个体生于1971年9月之后)。

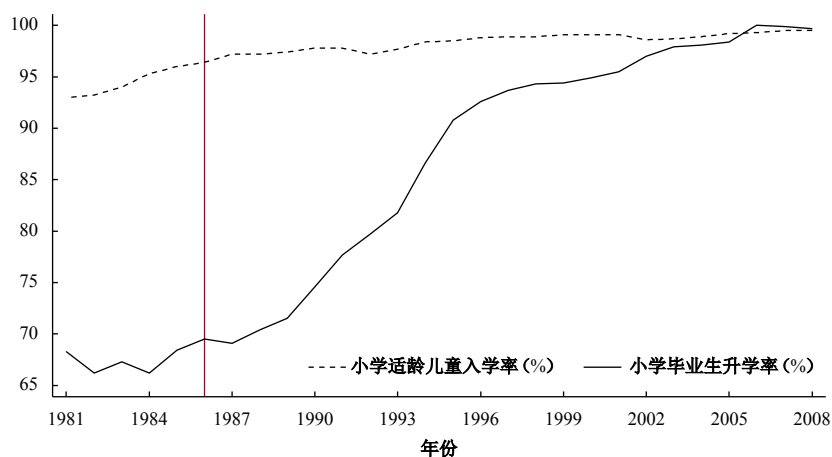


图1 小学适龄儿童入学率和小学毕业升学率走势图

(二)数据来源

本文所用数据来源于中国社会科学院社会学研究所发起的大型连续抽样调查项目“中国社会状况综合调查(Chinese Social Survey, CSS)”。CSS调查项目分别于2006年、2008年、2011年、2013年和2015年进行了5次全国调研,在此基础上形成了5年的重复调查数据,为考察流动人口的社会融入问题提供了丰富而科学的基础信息。考虑到相关变量的可得性以及论证的连贯性,本文仅使用了CSS2011数据^①。

根据胡书芝和刘桂生(2012)等的定义,乡城移民为“从农村地区流动到城市地区,没有城市户籍或通过购房、婚姻等途径获得城市户籍的移民及其随迁家属”。鉴于此,本文将研究对象限定为出生地为农村地区,现居地为城市地区的非农户籍人口或农业户籍流动人口。其中,城市地区包括市或县的中心城区和边缘城区。本文剔除了正在上学的观察值、部分变量缺失的观察值,可用样本量为2 075个。

(三)变量介绍

本文因变量为乡城移民的城市融入水平。如前所述,较之经济和社会融入而言,心理和精神层面的融入更能体现乡城移民的融入深度。因此,本文将着重考察心理融入,并采用城市身份认同(Identity)作为其代理变量。在CSS2011中有如下问题:“就目前的生活状况来说,您认为自己是城里人还是农村人?”当受访者回答“是城里人”时,将城市身份认同(Identity)变量赋值为1,否则赋值为0。

核心自变量是乡城移民的教育程度(Edu)。在CSS问卷中的如下问题构成了对教育程度(Edu)的测度:“从上小学开始算起,您一共受过多少年的正式教育呢?”借鉴已有文献并考虑可得性,纳入的控制变量包括:个体的性别(男=1)、年龄及其年龄平方、民族(汉族=1)、婚姻状况(在婚=1)、家庭的人口规模、本地居住时间。主要变量的统计性描述见表1。

^①本文用于构建城市身份认同(Identity)变量的问题仅存在于CSS2011问卷中。

表1 主要变量统计性描述

| | 全样本 | | 不认同组 | | 认同组 | | 均值差 |
|---------|-------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|----------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | |
| 教育程度 | 8.60 | 4.55 | 7.87 | 4.36 | 9.38 | 4.61 | -1.51*** |
| 性别 | 0.45 | 0.50 | 0.44 | 0.50 | 0.46 | 0.50 | -0.03 |
| 年龄 | 46.51 | 17.22 | 43.04 | 14.97 | 50.21 | 18.65 | -7.16*** |
| 民族 | 0.92 | 0.27 | 0.93 | 0.26 | 0.91 | 0.28 | 0.01 |
| 婚姻状况 | 0.79 | 0.41 | 0.81 | 0.39 | 0.77 | 0.42 | 0.04** |
| 家庭人口规模 | 3.72 | 1.59 | 3.96 | 1.52 | 3.47 | 1.63 | 0.49*** |
| 本地居住时间 | 21.19 | 20.03 | 21.37 | 21.18 | 21.01 | 18.74 | 0.36 |
| 样本量(占比) | 2 075(100%) | | 1 070(51.6%) | | 1 005(48.4%) | | |

注：***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；认为自己是城里人的乡城移民归于“认同组”，其余移民归于“不认同组”。

