

# 童年迁移经历对农村流动人口 成年时期收入的影响\*

路自愿<sup>1</sup> 龙文进<sup>2</sup> 庞晓鹏<sup>1</sup> 李睿<sup>1</sup>

**摘要：**本文运用2017年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据，使用多元线性模型和双重稳健模型展开分析，发现童年迁移经历给农村流动人口成年时期收入带来显著的消极影响。中介效应分析表明，童年迁移经历会通过个体的受教育年限、健康状况和原有社会资本产生消极影响降低农村流动人口成年时期收入。同时，童年迁移经历会对个体的新增社会资本产生显著的积极影响从而提高农村流动人口成年时期收入。异质性分析发现，童年迁移经历对男性农村流动人口成年时期收入的消极影响大于对女性的影响；6~12岁时迁移产生的消极影响最大，6岁以前迁移产生的消极影响次之，13~15岁时迁移产生的消极影响最小；市内跨县迁移的消极影响大于省内跨市迁移，而跨省迁移的影响则并不显著。本文的研究为理解迁移对个体经济福利的影响提供了新的视角，同时也为减轻迁移造成的消极影响提供了政策启示。

**关键词：**童年迁移 收入 流动人口 农民工

**中图分类号：**F328 **文献标识码：**A

## 一、引言

进城务工是农村居民增加收入、摆脱贫困的重要途径。改革开放以来，中国扶贫工作取得巨大成就，现行标准下农村贫困人口于2020年全部脱贫。除了政府部门投入大量人财物对农村贫困人口进行帮扶外，农村居民进城务工在增加家庭收入、改善贫困方面也发挥了积极作用（Du et al., 2005）。然而，伴随着农村劳动力外出务工，大量的留守儿童和流动儿童由于其成长环境面临诸多挑战而受到政府、媒体和学术界的广泛关注。尤其是20世纪90年代以来，随着全国范围内流动人口数量的急剧增加，家庭化迁移成为人口流动的新趋势（周皓，2004）。农民工子女作为进城务工人员的随迁者，其规模也迅速扩大（熊景维和钟涨宝，2016）。2015年，3430万流动儿童中户籍在农村的儿童占比

\*本文系中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目（项目编号：21XNH118）的阶段性成果。本文通讯作者：庞晓鹏。

高达 60.9%<sup>①</sup>。2018 年，全国义务教育阶段在校生中进城务工人员随迁子女也达到 1424.04 万人<sup>②</sup>，较 2009 年增长 42.7%。由于户籍等制度的限制，大量流动儿童在教育、医疗等方面面临重大挑战。

相对于留守儿童留守经历的相关研究而言，针对流动儿童迁移经历的短期和长期影响的相关研究仍较为缺乏。大量研究表明：短期而言，童年留守经历会对留守儿童的教育（袁梦和郑筱婷，2016）、健康（Wang et al., 2019）、主观幸福感（Ren and Treiman, 2016）等产生消极影响。长期而言，童年留守经历会对个体成年时期的就业（唐宁和谢勇，2019）、非认知能力（郭亚平，2020）、问题解决能力（吴永源等，2021）等产生消极影响。而对于流动儿童的研究主要集中在随迁子女在流入地的教育问题（谢建社等，2011；黄兆信等，2014）和随迁子女的非认知能力方面（于爱华等，2020）。然而，随着流动儿童的成长，迁移经历长期内会对个体发展产生怎样的影响，还鲜有关注。

