

教育机会公平与居民社会信任:城市教育代际流动的实证测度与微观证据

吕 炜, 郭曼曼, 王伟同

[摘要] 本文通过匹配中国家庭追踪调查(CFPS)数据库中的父子两代教育信息,构建了中国城市层面的教育代际流动指标,测度了中国城市层面的教育代际公平,并将其与城市宏观数据和微观个人数据匹配,研究了城市教育机会公平对居民社会信任水平的影响。研究表明,样本城市中绝对教育代际流动指标介于8.75—19.27之间,反映了各地区间在教育代际公平方面存在着显著差异。利用工具变量解决内生性偏误后的回归结果表明,城市教育代际不公平程度会显著降低居民的社会信任水平,而这种影响主要体现在低学历父代的高学历子代群体中。机制分析表明,自评经济地位和贫富差距是教育机会公平影响社会信任的重要传导机制。本文从代际流动视角证明了推动教育机会公平将有利于提高居民社会信任水平,这不仅阐释了教育代际公平的重要性,也为进一步提升社会信任提供了可行的改革路径。

[关键词] 教育代际流动;教育机会公平;代际次序相关性;社会信任

[中图分类号]F240 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)02-0080-18

一、引言

“努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育”,是党的十九大报告中作出的庄严承诺。2015年习近平总书记在中央扶贫开发工作会议上指出,“治贫先治愚,扶贫先扶智。教育是阻断贫困代际传递的治本之策”。教育公平是社会公平的重要基础,也是机会公平的重要体现。虽然近年来国家持续加大对教育领域的投入,但教育领域的不公平现象仍然突出,例如,重点高校生源中农村生源比例持续降低、“寒门再难出贵子”等社会议论频频出现,这突出反映了教育在代际传递层面的固化趋势,使得教育代际公平问题成为社会公平领域的重要议题。

教育代际流动水平是度量地区教育代际公平程度的重要指标,反映了父代教育水平对子代教育水平的影响程度,如果子代教育水平更多受到父代教育水平的影响,表明该地区的教育代际流动

[收稿日期] 2019-10-27

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“国家治理视角下公共服务供给的财政制度研究”(批准号71833002);国家自然科学基金面上项目“人口迁移决策的地区代际流动偏好:实证测度、微观证据与影响机制”(批准号71973020)。

[作者简介] 吕炜,东北财经大学经济与社会发展研究院教授,博士生导师,经济学博士;郭曼曼,东北财经大学财政税务学院博士研究生;王伟同,东北财经大学经济与社会发展研究院研究员,经济学博士。通讯作者:郭曼曼,电子邮箱:guomm9125@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

性较弱,反之则说明该地区教育代际流动性较高。因此,教育代际流动水平是反映一个地区机会公平的重要因素,会对地区内部经济社会指标及个人行为选择产生重要影响。但是碍于数据及测度方法限制,已有研究更多关注中国整体层面的教育代际流动水平及其变动趋势,相对较少关注不同地区间的教育代际流动差异。事实上,中国由于区域众多且发展程度及文化传统存在较大差异,加之各地教育政策存在不同,地区间教育代际流动存在很大不同。本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据库和绝对代际流动测度方法,考察中国城市层面的教育代际流动水平,呈现了中国城市间教育代际流动水平的差异和特点,为系统研究教育代际流动的空间差异及其影响提供了一定的基础。

地区教育代际流动对居民的幸福感会产生影响(刘小鸽等,2018),高的代际流动水平能够促进高技能人才流入(王伟同等,2019a),不仅如此,盖茨比曲线(The Great Gatsby Curve)也表明代际流动越高的地区贫富差距越小。然而,目前还鲜有文献研究其对居民社会信任的影响。作为一项重要的社会资本,社会信任对于促进居民合作、社会稳定以及经济可持续发展都有极为重要的意义。但是反观中国现实,当前整体社会信任状况不容乐观,只有50%的城市居民认为社会上大多数的人比较可信,只有20%—30%的比例认为陌生人可信(史宇鹏和李新荣,2016)。根据CFPS数据库2012年、2014年和2016年的数据,在居民对陌生人的0—10分的信任评价中,三年样本中居民对陌生人的平均信任度仅为2.185、1.965和2.053,尚未达到中等信任水平。这表明中国居民整体社会信任程度较低,如何有效提高居民社会信任水平成为需要关注和解决的重要问题。着眼于社会信任的现实困境和提升路径,本文致力于考察地区教育代际流动对居民社会信任的真实影响,进而从教育机会公平视角提出提升社会信任水平的可行性建议。

本文的基本观点是,早期教育机会不平等会在个体进入社会以后逐步发展为收入水平、家庭经济地位或社会地位等方面的不平等,这种不平等可能会降低人们相互之间的信任。其内在的逻辑是,当教育代际流动较为固化时,对于父代教育水平较低的子代,其获得更高水平教育的机会要小于高教育水平的子代,因此,这部分群体由于感受到这种机会不平等而降低对社会的信任程度。在一个代际流动相对较低的环境中,个人的受教育水平以及收入水平在很大程度上取决于父代,个体自我实现的需求很难得到满足,尤其是低收入群体的经济地位无法得到改善,带来的后果是社会贫富差距进一步扩大。收入不平等的加剧,一方面使得处于这种环境中的低收入者更容易产生相对剥夺感、更强烈的压力感和无助感(Uslaner and Brown,2003;Neckerman and Torche,2007),从而拒绝表现出对他人和社会的信任;另一方面使得社会阶层和社会地位的分化更为严重,高度分化的社会更为封闭,不同阶层的人较难相遇与合作(Wilkinson and Pickett,2009),进而难以信任他人并取得他人的信任。

本文利用所测度的城市教育绝对代际流动指标,进一步实证考察了其对城市内部居民社会信任水平的影响。实证结果表明:①中国各城市间存在较大的教育机会公平程度差异;②提高地区教育代际流动程度能够显著提高居民的社会信任水平;③这种影响主要体现在低学历父代的子代上,尤其是低学历父代的高学历子代;④地区教育机会公平对社会信任的影响主要是通过提高中下层群体的自评经济地位和缩小居民的贫富差距来实现。相对于已有研究而言,本文的文献价值在于实证测度了城市层面的教育代际流动水平,呈现了空间视角下的地区教育机会公平差异的特征事实,并利用工具变量估计方法考察了教育机会公平对社会信任的影响,提供了通过推动教育机会公平能够有效提高社会信任水平的微观证据。

二、文献综述与理论逻辑

研究表明,社会信任在宏观上能够推动经济增长、促进经济繁荣、增进社会福利以及抑制腐败(Beugelsdijk and Schaik,2004;Helliwell,2003);微观上,其对个体的主观幸福感、生活满意度以及健康等方面有着非常重要的影响(Kuroki,2011;彭代彦和闫静,2014;朱慧劼和姚兆余,2015)。诸多学者从文化传统、社会环境、公共资源以及个体特征等不同的角度探讨了如何提高居民的社会信任水平。文化传统方面,Fukuyama(1999)认为传统文化对居民的社会信任具有重要影响。李涛等(2008)认为有宗教信仰的居民的社会信任水平比较高。黄玖立和刘畅(2017)认为陌生人之间使用同一种方言能够提高彼此之间的信任感。社会环境方面,汪汇等(2009)认为户籍身份对居民的信任水平有着重要的影响。公共资源方面,史宇鹏和李新荣(2016)认为中国公共资源(例如教育资源)供给不足导致人们之间不信任程度加剧,尤其对处于弱势群体的居民不利,提高公共资源的供给水平、完善公共资源的分配规则有利于提高信任感。个体特征方面,受教育水平被认为是社会信任度的最重要的决定因素之一,诸多文献认为居民的受教育程度越高,他们对社会的信任度也越高(Paxton,2002;Huang et al.,2009;黄健和邓燕华,2012;Oskarsson et al.,2017)。