表1报告了主要变量的统计性描述。从表1可以发现，样本中认同城市人身份的乡城移民占样本总量的48.4%，不足样本总量的一半；51.6%的移民依旧认为自己是农村人，还未实现从农村人身份到城市人身份的心理转变，一定程度上制约着我国城乡一体化的建设步伐。

乡城移民的平均教育年数在8.60附近，尚未达到义务教育法规定的9年义务教育水平，但已比较接近。“认同组”中，乡城移民的平均受教育年数为9.38，“不认同组”中，乡城移民的平均受教育年数为7.87。通过均值差t检验可以发现，两组人群的平均受教育年数相差1.51，在1%的水平上显著，间接说明了教育程度与城市身份认同之间的正向关联性。

此外，通过表1还可以发现，“认同组”和“不认同组”在年龄、家庭人口规模等方面存在系统差异（均值差显著异于零）。认同城市人身份的移民要比认同农村人身份的移民年龄普遍更大，反映出年龄更大的移民具备更强的环境适应和身份转换能力。相对认同城市人身份的移民而言，认同农村人身份的乡城移民，其家庭人口数量平均要高出0.49，对此有如下可能的解释：家庭人口规模越大，乡村文化更容易在家庭内部保留、延续；此外，较大的家庭人口规模往往伴随着更大的经济压力和更低的家庭储蓄和消费水平，也不利于自有住房的获取和社交关系网络的扩展。

三、实证结果

（一）基准回归结果

本文基准回归采用Probit模型，结果见表2。模型（1）中添加了性别、年龄等控制变量，但未控制地区固定效应。教育程度的回归系数为0.037 3，且在1%的水平上显著，说明教育程度每增加1年，乡城移民认同城市人身份的概率将提高3.73个百分点。模型（2）在模型（1）的基础上进一步添加了省别虚拟变量，教育程度的回归系数变为0.035 2，与模型（1）结果基本保持在同一水平。

表2 Probit回归结果

| | 全样本乡城移民 | | 10岁后迁移的乡城移民 | |
|------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 教育程度 | 0.037 3*** (0.002 5) | 0.035 2*** (0.002 6) | 0.036 0*** (0.002 6) | 0.034 2*** (0.002 7) |
| 性别 | -0.029 2 (0.020 7) | -0.023 3 (0.020 4) | -0.030 2 (0.021 4) | -0.024 2 (0.021 1) |

续表2 Probit回归结果

| | 全样本乡城移民 | | 10岁后迁移的乡城移民 | |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 年龄 | -0.005 9 (0.004 1) | -0.005 3 (0.004 0) | -0.005 9 (0.004 2) | -0.005 5 (0.004 2) |
| 年龄平方 | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) |
| 民族 | -0.101 9*** (0.037 2) | 0.022 9 (0.048 8) | -0.120 7*** (0.038 2) | 0.014 0 (0.050 9) |
| 婚姻状况 | -0.002 5 (0.028 3) | 0.012 0 (0.028 1) | 0.004 1 (0.029 4) | 0.019 8 (0.029 2) |
| 家庭人口规模 | -0.027 3*** (0.006 4) | -0.023 6*** (0.006 6) | -0.026 1*** (0.006 6) | -0.023 5*** (0.006 9) |
| 本地居住时间 | -0.002 0*** (0.000 6) | -0.001 4** (0.000 6) | -0.001 9*** (0.000 6) | -0.001 5** (0.000 6) |
| 地区固定效应 | | 控制 | | 控制 |
| Pseudo R ² | 0.133 9 | 0.169 6 | 0.129 1 | 0.166 2 |
| 观察值 | 2 075 | 2 075 | 1 940 | 1 940 |

注：***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；括号内为系数标准差；回归系数已转化为边际效应，下同。

本文中，乡城移民被界定为出生于农村地区的乡城流动人口，其中也包括出生地为农村，却成长于城市地区，但没有任何农村生活经历的人群。这类人群由于缺乏农村生活记忆，而与城市原著居民更为相近。一方面，与城市原著居民类似的成长环境、社会关系网络和生活习惯等，导致他们更倾向于认同自己的城市人身份；另一方面，由于一直生活在城市地区，该人群有更多的机会接受正规教育，表现为更长的受教育年数。这意味着，使用包含上述观察值的样本，极有可能高估教育对城市融入的促进作用。为此，在初始样本的基础上，我们进一步剔除了迁移年龄小于10岁的观察值。

子样本回归结果报告于表2第三列和第四列。类似地，模型(3)只纳入了性别、年龄等个体特征和家庭特征变量，模型(4)进一步纳入了省别虚拟变量。从表2可以发现，教育程度系数分别为0.036 0和0.034 2，且均在1%水平上显著，表明教育年数每增加1年，乡城移民认同城市人身份的概率将提升3.5个百分点左右。这一结果与全样本回归结果十分接近。

