

# 农民工代际收入流动性 与传递路径贡献率分解研究

卓玛草 孔祥利<sup>\*</sup>

**摘要:**考察农民工代际收入流动性以及父代是否外出务工对代际收入流动性的影响,发现父代未外出务工与子代农民工之间的代际收入流动性高于父代外出务工的两代农民工家庭。进一步使用 Eriksson“条件收入弹性”中间变量法,从人力资本、社会资本、职业代际传递三条路径对代际收入流动系数进行分解并考察各路径的贡献率,结果发现:对父代未外出务工样本,人力资本是代际收入传递的直接路径,社会资本是间接路径;对父代外出务工样本,代际职业传递和社会资本传递加强了代际间收入传递,其中代际职业传递路径的贡献率最高。最后,利用倾向匹配法(ATT)处理了社会资本的内生性偏差,通过了严格的稳健性检验,表明社会资本水平较高的农民工收入高于社会资本水平较低的农民工。

**关键词:**代际收入流动;人力资本;社会资本;职业代际传递;倾向匹配法

## 一、引言及文献评述

从第一代农民工到新生代农民工,再到城市随迁、农村留守儿童,已经经历了三代人,农民工社会融合问题依然严峻并且呈现长期化趋势(杜凤莲,2014),农民工构成了城市贫困人口的主要组成部分,农民工与城市居民之间的经济分割与社会隔离呈现出“继承性、遗传性”特征,最突出的是收入代际传递。收入代际传递意味着低收入家庭的子女容易陷入“收入贫困传承陷阱”,其实质是经济资源或经济地位的代际传承,引致农民工弱势地位与社会分层伴随城乡二元结构持续存在,农民工城市融入与市民化实现举步维艰,长期的不平等使社会结构逐渐固化、经济效率损失,最终影响经济增长与社会稳定。因此,本文从代际收入流动与传递的角度探究:中国农民工群体代际收入流动性如何?父代未外出务工与父代外出务工对子代农民工代际收入流动性的影响有何差别?这种代际收入传递性背后的传递路径是什么?各路径的贡献率如何?研究农民工代际收入流动性及决定因素对改善社会不平等和促进农民工融入城市具有重要的现实意义。

代际收入弹性的估计是代际收入流动性研究的第一步。Becker 和 Tomes(1986)估计美国代际收入弹性为0.2,由于采用单年数据导致代际收入弹性回归系数估计存在向下偏误;

<sup>\*</sup>卓玛草,陕西师范大学国际商学院,邮政编码:710119,电子信箱:xhzmc123@126.com;孔祥利,陕西师范大学发展规划处,邮政编码:710119,电子信箱:kxl1963@snnu.edu.cn。

本文受到国家社会科学基金一般项目“农民工城市资本积累与融入城市能力问题研究”(项目编号:15BSH013)的资助。感谢匿名审稿人和编辑部提出的宝贵建议,当然文责自负。

Solon(1992)在实际收入分解方程中引入年龄二次项函数并采用多年收入平均数代表永久收入,得到美国收入弹性为0.413。Hadier和Solon(2006)证明单年收入与生命周期偏误呈现倒U型,中年(45岁左右)的单年收入观测值对永久收入的代表性最强。Millimet等(2003)利用可得的数年收入观测值进行插值和模拟个体一生收入,He和Sato(2013)、Gong等(2012)结合个体人力资本、职业、年龄等特征,通过收入决定方程估计个人的一生收入,对收入弹性估计下偏的偏误加以修正。近年来,国内对代际收入流动性研究取得一定成果,王海港(2005)首次估计了城市居民1988年和1995年代际收入弹性分别为0.384和0.424;姚先国和赵丽秋(2007)利用CHNS数据估计了中国总体的代际收入弹性为0.7,城市的代际收入弹性为0.8,高于农村地区0.55的弹性值;方鸣和应瑞瑶(2010)采用双样本两阶段最小二乘法(TS2SLS)研究发现中国城镇居民的代际收入弹性约为0.584,农村居民的代际收入弹性约为0.546。相关文献在代际收入弹性测量的基础上,进一步纠正测量误差,对于解决父代收入与其能力等不可观测变量(外生冲击)相关的内生性偏误,关键是选择合适的工具变量。Solon(1992)提出采用父代教育水平作为工具变量;Lefgren等(2012)采用父代受教育程度、受教育年限和职业作为与父代收入相关性较强的工具变量;韩军辉(2010)使用父代滞后收入水平作为工具变量,系统估计代际收入弹性为0.446;陈琳(2015)采用受教育程度、党员身份、职业作为工具变量,估计1998—2002年我国城镇代际收入弹性为0.4,纠正偏误测得代际收入弹性中来源于收入本身纯粹净传递占1/3。

Solon(1999)认为,相对于代际收入流动性的修正与精确估计,代际收入流动性的决定因素及传导机制是代际收入流动研究的核心问题。本文着重从人力资本、社会资本、职业代际传递三个方面对相关文献进行综述。人力资本投资是影响代际收入流动性的重要因素,Becker和Tomes(1979,1986)基于“效用最大化的家庭行为”模型构建收入不平等的代际转移理论框架;Becker(1993)进一步认为父母自身的人力资本积累对代际收入传递有重要影响;Restuccia和Urrutia(2004)认为父母对子女初等、中等教育的投资是影响代际收入流动性大小的主要驱动力;郭丛斌和闵维方(2007)研究发现教育作为一种重要的代际流动机制有助于促进收入的代际流动;邢春冰(2006)认为非农就业机会的代际相关性在一定程度上通过人力资本投资来传递;孙三百等(2012)考虑人口迁移对代际收入弹性的影响,发现教育在可识别的代际收入传递路径中贡献最大。社会资本对代际收入传递的影响是研究代际收入流动性不可回避的命题,Dan和Fredrick(2007)、Antoni和Matthew(2005)认为父代对子代社会关系网络投资强化了代际收入传递;姚先国和赵丽秋(2007)研究发现社会关系网络是代际收入传递的主要路径,其次为人力资本,最弱的是健康投资;陈琳和袁志刚(2012)发现人力资本、社会资本和家庭财富资本对代际收入弹性的共同解释力达60%。职业作为收入的“载体”,职业代际传递成为代际收入传递的“纽带”,方鸣和应瑞瑶(2010)研究发现代际职业传递与教育传递是中国居民代际收入传递的主要途径;周兴和张鹏(2014)发现职业传递是解释代际收入流动的关键环节,代际之间的职业传承在一定程度上阻碍了代际间收入流动。