作为衡量社会公平状况的指标之一,收入不平等是影响社会信任的另一个重要因素,与自己的收入水平相差较大的人相比,人们更愿意信任与自己收入水平较为相近的人(Alesina and Ferrara,2002; Ferrara,2002),一个社会中穷人与富人之间的收入差距越大,人际信任水平就越低(Zak and Knack,2001)。Jongsung(2005)和 Werfhorst and Salverda(2012)也都得出了相似的结论。事实上,社会信任可能是收入不平等导致诸多社会问题出现的重要媒介之一,Uslaner(2005)认为不平等导致较低的社会信任水平,而较低的社会信任水平又导致政府的腐败以及改善分配、促进平等的政策失效,而这又反过来造成了更低的社会信任水平和更大的不平等,从而陷入“相互交织的恶性循环”。收入不平等包括代内和代际两个维度,近年来代际流动问题逐渐成为经济学研究的热点,已有相关研究给出了代际流动与不平等之间的关系,Solon(2002)的研究表明代际收入流动也包括不平等在代际间的传递。在诸多国家层面的研究中,高代际流动性往往伴随着较低的区域之间的不平等(Gottschalk and Smeeding,1997;Aaberge et al.,2002)。Gottschalk(1997)认为不平等不断加剧的趋势可以通过代际流动性的提高而减弱。盖茨比曲线也说明了代际之间流动性的高低与以基尼系数衡量的社会平等程度之间存在高度相关性,代际流动性越低,子女受父代的影响越大,社会不平等程度也越高。也就是说,不仅仅是代内收入不等的变化会影响社会信任水平,代际之间流动性的变化也会对其产生影响,Shaleva(2015)从代际流动的角度实证研究了收入代际流动性与社会信任之间的关系,研究表明相对于父母的收入地位,如果子女收入地位上升,那么子代的社会信任水平就会提升,如果下降,其对他人的信任程度就会降低。但还鲜有学者从地区教育代际流动的角度研究社会公平与社会信任之间的关系,其中最主要的一个原因可能是无法找到精确衡量地区教育代际流动的指标。

对于代际流动性的大小,已有研究大部分采用代际弹性这一指标来衡量(Bauer and Riphahn,2009;李力行和周广肃,2014;张建华和万千,2018;邹薇和马占利,2019)。但是正如 Chetty et al.(2014)所指出的,这种利用对数—对数方程(Log-Log Specification)测算代际弹性的方法存在较大误差和缺陷。首先,父代收入的对数与子代收入的对数之间并非线性关系;其次,这种方法对于收入为零或极低的子代非常敏感,将收入为零的子代剔除,将收入为零的子代的收入赋值为1美元或1000美元,所得到的代际弹性值在0.264—0.697之间变化。为了使测度结果更加稳定和准确,Dahl

and Deleire(2008)使用了一种新的指标——代际次序相关性指标来测算父代和子代收入之间的相关性,具体而言就是计算父代在所有父代永久收入中的排名与子代在所有子代永久收入中的排名之间的相关关系,Chetty et al.(2014)证明了这种排名—排名方程(Rank-Rank Specification)所满足的高度线性关系以及这种方法所测度的结果的稳定性,并利用这种方法测算了美国各地区绝对代际流动性的大小。之后,学者们开始将这种方法用于教育代际流动性的测算上,Jason and Joel(2018)利用这种方法测算了美国的相对教育代际流动性,发现美国教育代际流动性呈现波动趋势,大约在1982—1992年下降,在1992—2004年有所增加。本文指标构建部分将根据已有文献对测度方法的探讨和中国的数据特征来构造更为精确的地区代际流动性指标。

本文主要从地区教育代际流动的角度来研究社会公平与社会信任之间的关系。国内外许多文献已对收入或者职业的代际流动做了比较深入的研究,但相对收入代际流动而言,教育代际流动提供了一个比较独特的视角:①由于教育对终生收入有很大的贡献,所以研究教育流动性的一个原因是评估其在多大程度上解释了收入流动性的变化。反过来,对教育流动性的研究也可以提供关于教育政策在解决收入流动性问题方面的有效性的信息。②教育流动和收入流动之间可能存在差异。由于教育是在生命周期中相对较早的时期完成,而且更直接地受到父母的影响,因而是衡量儿童早期生活机会的一个尺度。相比之下,收入取决于多种干预因素且这些因素可能在儿童以后的生活中产生影响。在研究早期机会或“机会均等”概念时,教育流动性的衡量标准可能更有意义。③衡量教育流动性要比衡量收入流动性容易,因为在数据中教育成就的最终值相对容易获得。与此相反,衡量收入常常面临将长期收入从短期收入冲击中分离出来的问题的困扰。另外还有一些文献对家庭社会地位的流动性做了研究,与家庭的社会地位相比,教育水平更为客观,因为家庭的社会地位很难有一个统一的衡量标准,而且和收入相似,家庭的社会地位也会受到多种因素的影响,因而无法用来测度儿童早期生活机会,这也是本文利用受教育水平构造地区代际流动性指标的最重要的原因。

综合看,虽然很多文献对区域之间教育代际流动性做了研究,但大多仅止步于东中西部地区或者省级层面,难以精确体现地区或者城市之间教育代际流动性的差异。大多数文献都是采用相对流动性指标,这种指标存在的误差较大。诸多研究从不同的视角研究社会信任,但鲜有文章考察教育机会公平对于社会信任的影响效应,更无法解释教育代际流动通过哪些途径影响社会信任,以及哪一类群体的社会信任水平受教育代际流动的影响较大。本文利用教育代际次序相关性(Rank—Rank)构建了教育绝对代际流动指标,并利用该指标对中国各城市的教育代际流动水平进行测算,发现教育代际流动能显著提高中国居民对陌生人的信任程度,以期对中国的教育政策和相关财政政策的制定提供参考。

三、教育机会公平的指标构建与测度

本部分给出了以教育代际流动性来衡量教育机会公平的指标构建和测度方法,并进一步利用微观数据库测度了中国各城市的教育机会公平程度。

1. 教育代际传递的线性性质及其测度方法

在构建指标之前,本文首先引入一个简单的宏观模型来刻画父代受教育水平和子代受教育水平之间的线性相关关系。根据Solon(2004)构建的模型,假设每一个父代将其税后收入用于自身消费和对下一代的人力资本投资,则存在(1)式的相关关系,其中, y_{ig} 是收入, τ 为税率, c_{ig} 为消费, $I_{i,g+1}$ 为对下一代的投资:

$$(1-\tau)y_{ig}=c_{ig}+I_{i,g+1} \quad (1)$$

假设对人力资本的投资能够通过一种线性技术最终转化为人力资本。除了这部分私人投资之外,人力资本还依赖于政府投资,因此,存在等式(2),其中, h_{ig} 是人力资本, I_{ig} 是私人投资, G_{ig} 是政府投资:

$$h_{ig}=v+\theta I_{ig}+G_{ig}+e_{i1} \quad (2)$$

另外,假设收入与人力资本之间是线性相关的,即:

$$y_{ig}=\mu+\rho h_{ig} \quad (3)$$

那么,根据柯布—道格拉斯效用函数,父代的效用水平可以通过下式表达:

$$U_{i0}=(1-\alpha)\log c_{i0}+\alpha\log h_{i1} \quad (4)$$

根据效用最大化理论,可以得出父代的人力资本与对子代的投资之间是线性相关的:

$$I_{i1}=\alpha\theta(1-\tau)(\mu+\rho h_{i0})-(1-\alpha)(v-e_{i1}-G_{i1}) \quad (5)$$