(二) 2SLS回归结果

在进行2SLS回归之前，需要对工具变量的相关性和排他性条件进行检验和说明。表3为2SLS回归的第一阶段结果^①。第一列为全样本回归结果，可以发现，CLS变量系数为1.509 9，且在1%水平上显著，说明工具变量与乡城移民受教育程度显著正相关；第一阶段回归F值

表3 2SLS第一阶段回归结果

| | (1) | (2) |
|----------------|-------------------------|-------------------------|
| | 全样本乡城移民 | 10岁后迁移的乡城移民 |
| CLS | 1.509 9*** (0.345 6) | 1.369 7*** (0.357 4) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| F值 | 28.42 | 25.84 |
| R ² | 0.383 4 | 0.377 5 |
| 观察值 | 2 009 | 1 876 |

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为系数标准差；控制变量与表2模型(2)一致，下同。

^①由于CSS2011未提供受访者的出生月份，无法确定1971年出生的移民是属于对照组还是处理组。借鉴邹红和喻开志(2015)等的做法，我们剔除了1971年出生的观察值。

为28.42,远大于10,排除了弱工具变量的可能性。模型(2)对应剔除了初迁年龄小于10岁的观察值的子样本,检验结果与全样本保持一致。综上可知,工具变量的相关性条件是满足的。

工具变量的排他性条件指的是,义务教育法颁布只能通过影响移民的受教育程度来影响其城市融入。从颁布部门来看,义务教育法由全国人民代表大会决议通过,属于宏观层面的制度方针,具有较强的外生性。从颁布初衷来看,义务教育法旨在“保障适龄儿童、少年接受义务教育的权利,保证义务教育的实施,提高全民族素质”,并不直接作用于个体能力等影响居民城市融入的其他因素,满足排他性条件。

借鉴方颖和赵扬(2011)等的做法,我们还对工具变量的排他性条件进行了实证检验。具体如下:首先使用工具变量(CLS)对城市身份认同进行回归,结果见表4模型(1)和模型(3)。从表4可以发现CLS系数在5%的水平上显著为正,说明义务教育法颁布显著提高了乡城移民的城市身份认同感。随后,使用CLS和教育程度一起对城市身份认同进行回归,结果见表4模型(2)和模型(4)。此时,教育程度系数在1%的水平上显著,但CLS变量却变得不再显著。上述结果也进一步说明,CLS仅通过影响教育程度影响城市身份认同。

表4 排他性检验

| | 全样本乡城移民 | | 10岁后迁移的乡城移民 | |
|-----------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| CLS | 0.097 6** (0.043 0) | 0.041 7 (0.041 7) | 0.090 0** (0.044 6) | 0.040 6 (0.043 3) |
| 教育程度 | | 0.034 7*** (0.002 7) | | 0.033 7*** (0.002 8) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Pseudo R ² | 0.111 7 | 0.164 4 | 0.111 1 | 0.161 2 |
| 观察值 | 2 009 | 2 009 | 1 876 | 1 876 |

2SLS回归结果见表5。模型(1)是全样本回归结果,在未控制地区固定效应时,教育程度系数为0.067 3,在5%的水平上显著,说明受正式教育年数每提高1年,乡城移民认同城市人身份的概率将提高6.73个百分点。与Probit模型结果相比,2SLS结果有了明显的提升,对此可以用“寒门多出贵子”来解释:那些出身贫寒的移民,往往更珍惜学习机会、投入更多的学习精力,进而获取更高的教育水平;同时,相对家庭优越的移民而言,这些移民难以借助家庭或父母的力量融入城市。如果不考虑家庭背景和父母特征等因素,基本的回归结果就会低估教育的作用。表5模型(2)对应10岁后迁移的乡城移民,教育程度的系数为0.068 3,在5%的水平上显著,说明子样本中乡城移民的教育年数每增加1年,认同城市身份的概率将提高6.83个百分点。工具变量结果证明了教育对城市融入的确存在正向促进作用,努力提高乡城移民受教育水平对推进城市化进程意义重大。

表5 2SLS回归结果

| | (1) | (2) |
|----------------|------------------------|------------------------|
| | 全样本乡城移民 | 10岁后迁移的乡城移民 |
| 教育程度 | 0.067 3** (0.029 1) | 0.068 3** (0.033 3) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.144 2 | 0.134 7 |
| 观察值 | 2 009 | 1 876 |