相对于以往文献,本文的贡献主要体现在以下方面:首先,填补目前未有文献估计农民工代际收入流动性的研究空白,比较父代是否外出务工不同子样本代际收入流动性差异;其次,从人力资本、社会资本角度探讨代际收入流动性内在传递机制的基础上,特别考察代际职业传递对农民工代际收入传递的影响;最后,采用年龄调整修正法和Heckman等(2003)

两步法处理内生性问题,尽可能降低代际收入流动系数估计偏误,进一步应用倾向匹配法处理社会资本内生性偏差。

## 二、分析框架与研究假设

在中国的制度背景下研究农民工代际收入流动性问题,必须考虑劳动力城乡迁移的流动性、劳动力市场分割的多重性、农民工市民化的不彻底性;必须区分子代农民工来自父代未外出务工的农村留守家庭还是父代外出务工的农民工家庭。区分父代是否外出务工为何如此重要?20世纪90年代初以来大量农村劳动力自由流动与迁移,使越来越多农村家庭两代人在居住空间和职业性质上产生差异,劳动力迁移可能带来重新择业的机会、获得教育培训资源、引起社会关系的此消彼长,导致人力资本、社会资本、文化资本产生的作用发生变化,这种改变势必影响代际间收入差异。根据以上研究背景,建立一个分析框架并提出研究假设,用以检验农民工代际流动性高低及变化,并且分析代际收入传递背后的传递路径。

一方面,对于父代未外出务工的农村留守家庭,“流动”成为农村迁移劳动力能力变迁的重要结构性力量,其子代初次流动进城务工成为农民工,突破了农村劳动力传统的地域局限,经历了职业非农化与城镇劳动力市场化,获得了非农就业机会与增加收入的机会,在这一过程中摆脱了对家庭禀赋的依附,外出务工的“去地域化”和“非农化”使子代受父代收入的影响减弱。另一方面,对于父代外出务工的农民工家庭,城市劳动力市场分割性与社会保障制度的排斥性共同决定了城市社会阶层分化,农民工处于城市社会底层,同时作为市场竞争的弱者,面临着职业隔离、待遇歧视的就业环境,子代农民工不论是就业选择、职业获得还是工资决定,更多受其父代的影响,有可能长期固化在次级劳动力市场的低端行业而无法实现向上流动,结构固化使其陷入去留两难的困境。由此,父代农民工弱势社会地位、低端职业阶层、低人力资本共同决定的低收入水平在代际间传递,致使子代农民工收入受父代农民工收入的影响更强。据此提出第一个研究假设:

假设1:对于父代未外出务工的农村留守家庭,其子代劳动力流动明显增强了代际收入流动性;而对于父代外出务工的农民工家庭,两代农民工之间代际收入流动性下降。

对于父代未外出务工的子代农民工,外出务工的“去地域化”使子代的社会网络发生巨大变化,其初次流动进城务工失去了从家庭获得的社会支持网,迁移弱化了原有社会关系的影响。子代农民工在迁入地的经济成就一部分取决于以正规教育形成的人力资本,另一部分取决于外出务工积累的工作经验、参加培训所转化的新型人力资本、“重建”的社会资本以及个人冒险精神、进取心、个人努力程度等后致性因素,而以正规教育投资与积累形成的初始人力资本主要受其家庭禀赋、父代收入、父代技能和文化资本(教育观念及重视程度)等先赋性因素的影响。家庭父代对子代外出务工经历的直接影响主要体现在由其初始人力资本所决定的就业选择和职业获得上,包括对收入高低、职业层级、职业技能的影响;间接影响体现在受人力资本影响而构建的社会资本规模的大小、质量的高低。据此提出第二个研究假设:

假设2:对于父代未外出务工的农村留守家庭,人力资本是代际收入传递的直接路径,社会资本是代际收入传递的间接路径。

随着户籍制度改革和“农民工新政”执行,对于父代外出的子代农民工,户籍身份的制度性阻隔作用大大削弱,造成劳动力市场分割的原因很大程度上是由于人力资本的差异。子代农民工人力资本“壁垒”使其难以进入正规就业部门,理性选择进入门槛较低的非公有部

门,更多沉滞在与父代相近或相同的职业领域,两代人之间职业存在明显的代际继承性,致使子代农民工收入受父代农民工收入的影响更强。进一步,随着父代进城务工年限的增加、职业的转换使他们打破了原有以强关系为主的“移植、复制”整合型社会资本,不断增加网络关系的异质成份,再构以业缘、趣缘、友缘等弱关系为主的跨越型社会资本,这种社会关系网络不仅会影响父代自身的职业获得与收入提升,而且重构了子代农民工的城市社会生活空间和秩序,其向外延伸和扩张的功能成为影响子代农民工就业能力发展的主要因素之一,进而影响子代农民工的就业状态与职业选择,间接决定子代收入,导致代际间收入的传递。据此提出第三个研究假设:

假设3:父代外出务工对子代农民工收入传递性较强,其中职业的继承与传递是最重要的传递路径,其次是社会资本传递路径,人力资本的影响程度有待检验。

### 三、农民工代际收入流动性的估计模型与实证分析

#### (一)模型设定

参考以往研究(Solon,1992),设定代际收入流动性测算的估计方程如(1)式所示:

$$y_{1i} = \beta y_{0i} + \xi_i \quad (1)$$

$$y_{0is} = y_{0i} + \nu_{0is}; \quad y_{1iu} = y_{1i} + \nu_{1iu} \quad (2)$$

$$y_{0is} = y_{0i} + \alpha_0 age_{0is} + \gamma_0 age_{0is}^2 + \nu_{0is}; \quad y_{1iu} = y_{1i} + \alpha_1 age_{1iu} + \gamma_1 age_{1iu}^2 + \nu_{1iu} \quad (3)$$