童年时期的“迁移烙印”可能会对个体成年时期的收入产生重要影响。个体生命历程理论表明，个体童年时期的发展状况和相关经历会对其未来的行为以及生命历程轨迹产生重大且持续的影响（Settersten and Mayer, 1997）。国外研究表明，童年迁移经历会对个体成年时期的健康水平（Chetty and Hendren, 2018）、认知能力（Fowler et al., 2015）、受教育状况（Tønnessen et al., 2016; Ludwig et al., 2013）、收入水平（Chetty et al., 2016; Tønnessen et al., 2016）、婚姻以及生活幸福感（Chetty and Hendren, 2018）造成显著的影响，但关于影响方向的结论并不完全一致。聚焦到收入，有的研究表明个体童年迁移经历对其成年时期收入水平的影响是正向的（Chetty et al., 2016），有的研究则认为影响是负向的（Tønnessen et al., 2016）。之所以出现不同的结论，和一国迁移制度安排、童年迁移的具体特征密切相关。不同于发达国家或者其他发展中国家，中国户籍制度的存在使得户籍在农村的随迁儿童难以在城市享受较好的包括教育在内的公共服务（孙文凯等，2011；孙妍等，2019）。随迁儿童难以在城市全程就读，最终往往需要回到户籍地就学。在此制度背景之下的童年迁移经历对个体成年时期收入的影响仍需进一步探究。

在影响个体成年时期收入的诸多因素的相关探讨中，对童年迁移经历的关注也较为不足。现有研究主要探究了微观的个体和家庭特征，宏观的经济、制度、思想文化特征对个体收入的影响。实证研究表明，个体特征如受教育程度、性别等对个体收入存在显著的影响（张川川和王靖雯，2020；曾福生和周化明，2013；王广慧和张世伟，2008）；父母受教育水平和职业地位等因素也显著影响个体收入（谢周亮，2010）。户籍制度、公共服务和社会关系网络等也会显著影响个体收入状况（宁光杰和段乐乐，2017）。将关注区间前推至童年时期，探究童年迁移经历对个体成年时期收入的影响，可为理解个体经济福利的影响因素提供新的视角。

那么，童年迁移经历是否会影响个体成年时期收入情况？如果有影响，那么影响机制又是怎样的？这是在理论和实践层面均值得深入研究的问题，也是本文想要回答的问题。具体而言，本文运用 2017

<sup>①</sup>数据来源于《2015 年中国儿童人口状况：事实与数据》，<https://www.unicef.cn/reports/population-status-children-china-2015>。

<sup>②</sup>数据来源于《中华人民共和国教育部 2018 年全国教育事业发展统计公报》，[http://www.moe.gov.cn/jyb\\_sjzl/sjzl\\_fztjgb/201907/t20190724\\_392041.html](http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/201907/t20190724_392041.html)。

年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据，通过构建多元线性回归模型、逆概率加权回归修正（inverse-probability-weighted regression adjustment, IPWRA）和扩展逆概率加权（augmented inverse-probability weighting, AIPW）处理效应模型展开回归分析，并运用中介效应模型检验影响机制，尝试回答以下问题：童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入会产生怎样的影响？如果有影响，其机制可能是怎样的？这种影响在不同群体间是否存在差异，其差异又是怎样的？

相较于已有文献，本文的贡献主要体现在以下四个方面：第一，本文提供了童年迁移经历对个体长期经济福利影响的证据。现有的迁移与个体经济福利关系的相关研究更多侧重于考察迁移带来的当期影响，本文则从生命历程视角考察了迁移对个体经济福利的长期影响。第二，童年是否有迁移经历受到个体、家庭等方面诸多可观测和不可观测因素的影响，本文借助 IPWRA、AIPW 以及随机删除部分样本的方法较好地缓解了模型可能存在的内生性问题，使得本文的因果推断更加可信。第三，本文进行了详细的影响机制检验和异质性分析。本文以教育、健康这两大衡量人力资本水平的重要指标以及社会资本状况为中介变量进行了影响机制检验，并按性别、迁移年龄和迁移类型分样本考察了童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响，进而呈现和诠释了童年迁移经历影响农村流动人口成年时期收入的路径和机制以及不同群体间影响的异质性。第四，就政策层面而言，本文的研究发现也为有关部门制定减轻迁移对个体经济福利的消极影响、提高居民收入的政策提供了参考。