进一步,由于转化为人力资本的技术是线性的,可以得出,子代人力资本与父代人力资本之间的关系也是线性的:

$$h_{i1}=\alpha\theta(v+\theta(1-\tau)\mu)+\alpha\theta^2(1-\tau)\rho h_{i0}+(1+\theta+\alpha\theta)(G_{i1}+e_{i1}) \quad (6)$$

由上述模型可知,子代人力资本与父代人力资本之间是线性关系,但是由于在实际中人力资本无法衡量,而受教育水平又是人力资本的主要表现形式,所以诸多学者用受教育水平来衡量人力资本水平。一些学者通过将子代的受教育年限对父代的受教育年限进行回归,求得父代与子代之间的人力资本传递弹性,还有一些学者通过对数回归的方式求出两代人之间的教育代际流动弹性,但是这两种方法存在以下缺陷:①受教育年限为 M 与 $M+1$ 之间的人力资本差距和受教育年限为 $M+1$ 与 $M+2$ 之间的人力资本差距是不同的,单纯使用受教育年限进行线性回归,其结果是有偏的。②Chetty et al.(2014)已经证明,采用对数回归的方法也不准确,一方面,父代与子代的收入对数之间不满足线性关系;另一方面,该方法对收入为零的子代非常敏感。同理,利用受教育水平的对数进行回归也存在同样的缺陷。

为了获得一个更为稳定的教育代际流动弹性,本文借鉴 Chetty et al.(2014)对收入代际弹性的测算方法,根据子代在所有子代中的受教育程度的排名对子代排序,根据这些子代的父母在所有父代中的受教育程度的排名对其父母排序,然后将子代排名对父代排名回归,其斜率表明子代与父代在受教育水平分布中的相对地位关系。使用排名方程能够克服上述两种方法所带来的偏误,较为准确地估计出各地区各阶层的教育代际弹性。

2. 指标构建

Chetty et al.(2014)、王伟同等(2019b)已经比较了对数回归和排名回归的差异,结果表明对数回归带来的偏误较大,而排名回归更符合线性趋势。在进行具体的指标构建和测算之前,本文首先对父代和子代受教育水平的排名关系进行线性趋势验证,父代和子代受教育水平的数据来源于CFPS数据库2010年、2012年、2014年和2016年的样本。在此需要说明的是,在每一个城市内部,受教育程度相同的样本的排名也是相同的,但是由于每个城市教育结构以及样本量等方面的差异,因此,即使受教育程度相同的两个样本,如果他们处在不同的城市,其排名就会存在差异,最终形成了如图1所示的排名关系。从图中可以看出,父代受教育水平的排名和子代受教育水平的排名之间的线性关系非常明显,父代和子代受教育水平排名的线性关系是教育代际流动性指标的构建基础,也是本文最重要的一个前提。

根据以往文献的研究,代际流动性可以分为绝对代际流动性和相对代际流动性。这两个指标之

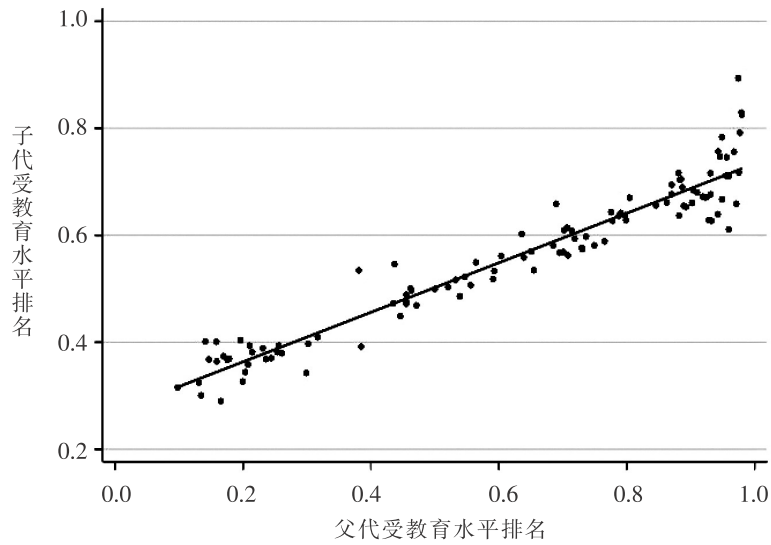


图1 父代与子代受教育水平排名之间的关系

间存在很大的关联,但本质上又有所不同。相对流动性要回答的是这样一个问题,即低学历家庭的孩子与高学历家庭的孩子相比有什么不同?这一问题主要关注不同父代背景的子代之间的相对差异,也是以往文献中代际流动的主要研究内容。相对流动性衡量了一个城市中来自最高受教育水平的家庭和最低受教育水平的家庭的孩子之间的结果差异,但只是平均意义上父代与子代之间的结果差异,当区分不同受教育水平的父代或者研究某一受教育水平的父代的子代结果如何时,相对代际流动就会存在比较大的局限性。而绝对流动性要解决的则是这样一个问题,即从绝对意义上讲,来自某一受教育水平家庭的儿童的预期教育水平是多少?例如,人们可能对在低教育水平家庭中长大的儿童的平均结果比较感兴趣,这时绝对流动可能比相对流动更符合规范。因为根据帕累托原则,通过使高教育水平家庭变得更差来增加相对流动性是不可取的。相反,如果使其他受教育水平的代际流动性保持不变,仅增加某一给定受教育水平的绝对流动性,则会明确增加整体的社会福利。基于绝对代际流动相比于相对代际流动所具有的优势,本文主要关注绝对代际流动性的变化。

本文根据子代的出生地来判断其所在的城市,然后通过相对流动性所求出的斜率(即(7)式中的 β_c)和截距(即(7)式中的 α_c)来构造每个地区 p 百分位的绝对教育代际流动性(即给定父母在教育水平分布中的任何一个百分比 p ,其子代的期望排名)。本文使用的绝对流动性的主要衡量指标也被称为绝对向上流动性,是处在全国父代受教育水平分布中25百分位上的父代的子代在所有子代中受教育水平的平均排名。具体而言,本文的绝对代际流动指标构建分为以下步骤:通过(7)式来估计相对流动性, c 代表地区, i 代表家庭, $Rank_{i0c}$ 衡量了在 c 地区家庭 i 的父代在 c 地区所有父代中受教育水平的排名, $Rank_{i1c}$ 衡量了在 c 地区家庭 i 的子代在 c 地区所有子代中的排名,将子代的受教育水平排名对父代的受教育水平排名进行回归,得到的斜率 β_c 即为相对代际流动性:

$$Rank_{i1c} = \alpha_c + \beta_c Rank_{i0c} + \varepsilon_{ic} \quad (7)$$

基于上述的结果,可以构建一个地区位于 p 百分位上的父代的子代的绝对代际流动性。将(7)式中所求得的斜率和截距代入(8)式中,就可以求出 c 地区父代受教育水平位于 p 百分位上的子代的期望排名,即(8)式中的 $\widetilde{Igm}_{p,c}$:

$$\widetilde{Igm}_{p,c} = \alpha_c + \beta_c p \quad (8)$$

最后将(8)式中求出的子代的期望排名减去父代的百分位排名 p ,就可以得到相对于父代,子代的期望排名提高或下降了多少,即(9)式中的 $\overline{Igm}_{p,c}$ 。 $\overline{Igm}_{p,c}$ 可正可负,正值表示相对于父代,子代具有向上的流动性,其数值越大,表明子代向上的流动性越强;负值表示相对于父代,子代具有向下的流动性,数值越大,表明子代向下的流动性就越强:

$$\overline{Igm}_{p,c} = \widetilde{Igm}_{p,c} - p \quad (9)$$

通过(7)式—(9)式就可以测算出各地区各百分位阶层的绝对教育代际流动性。

3. 数据来源

本文选取由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)提供的中国家庭追踪调查(CFPS)数据库2010年、2012年、2014年、2016年的样本,之所以选取CFPS数据库,主要基于以下几点考虑:①该数据库是一项全国性的、大规模的社会跟踪调查项目,覆盖了除新疆、西藏、青海、宁夏、海南、内蒙古和中国港澳台地区之外的25个省份;②该数据库个人层面的数据中,关于本文所要研究的核心变量——个体及其父母受教育水平的数据缺失值较少;③数据库中给出了子代3岁和12岁时户口和居住地的变动情况,使得本文可以据此剔除掉所有发生迁移过的样本,从而使结果更为精确;④通过数据库中的地区代码,本文可以匹配出样本所在的城市和省份,从而进行后续研究。

为了使测算更为准确,本文对样本做了如下处理:①选取2010年、2012年、2014年和2016年的所有样本,并剔除重复的样本,这样做的目的是增大各地区的样本量;②删除3岁和12岁时居住地和出生地不同的样本,删除3岁和12岁时的居住地在其他省份的样本,删除户口所在地在省份之间发生变化的样本,删除出生时家庭地址在其他省份的样本,以剔除所有发生过流动和迁移的样本;③删除还在上学的样本;④删除子代和父代受教育水平“不知道”、“不适用”或“拒绝回答”的样本。经过上述4个过程的筛选,最终得到26481个样本。本文所用的核心变量包括父代和子代的受教育水平。父代受教育水平包括父亲和母亲的受教育水平,本文将父母受教育水平最高者定义为父代的受教育水平,然后求出来自 c 地区家庭 i 的父代的受教育水平在 c 地区所有父代受教育水平中的排名,即(7)式中的 $Rank_{ic}$,再求出来自 c 地区家庭 i 的子代的受教育水平在 c 地区所有子代受教育水平中的排名,即(7)式中的 $Rank_{ic}$,再通过(7)式—(9)式即可求出 c 地区 p 百分位的绝对教育代际流动水平。

4. 测度结果

根据上面对绝对代际流动的测算方法,本文最终得到了114个地级市层面25百分位群体的绝对教育代际流动水平。表1给出了部分城市的绝对代际流动水平。

从表中可以看出,绝对代际流动水平最低的是天津,其数值是8.75,也就是说,在这个城市,相对于受教育水平处于最底层25%的父代,其子代的预期受教育水平的平均排名能够提高8.75个百分点;而在绝对代际流动水平最高的鹤岗,处于最底层25%的父代的子代受教育水平的预期排名能够提高19.27个百分点,两者相差约11个百分点,说明中国各城市之间教育代际流动水平存在较大不同,反映了城市间在教育机会公平方面存在差异。

四、研究设计

为探究教育机会公平与社会信任之间的关系,本文研究了城市层面25百分位阶层的绝对教育代际流动性对居民信任感的影响。选取这一阶层的原因在于这部分个体是中低受教育群体,其子代

表 1 部分城市绝对教育代际流动水平

排名 (%)	城市	$\overline{Igm}_{25,c}$
1	天津	8.7471
5	珠海	10.0085
10	兰州	11.0677
20	鞍山	11.6591
30	合肥	12.1616
40	湘潭	12.8332
50	济南	13.3202
60	石家庄	14.0702
70	廊坊	14.5402
80	西安	15.1970
90	忻州	16.5510
100	鹤岗	19.2689

向上流动的可能性更加能够反映城市的教育机会公平程度。

1. 模型设定

这里使用的基准回归模型如下：

$$trust_{i,c} = \alpha + \beta \overline{Igm}_{25,c} + \gamma X_c + \delta M_i + v_p + \varepsilon_c \quad (10)$$

其中, i, c 分别表示个体和个体所在的城市, X_c 为代表城市特征的一系列变量, M_i 为代表个体特征的一系列变量, v_p 为地区固定效应, ε_c 为随机扰动项。 β 是地区教育代际流动对居民信任感的影响, 也是本文重点关注的系数。 β 显著为正, 表明地区教育代际流动性的增强能够显著提高居民的社会信任水平; β 显著为负, 则表明地区教育代际流动性的增强能够显著降低居民的社会信任水平; 若 β 不显著, 则表明地区教育代际流动性与居民的社会信任水平没有关系。

2. 变量设置

(1)被解释变量。被解释变量——社会信任, 根据 2016 年 CFPS 问卷中的问题“对陌生人的信任度”来设定, 0 代表非常不信任, 10 代表非常信任, 数字越大, 信任度就越高。

(2)核心解释变量。 $\overline{Igm}_{25,c}$ 是各个城市 25 百分位的绝对教育代际流动水平(简称“代际流动”), 也是本文的核心解释变量, 其数值已在上面给出, 数值越大, 表示该城市代际流动性越强。

(3)城市特征变量。 Algan and Cahuc(2010)、崔巍和陈琨(2016)的研究都发现经济增长与社会信任之间有较为显著的正相关关系, 因此, 本文加入代表各城市经济发展水平的变量(GDP、失业率)。公共资源供给的水平和分配规则对社会信任有显著的影响(史宇鹏和李新荣, 2016), 因此, 本文加入各城市教育财政支出水平(生均教育财政支出占 GDP 的比重)、专任教师数、绿化面积、病床数等表示教育、医疗、环境等公共资源与服务供给的变量。除此之外, 本文还控制了城市的开放程度、人口规模和密度以及服务业占比。城市的开放程度越高, 导致城市内部的异质性程度也越高, 居民之间的相似度下降, 从而对居民的信任感产生影响(李涛等, 2008)。人口密度、人口规模以及一个城市服务业所占的比例会影响人们的交往频次, 交往频次越多, 对他人的信任度可能也会越高(Delhey and Newton, 2003)。城市层面的数据来源于历年《城市统计年鉴》和国泰安数据库。

(4)个体特征变量。个体层面的因素和特征已被广泛验证会对居民的社会信任有显著的影响(汪汇等, 2009; 黄健和邓燕华, 2012; 史宇鹏和李新荣, 2016; 黄玖立和刘畅, 2017), 因此, 本文控制

了一系列个体层面的特征,包括:①年龄以及年龄的平方,以往研究认为,个体随着年龄的增长,社会经验随之变化,对社会的信任程度也会不断发生变化(汪汇等,2009),因此,本文在控制变量中加入年龄及年龄的平方项;②性别,男性为1,女性为0;③是否为城镇居民,城镇居民为1,农村居民为0;④受教育年限,最低为0,最高为19;⑤政治面貌,党员为1,其他为0;⑥婚姻状况,在婚为1,未婚、同居、离异和丧偶都为0;⑦健康状况,0代表身体非常不健康,5代表身体非常健康。个体层面的数据来源是2016年CFPS数据库。另外,本文探讨的是绝对教育代际流动与社会信任的关系,那么父代受教育水平的高低对子代也会产生异质性影响,具体而言,当代际流动变化时,高学历父代的子代对这种变化可能不敏感,因而对其社会信任的影响不大,但当父代的学历水平比较低时,子代更易受到代际流动“桎梏”的影响,因而会对代际流动的变化较为敏感进而更多影响其社会信任,因此,本文在做异质性分析时,将父代的受教育水平也考虑进来。