(1)–(3)式中:参数 $\beta$ 为代际收入弹性系数(父代收入增加1%,子代收入增加的百分比),衡量的是子代与父代之间收入的相关程度,代际收入弹性越高,代际收入传递性越强,1– $\beta$ 反映代际收入流动性, $\beta$ 为0表示父代与子代收入不相关,具有完全流动性; $\beta$ 为1表示父代收入对子代收入具有完全传递性。 $y_{0i}$ 和 $y_{1i}$ 分别为父代永久性收入与子代永久性收入(长期收入), $y_{0is}$ 和 $y_{1iu}$ 分别为父代与子代短期收入, $\nu_{0is}$ 和 $\nu_{1iu}$ 分别为暂时性波动, $\xi_i$ 为扰动项。Solon(1989,1992)探讨假定父代与子代的短期收入( $y_{0is}$ , $y_{1iu}$ )是长期收入( $y_{0i}$ , $y_{1i}$ )与暂时性波动( $\nu_{0is}$ , $\nu_{1iu}$ )的加总,如(2)式所示;沿用Solon(1999)将实际收入分解为持久收入加上年龄函数二次项的方法,如(3)式所示,相当于从随机项中分离出一个固定项,极大地减少了暂时性收入的方差,降低了偏误;将(3)式代入(1)式,得到新的回归方程如(4)式所示:

$$y_{1iu} = \beta y_{0is} - \beta \alpha_0 age_{0is} - \beta \gamma_0 age_{0is}^2 + \alpha_1 age_{1iu} + \gamma age_{1iu}^2 + \varepsilon_{its}^* \quad (4)$$

最终,通过控制子代与父代的年龄范围,再加入父代与子代的年龄及平方项,减少短期收入与长期收入的差异,最大限度地纠正偏误,估计代际收入流动系数。

#### (二)数据、变量与统计描述

本文数据来源于2015年12月–2016年3月在全国范围31个省份对农民工展开的一项实地问卷调查,具有广泛的代表性,该调查采用分阶段随机抽样方法共发放问卷3 000多份,回收问卷2 800份,其中有效问卷2 118份。本次调查对象是以“16岁以上非城市户口的外出农民工”为调查对象,调查内容包括农民工个人基本情况、工作状况、生活状况、社会关系等方面,并且询问其父代年龄、收入、工作状况等,剔除父代已故或信息缺失的样本242份,最终得到父代与子代严格匹配的1 795对样本数据。

本文因变量为子代收入。为确保农民工调查数据的可获得性和真实性,将父代与子代月收入由低到高分为7个区间:1 500元以下、1 500~1 999元、2 000~2 499元、2 500~2 999元、3 000~3 499元、3 500~4 000元及4 000元以上,分别赋值1–7。对于离散型分段数据建立有序响

应收入模型估计法,并将以往文献中研究代际收入流动性使用“代际收入弹性”更换为“代际收入流动系数”。

本文主要自变量包括:(1)子代的人力资本。按照问卷提供“小学、初中、高中、中专及技校、大专及以上”5个类别量值,分别赋值1~5。(2)子代的社会资本。根据定位法测量子代农民工社会资本,定位法测量和计算的社会资本是结构性位置的接触。具体方法为:在问卷中列出20个职业,并询问被访者“与您打交道的朋友、能帮忙的熟人或亲戚中,他们都从事以下哪些职业”(多选),构建三种指标:网差即异质性,在个人社会网络结构中最高职业得分与最低职业得分之间的差距;网顶即达高性,社会网络结构中可接触职业的最高得分;规模即广泛性,用社会网络结构中加总的职业数表示。再对这三种指标使用因子分析,构造综合社会资本变量。(3)代际间职业传递变量。将农民工职业归并为7种类型并对其进行排序<sup>①</sup>,由低到高(1~7)分别为:非技术工人、商业服务人员、自谋职业者、技术熟练工人、办事人员、管理人员、个体工商户,将不便分类的“其他职业”设定为参照组(取值为0),如果子代与父代同在城市务工且同属一类职业,则职业选择在代际间实现了传递<sup>②</sup>。

本文控制变量主要涉及子代年龄、性别、婚姻、职业以及父代年龄、父代教育、父代政治身份(党员为1,非党员为0)及工作职业状况<sup>③</sup>。特征变量的描述性统计结果如表1所示:

表1 子代与父代特征变量描述性统计

	子代					父代				
	收入	年龄	教育	社会资本	职业阶层	收入	年龄	教育	党员	职业传递
总体	4.611	32.01	2.644	0.000	2.785	3.405	50.0	1.416	0.096	0.278
父代未外出务工	4.568	34.88	2.362	-0.039	2.663	2.216	51.56	1.264	0.131	0
父代外出务工	4.629	32.07	2.773	0.045	2.835	3.694	49.96	1.525	0.071	0.278

表1按总体样本以及父代未外出务工和父代外出务工两个子样本,分别描述子代和父代在收入、年龄、教育等各变量上的差异。首先,从样本总体来看,子代的平均月收入为4.611,父代的平均(永久性)月收入为3.405;子代与父代的平均年龄分别为32岁和50岁;子代受教育程度为2.644,高于父代受教育程度1.416;子代的社会资本为0.000(最小值为-2.055,最大值为3.081),职业阶层为2.785,处于中低水平。其次,从子样本来看,相比未外出务工的父代,外出务工的父代农民工年龄较小,文化程度相对较高,党员比例非常低,父代对子代实现职业传递的比例为27.8%;对于父代外出务工的子代农民工,他们年龄较小,而人力资本、社会资本、职业阶层都高于父代未外出的子代农民工。在家庭背景变量中,通过

<sup>①</sup>本文借鉴“市场转型”(Nee,1991)、“十大阶层”(陆学艺,2002)、“断裂化”(孙立平,2003)、“结构化”(李培林等,2004)等社会分层理论,关注农民工内部已从一个阶层扩展到多个阶层,逐步分化形成了有别于城乡居民结构的新二元结构的事实,透视农民工群体社会分化、阶层结构和社会流动,依据农民工的职业属性、职业地位和职业技术含量,按照李春林(2005)职业声望排序表,将农民工职业由低到高设定为“排序数据”(1~7),设定“其他职业”为参照组(0)。