四、渠道分析

作为重要的人力资本,教育能够通过多种途径间接影响乡城移民的城市融入。在基本结

论的基础上,接下来将从城市户籍、城市住房获取和婚姻市场三个方面揭示教育对城市融入的主要传导机制。^①

(一)城市户籍

1958年颁布的《户籍管理条例》将城市居民和农村居民按照户籍进行了清晰划分。从历史的角度来看,新中国成立初期的户籍制度很好地将农民固定在了土地上,并以“剪刀差”的形式推进着中国城市的工业化和现代化进程(吴贾等,2015)。由于作为工业生产资料的农业产品一直受到政府的价格管控,处于低位供给状态,导致城乡居民的收入水平和生活质量存在巨大差异。与此同时,百废待兴的国民经济尚不具备全面推进公共服务建设的能力,教育、医疗、社会保障等基本公共服务投入存在明显的城市偏向。作为优先享受城市公共服务准入门槛的城市户籍也自然而然地成为农村人身份和城市人身份的主要区别。改革开放以后,市场经济的发展需求倒逼城乡一体化进程不断推进,城乡二元结构日趋松动,户籍制度改革的呼声渐隆。国务院和相关部门相继推出了一系列改革文件,以期打破劳动力乡城流动限制和就业门槛。但由于制度的不完善和观念的固化,这些改革措施还未能完全扭转城市户籍和农村户籍在劳动市场、婚姻市场以及城市基本公共服务等方面的歧视性对待。获取城市户籍依旧是乡城移民融入城市、认同城市身份的主要一环。

本文认为,教育对乡城移民城市融入的影响,一定程度上是通过城市户籍获取发挥作用的。这可以从劳动市场、婚姻市场和住房市场等视角予以解释。从劳动市场来看,依托工作单位转化户籍是获取城市户籍的重要途径。一般而言,有能力解决职工城市户口的企事业单位或政府部门对求职者的学历要求不断提升,这意味着,那些教育程度较高的移民,有更大的概率通过劳动市场来获取城市户籍。从婚姻市场来看,通过嫁娶城市原著居民实现城乡户籍转化的情况已屡见不鲜。由于门当户对的传统观念,城市居民嫁娶农村居民将受到家庭其他成员的强烈阻挠,而教育则有助于冲破这一传统障碍。一方面,教育程度较高的农村户籍人口,在文化素养、工作性质、个人收入等方面与城市居民逐渐趋同,较易被配偶家属接受;另一方面,更高学历的获取过程也增加了与城市同学接触的机会,提高了嫁娶城市居民的概率。从住房市场来看,教育作为人力资本提升的最主要途径,为积累购房储蓄提供了收入保障。而购房落户的情况已经成为获取城市户籍的常见渠道。特别地,教育在住房市场和婚姻市场的上述作用,将在后文中作进一步的分析和验证。

接下来将实证考察教育对城市户籍获取的影响。对于城市户籍获取(Urban_hukou),本文采用现有户籍是否为本地城区非农户籍进行测度,回归结果见表6。前两列为全样本结果,模型(1)使用Probit模型,教育程度回归系数为0.0313,在1%的水平上显著,说明教育年数每增加一年,乡城移民获取城市户籍的概率将提高3.13个百分点;模型(2)为消除了内生性问题后的2SLS模型结果,教育程度回归系数提高至0.0978,在5%的水平上显著,说明教育年数每增加一年,乡城移民获取城市户籍的概率将提高9.78个百分点。后两列对应10岁后迁移的乡城移民样本,实证结论与全样本保持了一致性。表6的回归结果说明,获取城市户籍是教育影响乡城移民城市融入的重要传导机制。

(二)城市住房

乡城移民要顺利融入城市,有一套稳定的住房至关重要(胡书芝和刘桂生,2012)。“居者有其屋”,住房一直被老百姓看成是安身立命、安居乐业的先决条件。张路等(2016)的研究结果显

^①教育还可能通过城市公共服务获取、社会网络关系拓展等诸多方面影响乡城移民的城市融入,限于变量的可获得性以及中介渠道的交叠性,本文未一一考察。

示,中国各年龄段居民的住房拥有率普遍高于美国,从侧面反映出我国居民对自有住房的格外偏好。在中国人眼中,房屋与“家”密切相关,甚至被视为“家”的代名词。漂泊在外的乡城移民在城市地区拥有自己的住房,便有了“家”的归属感,无疑会增强他们对城市人身份的认同。此外,市场经济条件下,购房送户口的政策设计也让房产与城市户籍、城市公共服务相关联,进一步强化了住房获取对乡城移民城市融入的积极作用。从另一个视角来看,住房还是一种特殊的消费品。人们习惯借助消费彰显与其他社会成员的同性和差异性,并将自己划归到特定的阶层和群体(王雨磊,2012)。作为一类高档商品,住房可以彰显城乡居民的消费能力,影响着他们对所属阶层和群体的主观判断。与大部分乡城移民不同,原著城市居民的城市住房往往与生俱来,这也构成了城市人和农村人的显著区别。换言之,有能力购买城市住房,才能与城市居民在消费水平、进而社会阶层上达成同一。因此,城市住房便成了乡城移民实现“退村进城”、完成身份转换的必要前提。