3. 主要变量的描述性统计

上述这些变量的描述性统计如表2所示。

表2 主要变量的描述性统计

变量类型	变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	信任程度	14375	1.9023	2.1169	0.0000	10.0000
核心解释变量	地区绝对代际流动	15350	13.3970	2.0582	8.7471	18.4173
城市特征变量	GDP对数	15350	16.6245	0.8377	14.7807	19.2780
	生均教育财政支出占比	15350	0.0818	0.0717	0.0083	0.3165
	第三产业占比	15350	39.0595	7.5705	25.4200	64.8200
	专任教师对数	15350	10.6676	0.5863	8.9217	11.9469
	病床对数	15350	9.8627	0.5983	8.2212	11.6556
	绿地面积对数	15350	8.1874	0.9807	5.7683	11.7420
	使用外资金额的对数	14064	10.5636	1.4303	7.1033	14.4503
	人口对数	15350	6.1214	0.5446	4.4540	7.2715
	失业率	15350	0.0053	0.0036	0.0000	0.0222
个体特征变量	人口密度对数	15350	5.9575	0.7570	4.0401	7.8816
	子代受教育年限	15350	7.0995	4.6926	0.0000	19.0000
	父代受教育水平	12846	1.9239	1.0566	1.0000	8.0000
	收入对数	2361	9.8758	1.0595	0.0000	16.1477
	性别	15350	0.4898	0.4999	0.0000	1.0000
	年龄	15350	48.5639	16.3588	16.0000	104.0000
	年龄的平方	15350	2626.0450	1634.9090	256.0000	10816.0000
	婚姻状况	15350	0.8358	0.3705	0.0000	1.0000
	健康状况	15350	3.0971	1.2527	1.0000	5.0000
	是否为城镇居民	15350	0.4181	0.4933	0.0000	1.0000
是否为党员	15350	0.0799	0.2711	0.0000	1.0000	

五、实证结果分析

1. 基准回归结果

表3给出了基准回归的结果,前两列是采用普通最小二乘回归得出的结果,其中第(1)列控制了城市层面的变量,第(2)列在第(1)列的基础上加入了个体层面的变量。为了使结果更加稳健,本文还采用 Ordered Probit 模型进行回归,第(3)列和第(4)列给出了相应的回归结果。从结果中可以看出,在采用不同方法和控制不同控制变量组的情况下,代际流动对居民信任感的影响均显著为正,表明代际流动性的增强能够显著提高居民的信任感。从第2列的回归结果看,代际流动对社会信任的影响系数为0.04,即当代际流动指数提高10个单位时,社会信任水平提高0.40,从描述性统计中可知,整个样本社会信任水平的均值为1.90,而提高0.40相当于社会信任提高了20%左右,说明代际流动对社会信任的影响在经济意义上也十分显著。

表3 基准回归结果

	(1) OLS 回归	(2) OLS 回归	(3) Ordered Probit	(4) Ordered Probit
$\overline{Igm}_{25.c}$	0.0428*** (0.0139)	0.0402*** (0.0137)	0.0246*** (0.0073)	0.0239*** (0.0074)
城市控制变量	是	是	是	是
个体控制变量		是		是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	13222	13222	13222	13222
R ²	0.0227	0.0538	0.0076	0.0176

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。以下各表同。

2. 异质性分析

市场化可以提高经济运行的效率,但一味追求市场化也会出现市场失灵的问题。教育作为一种公共产品,如果主要由市场来提供,那么优质的教育资源更多地会被优势群体所获得,这也就意味着在市场化程度较高的地方可能存在较大的教育不公,居民对他人的信任也会受到更大影响。中国传统的“男主外,女主内”的性别分工使得女性更关注家庭,而男性更关注自身的发展,如所取得的学历以及在社会上的经济地位等,因此,相较于女性而言,男性对教育机会的公平会更加关注和敏感,其社会信任水平也会受到更大的影响。另外,中国长期存在的城乡二元分割局面使得农民与市民在户籍、住宅、教育、医疗等多种制度方面存在着差别对待,从而导致拥有农业户口的居民在教育机会方面遭受了较大的不公,其社会信任必然会受到极大影响。基于以上理论层面的分析,本文在基准回归的基础上进一步考察了教育代际流动性对不同群体社会信任水平的异质性影响。

从表4中可以看出,教育代际流动对居住于市场化程度不同的城市的居民、不同性别的居民、农业户口和非农业户口以及农村居民和城镇居民等不同群体社会信任水平的影响有显著差异。表4前两列给出了居住于市场化程度不同的城市居民的异质性影响,本文使用樊纲指数来衡量各省份的市场化程度,樊纲指数采用一套客观的指标体系衡量各省份的市场化进程,因而较为准确地刻画了各地的市场化程度,本文将市场化指数位于均值以上的省份定义为市场化程度较高的省份,而位于均值以下的省份则被定义为市场化程度较低的省份。结果正如理论所分析的,市场化程度较低

城市的居民的信任水平没有受到教育代际流动的影响,而市场化程度较高城市的居民的信任水平则受到显著的影响,这也从侧面反映了市场在公共产品领域的供给失灵,政府应该积极干预教育产品的供给以缓解市场失灵所导致的教育不公,从而提高居民之间的信任程度。表4第(3)列和第(4)列给出了个体性别的异质性影响,结果表明,男性的社会信任受到了代际流动的显著影响,女性的信任水平则没有显著的变化。表4最后两列给出了拥有农业户口与非农户口群体的异质性影响,从结果中可以看出,代际流动的变化对拥有农业户口居民的信任水平有显著的影响,对非农业户口的居民的信任水平没有明显的影响。上述异质性分析的结论均符合理论分析和经济直觉,也从侧面验证了基准结果的可信性。

表4 分样本回归结果

	(1) 市场化程度高	(2) 市场化程度低	(3) 男性	(4) 女性	(5) 农业户口	(6) 非农业户口
$Igm_{25,c}$	0.0644*** (0.0234)	0.0161 (0.0229)	0.0610*** (0.0203)	0.0190 (0.0185)	0.0500*** (0.0160)	0.0370 (0.0346)
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	7983	5239	6470	6752	10601	2621
R ²	0.0482	0.0528	0.0542	0.0317	0.0464	0.0825

基准回归结果表明,居民的社会信任水平会受到教育代际流动性的影响,而异质性分析表明对教育机会变化更加敏感的群体,其社会信任水平也会受到更大的影响,那么可以进一步推论,那些低学历父代的高学历子代群体的社会信任水平应该更容易受到教育代际流动性的影响。这是因为,就父代学历而言,高学历父代的子代由于其父代学历较高,对教育代际流动性的高低并不关心也不敏感,但是对于低学历父代的子代,教育代际流动性的高低决定着其受教育机会的大小,因而这部分群体对此会非常敏感;而在低学历父代的子代中,高学历子代要突破自身家庭所处的教育阶层可能会面临更多的困难,因而其社会信任水平受到的影响也最大。为验证这一假说,本文将父代与子代匹配,将父代按照受教育水平分为高学历父代和低学历父代,并分别考察两者的高学历子代和低学历子代受教育代际流动影响的情况,以验证上述推论的存在。表5的估计结果显示,只有低学历父代的子代会受到代际流动的影响,而且从低学历父代的子代的系数的比较上可以看出,低学历父代的高学历子代的系数是低学历父代的低学历子代的2倍,也就是说,受到影响最大的是低学历父代的高学历子代,提高代际流动会显著提高该群体对社会的信任水平。上述推论的成立也更加证明本文基准估计结果的稳健性。