<sup>②</sup>职业阶层的划分进一步从纵向维度表现农民工代际职业的流动性和继承性。

<sup>③</sup>未外出务工的父代职业阶层按“务农、乡镇企业务工、乡村干部”由低到高进行排序,分别赋值1~3,“其他职业谋生”作为参照组(取值为0);外出务工的父亲职业阶层排序与子代职业阶层排序做同样的设定,由低到高按非技术工人、商业服务人员、自谋职业者、技术熟练工人、办事人员、管理人员、个体工商户,分别赋值1~7,将不便分类的“其他职业”设定为参照组(取值为0)。

询问“请问您18岁时,您父亲的工作状况?”以及“您的父亲曾经或现在是否外出务工?”(可能是在子代18岁以后外出务工),最大限度地获取关于父代外出务工的动态信息,“父代未外出务工”的样本人数为753人,占比42.0%,其中父代在家务农的比例为68.7%、在乡镇企业务工的比例为10.6%、为乡村干部的比例为10.4%、以其他职业谋生的人占比10.3%;“父代外出务工”样本人数为1 036人,占比58%。

### (三) 实证检验与分析

#### 1. 年龄调整修正模型处理下的代际收入流动系数估计

在代际收入流动性估计的实证分析中,存在两类内生性问题:一方面,父代永久收入与子代永久收入是不可观察的潜在变量,收集数据调查时,只能得到父代在S年的短期单年收入 $y_{0is}$ 与子代在t年的短期单年收入 $y_{1it}$ ,如果用父代短期单年实际收入作为永久收入的代理变量,则会由于“暂时性波动”产生估计收入流动系数向下偏误;另一方面,残差中可能包括父代不可观测的潜在能力,这种潜在能力影响父代收入进而使父代收入与扰动项相关,该类内生性问题导致参数估计的非一致性和有偏。因此,我们采用基于年龄调整的修正方法对内生性进行处理,根据Haider和Solon(2006)认为“个人在其30岁早期与40岁早期的收入是最接近一生的收入”估计所得的收入弹性误差最小以及“子代收入误差不影响估计一致性”的研究结论,我们在问卷中询问“您父代在40岁左右时,平均月收入大概是多少元?”取得与父代永久收入最接近的近似值,并选择子代样本年龄位于25~35岁之间,父代年龄小于60岁的家庭样本,根据(4)式估计代际收入流动系数,再将总体样本分解为父亲未外出务工子样本与父亲外出务工子样本,进一步将性别、婚姻、职业、行业作为控制变量,估计各自代际收入流动系数,实证回归结果如表2所示:

表2 农民工代际收入流动系数估计

自变量	总体样本		父代未外出务工		父代外出务工	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
父代收入	0.337 *** (13.49)	0.313 *** (12.1)	0.278 *** (6.06)	0.245 *** (5.17)	0.407 *** (12.03)	0.396 *** (11.4)
子代年龄	1.151 *** (6.41)	1.028 *** (5.06)	1.06 *** (3.81)	0.918 *** (2.78)	1.370 *** (5.77)	1.311 *** (4.96)
子代年龄 <sup>2</sup>	-0.152 *** (-5.64)	-0.131 *** (-4.33)	-0.131 *** (-3.10)	-0.102 *** (-2.11)	-1.992 *** (-5.28)	-0.195 *** (-4.83)
父代年龄	0.471 * (1.65)	0.464 (1.59)	-0.034 (-0.07)	0.149 (0.30)	0.731 *** (2.05)	0.643 *** (1.76)
父代年龄 <sup>2</sup>	-0.018 (-0.47)	-0.024 (-0.61)	0.041 (0.67)	0.019 (0.28)	-0.051 (-0.05)	-0.048 (-0.95)
性别	-	1.266 *** (13.79)	-	1.461 *** (0.17)	-	1.116 *** (9.24)
婚姻	-	0.077 (0.65)	-	-0.09 (-0.44)	-	0.186 (1.25)
职业	-	0.454 *** (15.42)	-	0.419 *** (9.25)	-	0.503 *** (12.97)
样本量	1 793	1 793	753	753	1 306	13 06
Log-Like lihood	-3009.9	-2780.4	-1286.5	-1189.7	-1703.1	-1563.9

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别表示  $P < 0.01, P < 0.05, P < 0.1$ 。

首先,在总体样本不考虑父代是否外出的情况下,采用ordered logit(有序响应模型),模型(1)估计结果表明农民工家庭的代际收入流动系数为0.337,即父代收入对子代收入存在正向影响。再将总体样本划分为父代未外出务工与父代外出务工两个子样本进行回归分

析,模型(3)、模型(5)估计结果表明,父代未外出务工家庭的父代与子代间的代际收入流动系数为0.278,父代外出务工家庭的父代与子代间的代际收入流动系数为0.407,前者比后者低,表明父代外出务工家庭代际之间的关联度与传递性要高于父代未外出务工家庭。其次,基于明瑟方程(Mincer,1974),教育、年龄、性别、婚姻、职业等个人特征也是影响收入的主要因素,这里将性别、婚姻、职业作为控制变量加入模型,各自代际收入弹性不同程度地分别下降了0.024、0.033、0.011,表明父代收入不是影响子代收入的唯一因素,从而估计了更为精确、真实的代际收入流动系数。

## 2. 样本选择模型处理下的代际收入流动系数估计

在总体样本中,需进一步分析父代是否外出务工所带来的收入流动系数的变化,在总体方程中引入父代是否外出务工的虚拟变量及外出务工与父代收入的交互项。除此之外,父代是否选择外出务工这一行为在很大程度上是农民工正向自我选择的结果,受父代年龄、受教育程度、政治身份以及工作特征影响,为了克服可能存在的样本选择偏差,我们使用Heckman两步法进行修正<sup>①</sup>,估计结果如表3所示:

表3 代际收入流动性的 Heckman 两阶段估计结果

自变量	ordered logit 交互项估计		Heckman 两阶段估计	
	总体估计	交互项估计	选择方程	结果方程
父代收入	0.313 *** (12.12)	0.124 *** (1.96)	0.207 * (11.71)	0.337 *** (12.82)
子代年龄	1.028 *** (5.06)	1.445 *** (4.93)	0.068 (0.53)	1.079 *** (8.90)
子代年龄 <sup>2</sup>	-0.131 (-4.38)	-2.504 *** (-4.63)	-0.012 (-0.59)	-0.159 *** (-5.45)
父代年龄	0.464 (1.59)	0.042 (0.11)	1.328 *** (6.46)	0.657 * (2.32)
父代年龄 <sup>2</sup>	-0.024 (-0.61)	0.049 (0.88)	-1.141 *** (-4.89)	-0.051 (-1.27)
父代教育	-	-	0.119 *** (3.32)	-
父代政治	-	-	-0.845 *** (-6.82)	-
父代工作	-	-	-0.046 *** (-7.96)	-
外出务工	-	-0.765 *** (-2.89)	-	-
外出×父代收入	-	0.236 *** (3.05)	-	-
逆米尔斯比率	-	-	-	-0.193 *** (-3.72)
样本量	1 793	1 036	1 789	1 036
prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000

注:(1) \*\*\*、\*\*、\*分别表示  $P < 0.01, P < 0.05, P < 0.1$ ;(2)各模型控制了年龄、性别、婚姻等控制变量,回归结果与表2控制回归系数大小相差无几。

①陈云松和范晓光(2011)在如《社会资本的劳动力市场效应估算——内生性问题的文献回溯和研究策略》等多篇文献中指出,要真正解决样本选择问题,主题模型中的解释因子应该是选择模型的解释因子的完全子集,更重要的是,选择模型中至少有一个特殊的解释变量不能出现在主体模型之中。本文在选择模型中选择的特殊变量是:父代教育、父代政治身份及父代职业三个变量。

首先,在总体样本估计基础上加入父代“外出务工”的虚拟变量之后,外出务工与父代收入交互项的估计系数显著为正,表明父代未外出务工与父代外出务工样本之间代际流动系数存在明显差异,父代外出务工样本要比父代未外出务工样本代际收入流动系数高 0.236。这一结果验证了理论假设 1,交互项估计与表 2 子样本估计结果具有稳健一致性。其次,使用 Heckman 两步法估计代际收入流动性,在第一阶段中,“父代是否外出务工”的选择方程使用 Probit 模型估计影响父代外出务工行为的因素,结果显示:父代年龄增长与外出务工倾向呈倒 U 型轨迹,文化程度越低越不倾向于外出务工;党员政治身份降低父代外出的概率,可能是因为父亲主要从事乡村干部、乡镇企业管理人员等职业,具有稳定的就业和工资收入,不以流动性务工为职。在第二阶段回归中,将逆米尔斯比率( $\lambda$ )作为修正参数引入原有的模型来调整内生性导致的偏误, $\lambda$  在 1% 的水平统计显著,说明确实存在样本选择性偏差问题。研究发现,代际收入流动系数为 0.337,相对于父代未外出务工的样本,父代外出务工代际间收入传递性更高,具体特征与原因分析如下:

第一,对于父代未外出务工样本,代际收入流动性更高。父代未外出务工代际传递流动系数发生改变是通过子代劳动力流动,改变从父辈继承而来的先天资源禀赋不足与机会不平等,最终通过收入变动使代际间收入流动系数变动。除去少数子代考入大学实现“农转非”,大部分子代农村劳动力向城市转移,预期收入的改善是农民迁移的经济原因和重要动力。由于现代化和城市化步伐不断加快,商业、服务业、运输业为子代劳动力提供了大量就业机会,农村子代劳动力通过迁移获取收入相对较高的非农就业机会,从而带来代际收入流动性的提高。第二,对于父代外出务工的农民工家庭,代际间收入流动性下降。父代外出务工的子代随迁成为第二代农民工,一方面,由于制度性歧视和分割,两代农民工同处于次级劳动力市场且位于社会底层;另一方面,两代农民工在多个层面交叠与交错,第一代农民工的个体资本、社会资本、心理资本传递给子代农民工,加强了父代对子代收入的影响程度,降低了代际收入流动性。第三,在控制变量中,个人收入与自身年龄呈现倒 U 型关系,个人收入存在明显的性别差异,女性的收入比男性低。

## 四、农民工代际收入传递路径分解

### (一) Eriksson 中间变量分解法

Eriksson 等(2005)研究发现,在代际收入流动性研究方程中加入子代的健康程度之后,代际收入弹性下降了 25%~28%,从而表明健康对于代际收入流动有重要影响,这种“条件收入弹性法”的研究思路为分解代际收入传递路径找到了突破口。设定具体模型如下:

$$\gamma_{1it} = \hat{\beta} y_{0is} - \hat{\beta} \alpha_0 age_{0is} - \hat{\beta} \gamma_0 age_{0is}^2 + \alpha_1 age_{1it} + \gamma_1 age_{1it}^2 + \delta_{kt} c_{1kt} + \varepsilon \quad (5)$$

(5)式中: $c_{kt}$  分别代表各传递路径, $k=1,2,3$  分别为人力资本、社会资本、代际职业传递, $\delta_{kt}$  为人力资本、社会资本回报率以及职业代际传递对子代收入的影响系数。

具体方法为:基于代际收入流动性基准回归方程估计“简单代际收入流动系数  $\beta$ ”之后,在回归方程中分别控制人力资本、社会资本、代际间职业传递等中间变量估计“条件收入流动系数  $\hat{\beta}$ ”,针对各中间变量计算“条件收入流动系数”相较于普通代际收入流动系数的下降程度和变化率,由  $(\hat{\beta} - \beta)/\beta$  求得各路径的贡献率;并以贡献率判断人力资本、社会资本、代际间职业传递路径对于代际收入传递性的重要影响;对于不同的样本,各中间变量作用机制与