## 二、理论基础与机制分析

### （一）童年迁移经历影响成年时期收入的理论基础

以关注事物发展的时间性为重要特征的生命历程理论为理解个体童年时期的发展状况对成年时期收入产生的影响提供了重要的理论支撑。现有研究多从当期视角出发探究某一因素对所关注变量的影响，忽视了随着时间的推移，特定经历可能产生的持久影响。因而，如果把握事物发展的时间性特征，可以加深对事物本质的认识（Foucault, 2012）。基于事物之间的相互关联性，过去发生的事件是现在和未来事件发生的基础。从一定程度上讲，过去塑造着个体的现在和未来（Baert, 1992）。

基于对时间效应的重点关注，生命历程理论认为，对于事件的探究要重点把握三个维度，一是事件本身的重要性，二是事件发生的时期，三是事件的持续期（George, 2014）。具有转折点意义的事件发生时，个体的生命轨迹可能发生彻底转向；同一事件发生在不同时期所产生的影响也会有所不同；个体经历特定事件的时间越长，则这一事件对个体越可能产生持久的影响。迁移是个体生命历程中的重要事件，童年时期是对个体发展具有重大影响的时期。鉴于此，将对个体成年时期收入影响因素的考察前推至童年时期的迁移经历，具有较强的理论基础。

### （二）童年迁移经历影响成年时期收入的机制分析

已有研究显示，童年迁移所带来的新的社会环境及其导致的刺激和变化会对个体产生持续的影响。童年迁移经历既可能对个体成年时期收入造成积极影响，也可能带来消极影响（见图 1）。