3. 稳健性检验

为了进一步证明估计结果的稳健性,本文进一步做了如下稳健性检验(见表6):①剔除人口净流入前10的城市。由于本文的代际流动水平是根据Chetty et al.(2014)的方法测算的,在测度城市教育代际流动过程中更多考虑了本地居民,而没有将外来移民纳入其中。但是由于中国改革开放以来出现了大量人口向东南沿海地区集聚的趋势,例如,北京、上海、深圳、广东等一线城市,如果仅采用本地居民来测度这些城市的绝对代际流动,就会出现较大的误差。为了解决这种度量误差对结果造成的影响,本文参照2010年的人口普查数据,将人口净流入前10的城市即上海、北京、深圳、东

莞、广州、天津、苏州、佛山、成都、厦门剔除,而在此基础上的估计结果与基准估计结果没有显著差异。②剔除流动人口样本。为进一步排除移民对估计结果带来的影响,本文将户口发生迁移以及居住地发生迁移的样本全部剔除,以考察没有移民样本的情况,估计结果显著且与基准估计结果没有显著差异。③剔除 55 岁以上的样本。删除 55 岁以上的样本是因为男性 60 岁退休,而女性 55 岁退休,剔除 55 岁以上的样本可以排除样本是否在劳动力市场所带来的影响,结果依然稳健。④收入会在一定程度上影响人们对社会的信任水平,基准估计没有加入收入因素的原因在于收入数据缺失较为严重,加入收入因素后样本量大幅下降,但估计系数变大且统计显著,也表明本文的估计结果较为稳健。

表 5 父代学历与子代学历对社会信任的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	高学历父代 高学历子代	高学历父代 低学历子代	低学历父代 高学历子代	低学历父代 低学历子代
$\overline{Igm}_{25,c}$	0.0451 (0.0468)	0.0143 (0.0393)	0.1006** (0.0446)	0.0519*** (0.0189)
城市控制变量	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	1300	1701	1290	6936
R ²	0.1024	0.0332	0.0598	0.0390

表 6 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除人口净流入 前 10 的城市	剔除流动人口样本	剔除 55 岁以上 的样本	加入收入变量
$\overline{Igm}_{25,c}$	0.0416*** (0.0138)	0.0462*** (0.0141)	0.0378** (0.0169)	0.0728* (0.0367)
城市控制变量	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	12654	12469	8608	2215
R ²	0.0501	0.0476	0.0760	0.0718

4. 工具变量估计

虽然上面做了一系列稳健性检验,但还是不能排除遗漏变量和测量误差所带来的内生性问题。不同地区、不同城市的文化传统以及居民的风俗习惯存在差异,对教育的重视程度也会不同,对教育重视程度越高的地方,其教育代际流动水平会越高,居民的社会信任水平也会越高,因此,这种遗漏变量问题会对结果产生向上的偏误,但是由于数据库限制,这一遗漏变量无法度量,而且本文采用的是截面数据,没有办法通过固定效应消除遗漏变量所带来的偏误。另外,本文所测算的教育代际流动指数不能完全反映一个城市的教育机会公平,因此,可能存在测量上的误差。针对上述内生

性问题,本文通过工具变量的方法来解决。

本文选取了同一省份其他所有城市代际流动的均值作为该城市教育代际流动的工具变量。选择该工具变量的可行性在于:①同一省份内部的城市之间文化传统相近,且经济社会往来较为密切,财政、教育、医疗等方面的政策也较为接近,因此,城市之间的教育代际流动水平可能存在较大的相关性。②其他城市的代际流动对该城市居民的社会信任水平较为外生,这是因为教育代际流动是一个相对比较抽象的概念,一个城市教育代际流动水平的大小或者教育机会公平的程度更多是由受访者通过和本地居民相互比较才能感知,也就是说,需要身处其中才能感受到,进而对其社会信任水平产生影响,即使网络媒体比较发达、信息传递速度比较快,但是如果没有面对面的交流和比较,也难以判断和感知教育代际流动水平的大小,居民的信任水平也很难受到影响,因此,该城市的教育不公平对邻近城市居民信任水平的影响可能会非常小。需要说明的是,直辖市无法利用上述方法构造工具变量,故剔除了直辖市样本,剔除前后的样本量变化很小,对结果不会造成较大的影响。本文同时使用两阶段最小二乘模型(2SLS)和工具变量有序 Probit(IV Oprobit)模型进行估计。估计结果如表 7 所示,一阶段估计结果显示,同省其他城市的代际流动均值和该城市的代际流动水平之间存在高度的负相关关系,且一阶段 F 统计值远大于 10,表明不存在弱工具变量问题。代际流动与工具变量之间负相关关系可能是由于教育资源(例如教育财政资金)影响各城市的教育代际流动,而教育资源在城市之间具有竞争性,从而导致该城市的代际流动和省内其他城市的代际流动均值之间存在此高彼低的关系。整体回归结果表明,使用工具变量之后代际流动对社会信任的影响依然在 1%的水平上显著,2SLS 模型的系数估计值为 0.08,是 OLS 估计值的 2 倍左右,使用 IV Oprobit 模型的系数估计值也显著为正。以上结果表明,使用工具变量进行估计的系数有所增大,说明未使用工具变量进行估计的系数可能对结果存在低估,这进一步证明了本文结论的稳健性。

表 7 使用工具变量的估计结果

	(1) 2SLS $\overline{Igm}_{25,c}$	(2) 2SLS 社会信任	(3) IV Oprobit $\overline{Igm}_{25,c}$	(4) IV Oprobit 社会信任
$\overline{Igm}_{25,c}$		0.0818*** (0.0180)		0.0467*** (0.0093)
同省其他城市平均代际流动	-1.9021*** (0.0143)		-1.9181*** (0.0137)	
城市控制变量	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
一阶段 F 统计值	1513.2700		1592.7100	
观测值	12720	12720	12720	12720
R ²	0.8106	0.0535	0.8092	0.0178

5. 机制分析

前文已经证实,代际流动会显著影响居民的社会信任感,那么代际流动会通过什么渠道影响居民的社会信任感呢? 盖茨比曲线表明社会不平等程度和代际流动性的高低存在负相关关系,因此,较高的代际流动水平可能会缩小贫富差距,提高社会公平程度,进而提高居民对他人的信任感。由

于CFPS数据库2016年的收入缺失值较多,本文通过2016年CFPS问卷调查中“您的收入在本地中的地位”以及“贫富差距的严重程度”这两个问题的答案来衡量收入水平和贫富差距。对于第一个问题,数值越大表明自评经济地位越高,而对于第二个问题,数值越大表明贫富差距越严重。本文将通过这两个指标来检验代际流动影响社会信任的中介机制。表8给出了整体的回归结果,其中第(1)列和第(4)列是基准回归结果,第(2)列和第(5)列是代际流动对自评经济地位和贫富差距的回归结果,第(3)列和第(6)列是加入中介变量之后的回归结果,从结果中可以看出,代际流动提高了经济地位,缓解了贫富差距的严重程度。加入自评的经济地位和贫富差距严重程度后,代际流动对社会信任的影响程度均有所下降,二者共同解释了超过10%的中介效应,尤其是经济地位,加入该变量之后,代际流动对社会信任的影响明显变小。