效果不尽相同,因而形成各自的代际收入传递路径。

## (二)代际收入传递路径分解的实证分析

针对父代未外出务工与父代外出务工不同的代际收入流动性,本文从人力资本、社会资本、职业代际传递三条路径将代际收入流动系数进行分解,并通过各路径的贡献率大小打开不同代际收入流动系数背后的“黑箱”,寻找各自代际收入传递的路径。实证检验结果如表4所示:

表4 中间变量法分解农民工代际收入传递路径

自变量	父代未外出务工				父代外出务工				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
父代收入	0.245 *** (5.17)	0.228 *** (4.78)	0.216 *** (4.51)	0.206 *** (4.27)	0.396 *** (11.14)	0.387 *** (11.54)	0.376 *** (11.21)	0.342 *** (9.19)	0.307 *** (8.19)
人力资本	-	0.236 *** (3.14)	-	0.193 *** (2.76)	-	0.347 *** (6.45)	-	-	0.254 *** (4.57)
社会资本	-	-	0.326 *** (4.45)	0.294 *** (3.97)	-	-	0.434 *** (7.60)	-	0.366 *** (6.16)
职业传递							-	-1.071 *** (-3.99)	-0.843 *** (-3.09)
职业×父代收入							-	0.241 *** (3.60)	0.231 *** (3.40)
样本量	753	753	753	753	1 036	1 036	1 036	1 036	1 036
L-likelihood	-1189.7	-1179.7	-1181.8	-1178.9	-1563.9	-1632.6	-1624.3	-1645.6	-1607.29

注:(1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示  $P<0.01, P<0.05, P<0.1$ ;(2)模型 1-9 控制了年龄、性别、婚姻等控制变量,回归结果与表 2 控制回归系数大小相差无几。

对于父代未外出务工的样本,检验理论假设 2。相比简单代际收入流动系数估计模型 1,在模型 2 控制了子代受教育程度之后,代际收入流动系数下降了 6.9%((0.228-0.245)/0.245),这一下降的变化率表明人力资本对父代未外出务工样本是主要的代际收入传递路径。这可能是由于父代收入水平与家庭财富的不均等导致子女受教育年限不同,子代外出务工迁移行为强化了教育投资收益率的上升,由于人力资本不同导致的子代收入差异,强化了代际收入传递,但是与城镇居民通过教育优质资源进行代际收入传递相比,农村家庭通过人力资本投资提高子代收入实现收入代际传递发挥作用的空间非常小。在模型 3 控制了子代社会资本以后,代际收入流动系数显著下降 11.8%((0.216-0.245)/0.245),社会资本代际收入传递路径的贡献率高于人力资本贡献率,且社会资本投资回报率高于人力资本投资回报率,表明社会资本对个人收入高低有重要影响,是决定子代收入的关键因素。由于父代未外出的子代农民工突破父代家庭社会网络中断的劣势,基于城市就业和生活“重建”以“业缘、趣缘”为主新型社会资本,但是,社会资本质量的高低、规模的大小由其人力资本内生决定,而农民工部分人力资本又由其父代收入与家庭教育投资决定。对于“重建”的社会资本,林南(2003)指出,社会资本与人力资本之间相互关联,存在正相关关系,拥有较高人力资本的个体更有可能扩大自己的社会范围或能够触及时到网络阶层位置更高的成员,因此,农民工人力资本是获取社会资本的基础和落脚点,社会资本作为代际收入传递的间接路径,对代际收入传递的作用不可忽略。在模型 4 中同时控制人力资本和社会资本,代际收入流动系数进一步显著下降,表明人力资本与社会资本共同作为代际收入的传递路径,对代际收入传递

的贡献率约为  $16\%((0.206-0.245)/0.245)$ 。因此,得出结论:对于父代未外出务工的样本,父代对子代的人力资本投资成为代际收入传递的直接途径,社会资本是代际收入传递的间接途径。这一结论验证了理论假设 2。

对于父代外出务工的样本,检验理论假设 3。基于同样的方法,在模型 6 控制了子代受教育程度之后,代际收入流动系数下降了  $2.3\%((0.387-0.396)/0.396)$ ,说明人力资本对代际间收入流动系数的解释力较弱,但人力资本投资回报率为 0.347,人力资本水平的提高有助于农民工收入的提高。在模型 7 控制了社会资本之后,代际收入流动系数下降了  $5.1\%((0.376-0.396)/0.396)$ ,说明社会资本是父代外出农民工与子代收入代际传递的重要途径,父代拥有的社会资本质量越高、数量越大直接影响其子女谋取一份收入更高、工作环境更好的工作,也会对子代农民工的交往范围、行为模式产生“榜样作用”和潜移默化的间接影响,社会资本具有代际继承性使其成为外出务工者代际收入传递的路径。在模型 8 中控制代际职业传递变量及代际职业传递与父代收入的交互项,交互项系数为正,这种非对称效应表明父代与子代之间实现代际职业传递的家庭的代际收入流动系数要比其他家庭高 0.216;职业代际传递系数为负,表明代际间职业传递对子代收入提高有负面影响。进一步,代际收入流动系数下降  $13.6\%((0.342-0.396)/0.396)$ ,下降幅度大于社会资本对代际收入流动系数的作用,表明职业代际传递对代际收入流动性的贡献率力大于社会资本。最后,在方程 9 中同时控制人力资本、社会资本与职业代际传递,代际收入流动系数进一步显著下降,表明人力资本、社会资本与职业传递共同作为代际收入的传递路径,对代际收入传递性的贡献率约为  $22.5\%((0.307-0.396)/0.396)$ 。因此,得出结论:对于父代外出务工的农民工家庭,职业代际传递与社会资本是主要的传递路径,人力资本传递路径贡献率微弱。