表6 教育程度与城市户籍获取

| | 全样本乡城移民 | | 10岁后迁移的乡城移民 | |
|------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | Probit | 2SLS | Probit | 2SLS |
| 教育程度 | 0.031 3*** (0.002 6) | 0.097 8*** (0.032 0) | 0.030 4*** (0.002 7) | 0.095 7*** (0.036 1) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观察值 | 2 075 | 2 009 | 1 940 | 1 876 |

获取城市住房是教育影响乡城移民城市融入的另一个重要渠道。1998年7月国务院发布《关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知》,宣布城镇地区自1998年下半年开始停止住房实物分配,全面实行住房分配货币化,同时建立和完善以经济适用住房为主的多层次城镇住房供应体系。自此之后,我国城市住房价格持续走高,超过了国民经济和居民收入的增长速度,给城乡居民带来了沉重的购房负担。在各级政府努力破除城乡二元户籍结构、推进养老医疗服务等城乡一体化改革取得实质性进展的背景下,不断攀升的城市房价逐渐演变为阻碍乡城移民融入城市的又一樊篱。客观的房价是移民无法左右的现实条件,获取更高的收入成为普通老百姓快速积累购房储蓄、购买城市住房的主要途径。我们认为,教育在促进收入增长方面扮演着积极角色,并间接提高了居民获取城市住房的概率。一方面,作为获取人力资本的主要方式,教育可以显著提升居民的劳动回报率(刘生龙等,2016);另一方面,作为一种显示信号,更高的教育程度还有助于劳动者直接获取薪金更高的就业岗位(Spence,1973)。

为了验证城市住房的中介作用,本文实证考察了教育对乡城移民获取城市住房的影响。回归分析中,被解释变量为是否拥有城市住房(City_house),其中,城市住房被界定为乡城移民在迁入县(市、区)城区内的自有住房。具体的实证结果见表7。前两列为全样本结果,模型(1)对应Probit模型,教育程度的回归系数为0.027 6,在1%的水平上显著,说明教育年数每增加一年,乡城移民获取城市住房的概率将提高2.76个百分点;模型(2)为消除了内生性问题后的2SLS模型结果,教育程度回归系数提高至0.060 9,在5%的水平上显著,说明教育年数每增加一年,乡城移民获取城市住房的概率将提高6.09个百分点。后两列对应10岁后迁移的乡城移民样本,实证结论与全样本保持了一致性。表7的回归结果支持了先前的论断,即获取城市住房是教育影响乡城移民城市融入的重要渠道。

表7 教育程度与城市住房获取

| | 全样本乡城移民 | | 10岁后迁移的乡城移民 | |
|------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | Probit | 2SLS | Probit | 2SLS |
| 教育程度 | 0.027 6*** (0.002 7) | 0.060 9** (0.029 5) | 0.027 8*** (0.002 8) | 0.059 3* (0.033 5) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观察值 | 2 075 | 2 009 | 1 940 | 1 876 |

(三) 婚姻市场

嫁娶城市原著居民有助于乡城移民快速融入城市生活。首先,通过婚迁的方式,乡城移民可以将户口迁移到配偶所在的城市地区,并由此获取城市户籍。一般来讲,城市居民的收入水平相对较高,经济条件相对优越,嫁娶城市居民更容易得到对方父母在购买住房上的经济支持。如前文所述,城市户籍和城市住房正是移民实现城市融入的关键锁钥。其次,“潜移默化,自然似之”,乡城移民在文化风俗、消费习惯、交流方式等方面会受到配偶及其家属的深刻影响,并与城市居民日渐趋同;此外,通过配偶及其原属家庭,乡城移民还能够拓展自身的社会关系网络,结识更多的城市人。生活方式上的转变和城市社交网络的扩展对于乡城移民融入城市生活无疑具有积极效应。

本文认为,伴随着教育程度的提升,乡城移民嫁娶城市居民的概率也会不断增加。换言之,嫁娶城市居民构成了教育促进乡城移民城市融入的又一作用路径。据前文分析,教育不仅有助于冲破“门当户对”的婚姻观念,还会增加乡城移民与适龄城市居民的接触机会,提高嫁娶城市居民的可能性。为了检验教育的上述作用,本文借助CSS2011数据实证考察了乡城移民受教育程度对其嫁娶城市原著居民的影响,实证结果见表8。