表8 机制分析:自评经济地位与贫富差距

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	社会信任	经济地位	社会信任	社会信任	贫富差距 严重程度	社会信任
$Igm_{25,c}$	0.0417*** (0.0140)	0.0143** (0.0068)	0.0381*** (0.0139)	0.0402*** (0.0137)	-0.0299* (0.0165)	0.0395*** (0.0137)
经济地位			0.2522*** (0.0183)			
贫富差距严重程度						-0.0211*** (0.0072)
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	12614	12614	12614	13222	13222	13222
R ²	0.0530	0.0408	0.0670	0.0538	0.0741	0.0515

上述分析表明,自评经济地位和贫富差距是代际流动影响社会信任的重要机制,而自评经济地位解释了接近10%的中介效应,相对于贫富差距而言是一个更为重要的机制。那么,进一步地,本文认为这种机制效应应该更多地体现在经济地位处于中下层的群体中,这是因为对于经济地位处于上层的群体而言,代际流动提高时,其经济地位无法得到改善甚至可能会下降,这显然不利于其信任水平的提高。本文按照经济地位的大小将样本群体分为中下层和上层两个群体(这里将经济地位为1、2、3的群体定义为中下层群体,4、5为上层群体),然后检验不同群体中经济地位的中介效应,结果如表9所示。从结果中可以看出,加入经济地位之后,代际流动对中下层群体的社会信任水平的影响明显下降,显著性也有所降低,而对于上层群体,代际流动性的增强降低了其经济地位,而且加入经济地位之后,代际流动对其社会信任程度的影响几乎没有发生变化,这说明代际流动主要是通过提高中下层群体的经济地位来提升社会信任水平。

通过计算系数变化幅度能够发现,自评经济地位和贫富差距这两个中介变量解释了大概10%的中介效应,从统计意义上来说,10%确实是一个比较小的数字,但是从经济意义上讲,这两个变量

所起到的中介效应非常重要。伴随着经济社会的发展,贫富差距不断扩大,收入阶层固化的趋势也在不断加强,这势必会对经济社会产生负面的影响,甚至可能威胁到社会的稳定。如果提高教育代际流动确实能在一定程度上通过缩小贫富差距以及提高中下层群体的经济地位来提高居民的社会信任水平,那么也就意味着,提高教育代际流动不仅能提高社会信任水平,还能在一定程度上阻止贫富差距的进一步恶化,因而具有较为重要的经济意义。同时,贫富差距的有效控制能够对社会信任水平的提升存在一定的促进作用,这一链条对于更好认识教育公平的社会价值具有重要的现实意义。另外,如果收入差距的扩大所导致的阶层固化使得人与人之间的信任水平下降,那么受教育水平差距的扩大也可能会导致不同受教育水平的人之间较难合作与沟通,以至于彼此之间难以相互信任,也就是说,教育代际流动可能更多的是直接影响社会信任,Paxton(2002)、Huang et al.(2009)、黄健和邓燕华(2012)以及 Oskarsson et al.(2017)等诸多学者的研究都表明受教育水平对居民的社会信任水平有着非常重要的决定作用。因此,本文选取的机制变量能够解释其中 10%的传导渠道,具备较强的经济意义。

贫富差距的缩小能够增强社会各阶层之间的流动性,缓解社会阶层固化问题,使处于各阶层的人们有更多相互接触与合作的机会,尤其对于中下层群体而言,经济地位的提高使得其与上层群体的差距逐渐缩小,感受到来自社会和他人的压迫感和无助感也会减少,这显然都有助于提高居民对他人的信任水平。因此,纵向的教育代际公平会通过提高横向的社会公平推动社会信任水平提高。

表 9 机制分析:自评经济地位(分样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	社会信任	经济地位 (中下层)	社会信任	社会信任	经济地位 (上层)	社会信任
$\overline{Igm}_{25,c}$	0.0382*** (0.0146)	0.0122** (0.0057)	0.0347** (0.0145)	0.0871* (0.0507)	-0.0165 (0.0104)	0.0873* (0.0508)
经济地位			0.2872*** (0.0239)			0.0084 (0.1455)
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	11441	11441	11441	1173	1173	1173
R ²	0.0569	0.0620	0.0686	0.0535	0.1014	0.0527

六、结论与政策建议

教育的重要性不言而喻,可以使人们通过自身努力提升参与平等竞争的能力,从而促进社会纵向流动,进而促进社会公平。教育机会公平具有起点公平的意义,是社会公平的重要基础。教育代际流动在代际层面衡量了教育机会公平的程度,其对经济社会的发展具有非常重要的影响。教育阶层固化会挫伤低教育阶层的积极性,不利于人力资本的积累,阻碍国家创新能力的提升以及经济社会的发展。阶层固化还容易激化各种社会矛盾,对社会的稳定造成威胁,尤其是在中国面临跨越“中等

收入陷阱”的严峻挑战下,探讨教育代际流动问题更具现实意义。

研究中国教育代际流动的空间特征有助于更为深刻地了解中国的教育机会公平现状,为提出有针对性的教育机会公平改革举措提供依据。从教育代际流动的角度研究教育机会公平对社会信任的影响凸显了教育代际流动的重要性,也为提升居民的社会信任水平提供了一个新的角度和思路。本文通过对中国各城市绝对代际流动水平的实证测度,发现中国各城市之间教育代际流动水平存在较大差异。进一步的实证研究发现,提高教育代际流动水平能够显著提高居民对陌生人的信任程度,异质性分析表明教育代际流动对居住于市场化程度更高的城市、男性以及拥有农业户口的群体的社会信任水平的影响更大,尤其对有低学历父代的高学历子代的影响更为显著,经济地位以及贫富差距是代际流动影响社会信任的重要传导机制。

基于研究结论,本文的政策含义如下:①本文的实证测度结果显示,中国地区间的教育代际流动水平存在显著差异,这反映了地区间在教育机会公平方面存在不平衡现象。教育作为最有代表性的公共产品,政府应当为每一位居民提供大致相同的教育发展机会,在全国范围内营造公平的教育环境。这意味着政府在制定教育及相关财政政策时应更多考虑地区间的教育代际公平差异,更多关注教育代际流动水平较低的地区,致力于推动其教育代际公平的改善。②本文的核心结论显示,教育代际公平有助于提高居民间的社会信任水平,这为改善和优化社会信任状况提供了新的政策视角。未来应更多关注城市内部的教育代际公平问题,教育及财政政策应致力于破解教育代际固化的趋势,通过精准投入和打破制度壁垒的方式,为农村和落后地区提供更多优质教育资源,通过有效提升教育代际公平来实现社会信任水平的改善。③低学历父代的子代是教育代际流动“桎梏”的最大受害者,这突出反映在城市低收入和农村群体之中,未来教育政策应致力于精准聚焦这类群体,为其子代提供更多优质的教育资源和公平的教育机会,让其有更高概率实现教育领域的代际跃升,例如慕课形式的出现及广泛应用有助于推动优质教育资源的全国共享,进而有效消除教育机会的不公平,实现教育代际流动和社会信任水平的改善。

[参考文献]