### (三) 内生性讨论及倾向得分匹配法

在考察农民工代际收入流动性时,农民工人力资本和社会资本都显著影响子代农民工收入水平,且社会资本的回报率总是大于人力资本;但由于其他可观测的混淆变量与农民工收入之间存在因果效应,我们不能据此判断社会资本与农民工收入之间具有因果关系,我们称此为选择性偏误(包括自选择偏误与样本选择偏误),所以,社会资本的内生性会导致回归结果偏误。首先,不同个体的智商、情商、进取心、能力等难以度量的异质性不可观测变量包含于残差项之中,被估计的因果效应存在偏误;其次,社会资本与人力资本相互依存、相互促进、相互转化,导致社会资本与农民工工资之间具有互为因果的可能性。最后,一般遗漏变量、联立因果等选择性误差使社会资本具有内生性。

为了得到社会资本水平对农民工收入影响的“净效应”,处理上述内生性问题,我们采用倾向匹配得分法,利用反事实的框架,进一步讨论社会资本水平高低对农民工收入的影响。核心思想与具体步骤是:

(1) 以社会资本因子得分平均值为界限,将均值以上的个体构成高社会资本水平的处理组( $=1$ ),均值以下的个体构成低社会资本水平的控制组( $=0$ ),构造一个“是否拥有较高社会资本”的虚拟变量。

(2) 利用已知混淆变量(年龄、性别、教育、家庭背景、职业)使用 Logistic 模型产生一个预测农民工个体拥有高社会资本水平的概率(倾向值)或倾向得分,如表 5 所示。

表 5 社会资本水平高低的 Logistic 估计结果

变量	系数	标准误
年龄	0.079 (1.61)	0.049
性别	0.389 *** (3.70)	0.105
婚姻	0.285 *** (2.16)	0.131
教育	0.356 *** (6.61)	0.053
职业等级	0.266 *** (7.54)	0.035
父代收入	0.151 *** (5.08)	0.029
常数项	-2.095 ** (-12.21)	0.237
样本量	1 793	
Adj. $R^2$	0.000	

注: \*\*\* 表示  $P<0.01$ , \*\* 表示  $P<0.05$ 。

(3) 基于表 5 的结果,利用近邻匹配、半径匹配、核匹配、局部线性回归匹配方法对控制组和处理组得分倾向相近、相邻的个体进行匹配,得到一个个体特征相似、仅在社会资本水平高低上存在差异的配对样本,最大限度地减少样本中选择性偏差。

(4) 再利用配对样本估计社会资本高低对农民工工资差异的影响,得出的结果为较高社会资本水平对收入的平均处理效应 ATT。Psmatch2 倾向得分匹配估计结果显示,未匹配之前,“是否拥有高社会资本”这一虚拟变量显著为正,系数值为 0.862,表明可能由于内生性选择性偏误,导致系数估计值会出现向上或向下偏的偏误。匹配之后的结果如表 6 所示:

表 6 社会资本水平对子代农民工收入影响的倾向值匹配分析

	低质量(控制组)	高质量(处理组)	ATT 效应	标准误	T 值
近邻匹配	982	832	0.309 ***	0.094	3.28
半径匹配	932	841	0.351 ***	0.091	3.88
核匹配	932	850	0.359 ***	0.084	4.26
局部线性回归匹配	932	850	0.317 ***	0.075	4.22

注:样本匹配需要的倾向得分满足平衡条件(Balancing Property),局部线性回归匹配的 ATT 标准误通过 bootstrap 自助法得到自助标准误。\*\*\* 表示  $P<0.01$ 。

通过表 6 可以发现,不同匹配方法下得到的社会资本与子代农民工收入因果关系系数不完全相等,这是因为不同的匹配方法将高社会资本的个体与不同的低社会资本个体进行了匹配,但得出的结论基本一致(系数在 0.31~0.36 之间),表明社会资本对农民工收入高低确实存在显著的正向影响。ATT 平均处理效应就是较高社会资本水平的收入回报,与社会资本水平积累较低的子代农民工相比,拥有较高的社会资本对子代农民工收入带来的变化。

## 五、结论与政策建议

本文利用调研数据采用农民工收入有序响应模型,对农民工代际收入流动性进行初步的尝试研究,估计了代际收入流动系数。通过研究得到的启示是:(1)对于父代未外出务工的子代农民工,从影响代际收入流动的路径来看,长期调整策略在于教育,改善落后地区教育资源,积累与提升农民工人力资本水平,以弱化父代收入差异带来的子代收入、人力资本

及社会资本分化问题,从而降低代际收入弹性。(2)对于父代外出务工的子代成为随迁农民工,两代农民工之间代际收入流动性减弱,经济社会隔离在代际间传递,如果没有外部政策的干预,经济隔离不会自动消失,且呈长期趋势,因此促进机会平等的公平化改革是重中之重。

济贫之道在于赋权,“赋权减负”是防止贫困代际传递的根本思路,因此,提出以下政策建议:(1)权利赋予制度化。政策供给主体确保赋予农民工综合权利,保证其城市生存基本福利和人身劳动权益,公平拥有社会资源的分享权利,培育“农民工”权利诉求主体及畅通诉求渠道,尊重并提升农民工自主实践权利的能力。(2)迁移模式家庭化。落实农民工举家、居家迁移的“家庭身份”,保障其居住权和子女随迁的权利,给予子代农民工同等的教育权和发展权,加大青年农民工人力资本投资性补贴,提升其技能水平和就业能力。(3)职业流动垂直化。消除劳动力市场的职业隔离与行业垄断,打破农民工职业向上流动的“玻璃天花板”,降低职业门槛,畅通其向上流动渠道,提高整个社会职业阶层开放性和流动性,缩小职业代际传递的阶层差别。(4)社会资本异质化。构建组织型社会资本、扩大农民工自身社会参与和交际,增加社会网络的广度,获取更多异质性资源,构建基于城市就业和生活的新型社会资本,提高社会资本的质量和层次,提升农民工融入城市能力。