表8 教育与婚姻市场

| | 全样本乡城移民 | | 10岁后迁移的乡城移民 | |
|------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | Probit | 2SLS | Probit | 2SLS |
| 教育程度 | 0.013 2*** (0.003 3) | 0.132 5** (0.061 2) | 0.013 7*** (0.003 2) | 0.120 2* (0.061 4) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观察值 | 1 089 | 1 034 | 1 030 | 977 |

识别移民配偶是否为城市原著居民是进行回归分析的基本前提。对于城市原著居民的界定存在主观性,我们将父亲或母亲自出生后一直在城市地区生活(父亲或母亲的原籍为城市地区)的居民定义为城市原著居民。根据这一定义,父母出生时的户籍信息构成了判断子女是否为城市原著居民的最佳依据。遗憾的是,CSS2011问卷并没有提供配偶父母的原始户籍信息,由于存在户籍变更的可能性,使用现在的户籍信息进行判断是欠妥当的。根据对所用数据的分析,我们发现,绝大部分受访者的配偶父母都出生于20世纪五六十年代。由于改革开放之前我国还处于“吃大锅饭”的计划经济发展阶段,富余农村劳动力尚未从土地上解放出来,使得五六十年代出生的农村居民大多具有务农经历。反过来讲,没有务农经历的居民基本都自小生活在城市,他们的子女也自然是成长于城市地区的原著居民。有鉴于此,我们根据配偶父母户籍类

型和是否有过务农经历来判断配偶是否为城市原著居民(Original)^①,具体地,配偶父亲或母亲现为城市户籍且没有务农经历时,配偶被界定为城市原著居民,并赋值Original=1;否则,Original=0。

表8的前两列为全样本结果^②,模型(1)对应Probit模型,教育程度的系数为0.013 2,在1%的水平上显著,说明教育年数每增加一年,乡城移民嫁娶城市原著居民的概率将提高1.32个百分点;模型(2)为消除了内生性问题后的2SLS模型结果,教育程度的回归系数提高至0.132 5,在5%的水平上显著,说明教育年数每增加一年,乡城移民嫁娶城市原著居民的概率将提高13.25个百分点。后两列对应10岁后迁移的乡城移民样本,实证结论与全样本保持了一致性。表8结果证明教育程度对乡城移民嫁娶城市原著居民具有正向促进作用。

五、结论及政策建议

改革开放以来,大批农村居民涌入城市,为城市发展注入了活力。作为城市建设的重要贡献者,乡城移民的城市融入问题备受关注。乡城移民是否真正融入城市,不仅关系到移民自身的社会公平感、精神健康和生活满意度等,还直接影响城市经济的可持续发展和社会的长治久安。在人口城市化大步迈进的时代背景下,如何推进乡城移民快速融入城市成为各级政府面临的重要课题。

教育被认为是影响乡城移民城市融入的重要因素。近年来,不少文献围绕两者之间的因果关系展开了深入研究。但鉴于指标选取不同以及内生性问题的存在,相关结论并未达成一致。借助CSS2011微观调查数据,本文针对教育与乡城移民城市融入之间的关系进行了再检验。我们使用城市身份认同作为乡城移民城市融入的测度指标,以期深入考察移民心理层面的融入状况。面对可能存在的内生性问题,我们借助1986年《义务教育法》颁布这一准自然实验构建工具变量,采取2SLS方法进行了稳健性回归分析。实证结果表明,教育年数的增加的确有助于乡城移民认同城市身份。在基本结论的基础上,本文还进行了相应的渠道分析,结果发现,教育在乡城移民获取城市户籍、城市住房以及嫁娶城市原著居民过程中扮演着积极角色,并由此促进乡城移民的城市融入。

本文的结论具有深刻的政策含义。在人口城市化大步迈进的时代背景下,不断推进农村教育事业发展,努力提高乡城移民的教育水平,对于加快实现乡城移民城市融入意义重大。首先,合理加大农村教育经费投入,促进农村教育事业稳步发展。长久以来,优先发展城市地区的财政支出偏向政策,导致公共服务建设在乡城之间存有系统差异,教育领域尤其如此。相对滞后的农村公共教育服务,拉大了城乡教育教学差距,使农村学生在升学考试中处于明显劣势,降低了农村学生进一步深造的可能性。为此,地方政府应逐步矫正教育支出的城市偏向,建立保障农村教育经费长效供给机制。一方面,积极改善校舍、图书馆、多媒体设备和实验器材等农村教育教学条件,提高农村各级教育教学质量;另一方面,设计政策激励机制引导优质教育人才流向农村地区,强化农村师资队伍教学能力,提升农村各级教育升学率。其次,推进农村教育扶持政策,扩大教育公平的受益面。付出更多的教育开支是接受更多教育的必然成本。沉重的教育开支对于低收入家庭而言无力背负,致使部分学生在结束义务教育后,没有机会进入高一层级的教育阶段。为此,政府及相关部门应积极制定、完善针对农村低收入家庭的