- [1]崔巍,陈琨. 社会信任对经济增长的影响——基于经济收敛模型的视角[J]. 经济与管理研究, 2016, (8):14-22.
- [2]黄健,邓燕华. 高等教育与社会信任:基于中英调查数据的研究[J]. 中国社会科学, 2012, (11):98-111.
- [3]黄玖立,刘畅. 方言与社会信任[J]. 财经研究, 2017, (7):83-94.
- [4]李力行,周广肃. 家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性[J]. 经济学(季刊), 2014, (10):65-82.
- [5]李涛,黄纯纯,何兴强,周开国. 什么影响了居民的社会信任水平? ——来自广东省的经验证据[J]. 经济研究, 2008, (1):137-152.
- [6]刘小鸽,司海平,庞嘉伟. 地区代际流动与居民幸福感:基于代际教育流动性的考察[J]. 世界经济, 2018, (9):171-192.
- [7]彭代彦,闫静. 社会信任感与生活满意度——基于世界价值观调查(WVS)中国部分数据的实证分析[J]. 当代经济研究, 2014, (6):29-34.
- [8]史宇鹏,李新荣. 公共资源与社会信任:以义务教育为例[J]. 经济研究, 2016, (5):86-100.
- [9]汪汇,陈钊,陆铭. 户籍、社会分割与信任:来自上海的经验研究[J]. 世界经济, 2009, (10):81-96.
- [10]王伟同,谢佳松,张玲. 人口迁移的地区代际流动偏好:微观证据与影响机制[J]. 管理世界, 2019a, (7):89-135.
- [11]王伟同,谢佳松,张玲. 中国区域与阶层代际流动水平及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019b, (1):78-95.
- [12]张建华,万千. 高校扩招与教育代际传递[J]. 世界经济, 2018, (4):168-192.
- [13]邹薇,马占利. 家庭背景、代际传递与教育不平等[J]. 中国工业经济, 2019, (2):80-98.

- [14]朱慧劫,姚兆余. 社会信任对城市居民健康状况的影响[J]. 城市问题, 2015,(9):94-98.
- [15]Aaberge, R., A. Bjorklund, and N. Smith. Income Inequality and Income Mobility in the Scandinavian Countries Compared to the United States[J]. *Review of Income and Wealth*, 2002,(48):443-469.
- [16]Alesina, A., and E. L. Ferrara. Who Trusts Others[J]. *Journal of Public Economics*, 2002,85(2):207-234.
- [17]Algan, Y., and P. Cahuc. Inherited Trust and Growth[J]. *American Economic Review*, 2010,100(5):2060-2092.
- [18]Bauer, P. C., and R. T. Riphahn. Age at School Entry and Intergenerational Educational Mobility [J]. *Economics Letters*, 2009,103(2):87-90.
- [19]Beugelsdijk, S., and T. Van Schaik. Social Capital and Growth in European Regions: An Empirical Test[J]. *European Journal of Political Economy*, 2004,21(2):301-324.
- [20]Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez. Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014,129(4):1553-1623.
- [21]Dahl, M. W., and T. Deleire. The Association Between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data[R]. Institute for Research on Poverty, Discussion Paper, 2008.
- [22]Delhey, J., and K. Newton. Who Trusts? The Origins of Social Trust in Seven Nations[J]. *European Societies*, 2003,(2):93-137.
- [23]Ferrara, L. E. Inequality and Group Participation: Theory and Evidence From Rural Tanzania [J]. *Journal of Public Economics*, 2002,85(2):235-273.
- [24]Fukuyama, F. *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*[M]. New York: Free Press,1999.
- [25]Gottschalk, P. Inequality, Income Growth, and Mobility: The Basic Facts [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997,11(2):21-40.
- [26]Gottschalk, P., and T.M. Smeeding. Cross-national Comparisons of Earnings and Income Inequality [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997,79(1):10-17.
- [27]Helliwell, J. F. How's life? Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-being[J]. *Economic Modelling*, 2003,20(2):331-360.
- [28]Huang, J., H. M. Van den Brink, and W. Groot. A Meta Analysis of the Effect of Education on Social Capital[J]. *Economics of Education Review*, 2009,28(4):454-464.
- [29]Jason, F., and H. Joel. Intergenerational Mobility in Education: Variation in Geography and Time [R]. NBER Working Paper, 2018.
- [30]Jongsung, Y. Corruption and Inequality as Correlates of Social Trust: Fairness Matters More than Similarity[R]. NBER Working Paper, 2005.
- [31]Kuroki, M. Does Social Trust Increase Individual Happiness in Japan [J]. *The Japanese Economic Review*. 2011,62(4):444-459.
- [32]Neckerman, K. M., and F. Torche. Inequality: Causes and Consequences [J]. *Annual Review of Sociology*, 2007,33(1):335-357.
- [33]Oskarsson, S., P. T. Dinesen, C. T. Dawes, M. Johannesson, and K. E. P. Magnusson. Education and Social Trust: Testing a Causal Hypothesis Using the Discordant Twin Design [J]. *Political Psychology*, 2017,38(3): 515-531.
- [34]Paxton, P. Social Capital and Democracy: An Interdependent Relationship [J]. *American Sociological Review*, 2002,67(2):254-277.
- [35]Shaleva, A. E. Uncovering the Impact of Intergenerational Income Mobility on Interpersonal Trust [J]. *IZA Journal of Labor and Development*, 2015,(12):1-17.
- [36]Solon, G. Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility [J]. *Journal of Economic Perspectives*,

- 2002,16(3):59-66.
- [37]Solon, G. A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place [A]. Corak, M. Generational Income Mobility in North America and Europe[C]. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- [38]Uslaner, E. Trust, Democracy and Governance: Can Government Policies Influence Generalized Trust [M]. New York: Palgrave Macmillan, 2005.
- [39]Uslaner, E., and M. Brown. Inequality, Trust and Civic Engagement [J]. American Politics Research, 2003,31(3): 1-28.
- [40]Werfhorst, H., and W. Salverda. Consequences of Economic Inequality: Introduction to a Special Issue[J]. Research in Social Stratification and Mobility, 2012,30(4):377-387.
- [41]Wilkinson, R. G., and K. E. Pickett. Why More Equal Societies almost always Do Better [M]. London: Allen Lane, 2009.
- [42]Zak, P., and S. Knack. Trust and Growth[J]. Economic Journal, 2001,111(470):295-321.

Equity of Educational Opportunity and Social Trust of Residents: Empirical Measurement and Micro-evidence from Urban Intergenerational Mobility of Education

LYU Wei¹, GUO Man-man², WANG Wei-tong¹

(1. Economic and Social Development Institute DUFEE, Dalian 116025, China;

2. School of Public Finance and Taxation DUFEE, Dalian 116025, China)

Abstract: Based on the perspective of intergenerational mobility of education, this paper studies the impact of educational opportunity equity on social trust. In this paper, we use the China Family Panel Studies (CFPS) database to construct the indicators of intergenerational mobility of education at the urban level, measure the intergenerational equity of education at the urban level, and match it with the urban macro data and micro personal data. This paper studies the impact of urban educational opportunity equity on residents' social trust. The results show that the index of absolute education intergenerational mobility is between 8.75 and 19.27 in the sample cities, which reflects the significant differences in education intergenerational equity among different regions in China. After using the instrumental variable to solve the endogenous bias, the regression results show that the intergenerational inequality of education will significantly reduce the social trust level of residents, and this kind of influence is mainly reflected in the high-educated offspring group of the low-educated parents. The mechanism analysis shows that self-evaluation of economic status and the gap between the rich and the poor are important transmission mechanisms of social trust. The above conclusions are still valid under various robustness tests. From the perspective of intergenerational mobility, this paper proves that promoting the equality of educational opportunity will help to improve the level of social trust, which not only explains the importance of intergenerational equity of education, but also provides a feasible reform path for further enhancing social trust.

Key Words: intergenerational mobility in education; equity in education; intergenerational order correlation; social trust

JEL Classification: A20 J62 Z13

〔责任编辑: 覃毅〕