### 参考文献:

1. 陈琳,2015:《中国城镇化代际收入弹性研究:测量误差的纠正和收入影响的识别》,《经济学(季刊)》第6期。
2. 陈琳、袁志刚,2012:《中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制》,《世界经济》第6期。
3. 陈云松、范晓光,2010:《社会学定量分析中的内生性问题——测估社会互动的因果效应研究综述》,《社会》第4期。
4. 陈云松、范晓光,2011:《社会资本的劳动力市场效应估算——关于内生性问题的文献回溯和研究策略》,《社会学研究》第1期。
5. 杜凤莲,2014:《苹果为什么落不远?农民工经济融合代际传递理论的理论分析》,《劳动经济研究》第2期。
6. 方鸣、应瑞瑶,2010:《中国农村居民代际收入流动性研究》,《中国农业大学学报》第5期。
7. 郭丛斌、闵维方,2007:《中国城镇居民与代际收入流动的关系研究》,《教育研究》第4期。
8. 韩军辉,2010:《基于面板数据的代际收入流动研究》,《中南财经政法大学学报》第4期。
9. 李春林,2005:《当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量》,《社会学研究》第2期。
10. 林南,2003:《社会网络与地位获得》,《马克思主义与现实》第5期。
11. 陆学艺,2002:《当代中国社会阶层研究报告》,社会科学文献出版社。
12. 李培林、李强、孙立平,2004:《中国社会分层》,社会科学文献出版社。
13. 孙三百、黄薇、洪俊杰,2012:《劳动力自由迁移为何如此重要?——基于代际收入流动的视角》,《经济研究》第5期。
14. 孙立平,2003:《断裂:20世纪90年代以来的中国社会》,社会科学文献出版社。
15. 王海港,2005:《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》第2期。
16. 邢春冰,2006:《中国农村非农就业机会的代际流动》,《经济研究》第9期。
17. 姚先国、赵丽秋,2007:《中国代际收入流动与传递路径研究:1989-2000》,第六届中国经济学年会入选论文,<http://www.docin.com/p-308155103.html>。
18. 周兴、张鹏,2014:《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》,《经济学(季刊)》第1期。
19. Antoni, C., and A. Matthew. 2005. "Like Father, Like Son: Social Network, Human Capital Investment, and Social Mobility." California Institute of Technology Working Papers 1242.<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/>.
20. Becker, G.S., and N. Tomes. 1979. "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility." *Journal of Political Economy* 87(6): 1153-1189.
21. Becker, G. S., and N. Tomes. 1986. "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics* 4(3): S1-39.
22. Becker, G.S. 1993. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3rd Edition, 29-54. New York: The University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research. <http://www.doc88.com/p-1806845313860.html>.
23. Dan, A., and A. Fredrick. 2007. "Stratification, Social Networks in the Labor Market and Intergenerational Mobility." *The Economic Journal* 117(5): 782-812.

24. Eriksson, T., B. Bernt, and R. Oddbjorn. 2005. "Earning Persistence across Generations: Transmission through Health." Memorandum NO. 35/2005: 1–28. [https://www.researchgate.net/publication/5097293\\_Earnings\\_persistence\\_across\\_generations\\_Transmission\\_through\\_health](https://www.researchgate.net/publication/5097293_Earnings_persistence_across_generations_Transmission_through_health).
25. Gong, C.H., A. Leigh, and X. Meng. 2012. "Intergenerational Income Mobility in Urban China." *Review of Income and Wealth* 58(3): 481–503.
26. Hadier, S., and G. Solon. 2006. "Life-cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings." *American Economic Review* 96(4): 1308–1320.
27. He, L.X., and H. Sato. 2013. "Income Redistribution in Urban China by Social Security System—An Empirical Analysis Based on Annual and Lifetime Income." *Contemporary Economic Policy* 31(2): 314–331.
28. Heckman, J., J. Lance, and E. Petra. 2003. "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions." NBER Working Paper 9372.
29. Lefgren, L., M. J. Lindquist, and D. Sims. 2012. "Rich Dad, Smart Dad: Decomposing the Intergenerational Transmission of Income." *Journal of Political Economy* 120(2): 268–303.
30. Millimet, D., N. Podder, D. Slottje, and S. Zandvakili. 2003. "Bounding Lifetime Income Using a Cross Section of Data." *Review of Income and Wealth* 49(2): 205–209.
31. Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research. <http://www.docin.com/p-1400564711.html>.
32. Nee, V. 1991. "Social Inequalities in Reforming State Socialism: Between Redistribution and Markets in China." *American Sociological Review* 56(3): 267–282.
33. Restuccia, D., and C. Urrutia. 2004. "Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education." *The American Economic Review* 95(5): 1354–1378.
34. Solon, G. 1989. "Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations." *Review of Economics and Statistics* 71(1): 172–174.
35. Solon, G. 1992. "Intergenerational Income Mobility in the United States." *The American Economic Review* 82(3): 393–408.
36. Solon, G. 1999. "Intergenerational Mobility in the Labor Market." In *Handbook of Labor Economics*, Volume 3. Edited by Card Ashenfelter, 1761–1880. Amsterdam, North-Holland: Elsevier.

## A Study on Mobility of Intergenerational Income among Migrant Workers and It's Transmission Channels Decomposition

Zhuo Macao and Kong Xiangli

(The International Business School, Shanxi Normal University)

**Abstract:** This study was aimed to investigate the intergenerational income mobility of migrant workers and the effects on the intergenerational income mobility whether parents worked outside as migrant workers or not. The results showed that the intergenerational income mobility between child-migrant workers and their non-migrant working parents was higher than that between child-migrant workers and their migrant working parents. We further used Eriksson's Conditional Income Elasticity as an intermediate variable method to decompose the intergenerational income mobility coefficient through three channels: the human capital, the social capital and the occupational intergenerational transmission. We found that in the non-migrant working parent group, the human capital was a direct channel for the intergenerational income transmission, while the social capital was an indirect channel. In the migrant working parent group, both the occupational intergenerational transmission and the social capital transmission enhanced the intergenerational income transmission, whereas the former channel contributed a much higher rate. Last, we used the propensity score matching method (PSM) to attenuate the endogenous bias of the social capital with a rigorous robust test and the result showed that the higher the social capital of migrant workers was, the more income the migrant workers earned.

**Keywords:** Intergenerational Income Mobility, Human Capital, Social Capital, Intergenerational Occupation Mobility, Propensity Score Matching

**JEL Classification:** C52, D31, D63

(责任编辑:赵锐、彭爽)