^①发轫于20世纪60年代、止于70年代的“上山下乡”运动,使得一部分城市原著居民也获得了务农经历。由于无法识别出这一部分居民,按照父母“是否有务农经历”来判断子女是否是城市原著居民的做法可能会低估教育的作用。

^②由于部分乡城移民尚未结婚等原因,样本量有所下降。

教育扶持政策和针对贫困学生的奖助学金、助学贷款政策,为农村贫困学子继续深造创造条件。此外,在农村地区大力发展中等以上教育,尤其是中、高等职业教育,也是增加受教育机会、提高农村居民教育水平的有效途径。

主要参考文献:

- [1] 陈建伟. 教育的婚姻回报:“学得好”与“嫁得好”[J]. 上海财经大学学报, 2015, (6).
- [2] 方颖, 赵扬. 寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, (5).
- [3] 何军. 代际差异视角下农民工城市融入的影响因素分析——基于分位数回归方法[J]. 中国农村经济, 2011, (6).
- [4] 胡荣, 陈斯诗. 农民工的城市融入与公平感[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2010, (4).
- [5] 胡书芝, 刘桂生. 住房获得与乡城移民家庭的融入[J]. 经济地理, 2012, (4).
- [6] 李强, 何龙斌. 人力资本对流动人口的城市融入影响研究——兼论就业的中介作用[J]. 湖南社会科学, 2016, (5).
- [7] 李振宇, 张昭. 教育对个体健康人力资本的影响——以义务教育法实施为工具变量[J]. 教育与经济, 2017, (3).
- [8] 刘生龙, 周绍杰, 胡鞍钢. 义务教育法与中国城镇教育回报率: 基于断点回归设计[J]. 经济研究, 2016, (2).
- [9] 李辉文, 张质. 教育、社会资本与个人收入——来自 CHIPS 数据的经验证据[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2015, (1).
- [10] 卢海阳, 梁海兵. “城市人”身份认同对农民工劳动供给的影响——基于身份经济学视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016, (3).
- [11] 马云献. 就业能力对农民工城市融入的影响研究[J]. 统计与决策, 2012, (11).
- [12] 梅亦, 龙立荣. 农民工人力资本对城市融入的影响[J]. 江苏社会科学, 2013, (6).
- [13] 聂伟, 风笑天. 农民工的城市融入与精神健康——基于珠三角外来农民工的实证调查[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2013, (5).
- [14] 宋严, 宋月萍, 李龙. 高等教育与社会资本: 性别视角下的审视[J]. 人口与发展, 2012, (6).
- [15] 王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别工资差异[J]. 经济研究, 2005, (12).
- [16] 王佃利, 刘保军, 楼苏萍. 新生代农民工的城市融入——框架建构与调研分析[J]. 中国行政管理, 2011, (2).
- [17] 王雨磊. 工人还是农民——消费对于农民工身份认同的影响分析[J]. 南方人口, 2012, (4).
- [18] 吴贾, 姚先国, 张俊森. 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[J]. 经济研究, 2015, (11).
- [19] 杨春江, 李雯, 逯野. 农民工收入与工作时间对生活满意度的影响——城市融入与社会安全感的作用[J]. 农业技术经济, 2014, (2).
- [20] 杨汝岱, 陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为[J]. 经济研究, 2009, (8).
- [21] 张广利, 张瑞华. 城市外来人口“身份—认同”研究的范式转换——从“制度建构”范式到“文化场域实践”范式[J]. 山东社会科学, 2012, (5).
- [22] 张路, 龚刚, 李江一. 移民、户籍与城市家庭住房拥有率——基于 CHFS2013 微观数据的研究[J]. 南开经济研究, 2016, (4).
- [23] 张振宇, 陈岱云, 高功敬. 流动人口城市融入度及其影响因素的实证分析——基于济南市的调查[J]. 山东社会科学, 2013, (1).
- [24] 朱力. 论农民工阶层的城市适应[J]. 江淮学刊, 2002, (6).
- [25] 邹红, 喻开志. 退休与城镇家庭消费: 基于断点回归设计的经验证据[J]. 经济研究, 2015, (1).
- [26] Becker G S, Murphy K M. Education and consumption: The effects of education in the household compared to the marketplace[J]. Journal of Human Capital, 2007, 1(1): 9–35.
- [27] Benham L. Benefits of women's education within marriage[J]. Journal of Political Economy, 1974, 82(2):

- S57-S71.
- [28] Fang H, Eggleston K N, Rizzo J A, et al. The returns to education in China: Evidence from the 1986 compulsory education law[R]. NBER Working Paper No. 18189, 2012.
- [29] Fort M, Schneeweis N, Winter-Ebmer R. Is education always reducing fertility? Evidence from compulsory schooling reforms[J]. *The Economic Journal*, 2016, 126(595): 1823–1855.
- [30] Mchenry P. The relationship between schooling and migration: Evidence from compulsory schooling laws[J]. *Economics of Education Review*, 2013, 35: 24–40.
- [31] Meng X, Bai N S. How much have the wages of unskilled workers in China increased? Data from seven factories in Guangdong[A]. Garnaut R, Song L G. *China: Linking Markets for Growth*[C]. Canberra: Asia Pacific Press, 2007.
- [32] Nekby L, Rödén M. Acculturation identity and employment among second and middle generation immigrants[J]. *Journal of Economic Psychology*, 2010, 31(1): 35–50.
- [33] Schwartz C R, Mare R D. Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003[J]. *Demography*, 2005, 42(4): 621–646.
- [34] Spence M. Job market signaling[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1973, 87(3): 355–374.
- [35] Yue Z S, Li S Z, Jin X Y, et al. The role of social networks in the integration of Chinese rural-urban migrants: A migrant-resident tie perspective[J]. *Urban Studies*, 2013, 50(9): 1704–1723.

Educational Level and Urban Integration of Rural-Urban Migrants: An Empirical Analysis Based on Self-identity

Xu Chao¹, Wei Tianbao², Yang Zhengyu²

(1. *School of Public Finance and Taxation, Nanjing University of Finance and Economics, Jiangsu Nanjing 210023, China*; 2. *School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Summary: Since the Reform and Opening up, a large number of rural residents have flooded into the city, injecting vitality into urban development. As an important contributor to urban construction, the issue of urban integration of rural migrants has received much attention. Whether urban immigrants truly integrate into the city is not only related to the social justice, mental health and life satisfaction of the immigrants themselves, but also directly affects the sustainable development of the urban economy and the long-term stability of the society. In the context of the era of population urbanization, how to promote the rapid integration of rural migrants into cities has become an important issue for governments at all levels. Education is considered to be an important factor affecting the integration of immigrant cities in rural areas. In recent years, many studies have carried out in-depth research on the causal relationship between the two. However, due to the different selection of indicators and the existence of endogenous problems, the relevant conclusions have not been agreed. With the CSS2011 micro survey data, this paper re-examines the relationship between education and urban integration of rural-urban

(下转第105页)

create a refinance forecasting model. The main conclusions are as follows: (1) To predict whether users refinance in online lending, “hard information” (or personal basic information) provided by users has no signal effect. “Trajectory” information and “social interaction” information are more revealing of the trust signal. (2) Users who actively maintain their personal information and keep good repayment records on the online lending platform are highly likely to apply for loans again. The closer the time when users last modified their personal information, the higher the frequency of user ID application and maximum monthly repayment, the more likely they are to apply for refinance and become loyal users on the online lending platform. (3) Users who follow more friends on the online lending platform, have good social capital and actively maintain their social network relationships, are more likely to apply for loans again. Borrowers build social capital through social network relations of the platform and reveal their own reputation signals to investors. Such users will often refinance and become high-quality customers of the online lending platform. Therefore, the online lending platform can make use of its Internet and big data advantages to strengthen borrowers’ constraint mechanism, enlarge their reputation mechanism, and reduce information asymmetry to improve the online transaction efficiency through data mining.

Key words: online lending; behavioral track; social interaction; trust signal reveal

(责任编辑: 王西民)

(上接第92页)

migrants. In the face of possible endogenous problems, this paper uses the 1986 Compulsory Education Law to promulgate this quasi-natural experiment construction tool variable, and adopts the 2SLS method for robust regression analysis. The empirical results show that the increase in the number of years of education does help the township immigrants identify with the city. On the basis of the basic conclusions, this paper also carries out corresponding channel analysis, and finds that education plays an active role in the process of urban migrants obtaining urban household registration, urban housing and married urban residents, and thus promotes the urban integration of immigrants. This study has important policy implications: Under the background of the urbanization of population, it is of great significance to continuously promote the development of rural education and strive to improve the education level of immigrants in rural areas. Based on the research conclusions, the following policy recommendations are proposed: First, gradually correct the urban bias of education expenditure, establish a long-term supply mechanism to guarantee rural education funds, narrow the gap between urban and rural education investment, and promote the rapid and steady development of rural education. Second, vigorously develop secondary education in rural areas, especially medium and high vocational education, and increase the educational opportunities and education level of rural residents. Third, actively formulate and improve education support policies for low-income families in rural areas and the scholarships and student loans for poor students, and create conditions for rural poor students to continue their studies.

Key words: educational level; rural-urban migrants; urban integration; urban self-identity

(责任编辑: 王西民)