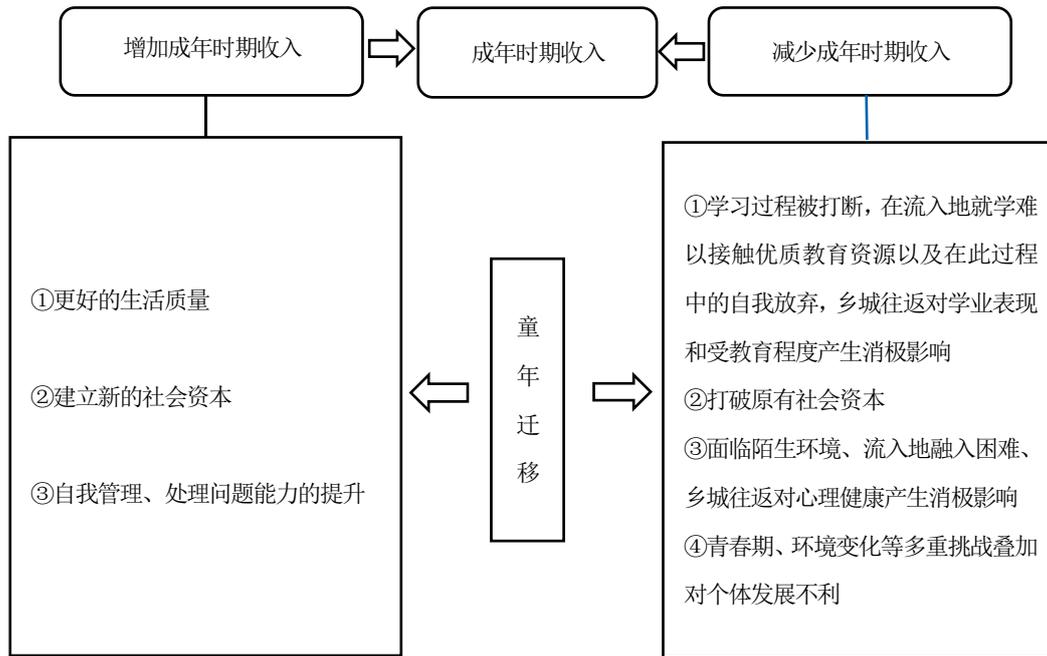


图1 童年迁移经历影响成年时期收入的路径分析

1.童年迁移经历对成年时期收入产生积极影响的路径分析。童年迁移经历可能通过三种路径对个体成年时期收入产生积极影响。一是如果父母携带子女迁移是为了获得更好的就业机会、工作和生活环境，迁移所带来的短期消极影响则会被迁移后更好的生活质量所弥补。一方面，迁移增加了家庭的收入，缓解了家庭对子女教育的投资约束，使得家庭可以有更多的资源投资于子女教育。另一方面，迁移也会产生学习效应。迁移者在流入地会与当地居民互动，在互动过程中迁移者自身对子女的教育、养育等观念和行会与当地居民趋同（Ahern et al., 2014；晏艳阳等，2017）。二是父母迁移到更好的工作和生活环境会给随迁子女带来新的并且有利于增加其未来收入的社会资本，比如随迁子女会结交新的朋友、加入新的团体。三是迁移也会提升随迁子女自我管理和处理问题的能力（Werkman et al., 1981），从而对成年时期的收入产生积极影响。

2.童年迁移经历对成年时期收入产生消极影响的路径分析。童年迁移经历可能通过四种路径对个体成年时期收入产生消极影响。一是迁移打断了学生学习过程的连续性，对流动儿童的学业表现和受教育程度产生不利影响。不仅如此，由于在流入地就学方面的制度性约束包括农民工子弟学校的教育质量偏低、农民工子弟学校“反学校文化”（学生通过否定学校的价值系统、蔑视校方和教师的权威而获得独立与自尊）盛行，以及农民工子女在现有制度约束下遭遇“天花板效应”从而主动放弃学业上的努力等问题，流动儿童的受教育状况也会受到消极影响（赵树凯，2000；熊春文和刘慧娟，2014；Oishi and Talhelm, 2012）。再加上升学方面中考和高考制度限制以及经济、文化和心理等方面的动机，大量随迁子女最终还是要回到户籍地。而外出又回流对儿童的学习成绩造成了显著的消极影响（黎煦等，2019）。综上，学习过程被打断与制度性约束和反学校文化作用下的自我放弃、外出又回流的迁移经历对迁移者的受教育状况造成了消极影响。二是童年迁移打破了原有社会资本（比如留在流出地

的其他家庭成员和朋友），这些社会资本对迁移者未来的发展可能也是重要的。三是在流入地面临的被边缘化和社会排斥的风险会对流动儿童的心理产生消极影响（韩毅初等，2020）。不仅如此，户籍等制度性约束的存在使得迁移到城市的流动儿童难以在城市全程就读，往往还是要返回农村继续上学，随迁又回流也同样会对流动儿童的心理产生消极影响（黎煦和朱志胜，2018）。四是青春期、环境变化等多重挑战的叠加也会对个体的发展（比如认知能力）产生消极影响（Humke and Schaefer, 1995; Simmons et al., 1987）。

童年迁移经历对成年时期收入的影响效果最终取决于迁移所带来的净效应。如果童年迁移对成年时期收入的积极影响能够抵消其所带来的消极影响，则童年迁移经历会对成年时期收入产生正向影响；如果童年迁移所带来的积极影响无法抵消其所带来的消极影响，则童年迁移经历会对成年时期收入产生负向影响。

### 三、数据、变量与模型

#### （一）数据来源

本文选用的数据来自国家卫生和计划生育委员会于2017年进行的全国流动人口卫生计生动态监测调查。该调查的调查对象是调查当年在流入地连续居住1个月及以上，非本县（市、区）户口的15~59岁的流动人口。该调查以31个省（区、市）和新疆生产建设兵团2016年全员流动人口年报数据为基本抽样框，采取分层、多阶段、与规模成比例的方法进行抽样，对不同的省级单位选定不同的样本规模<sup>①</sup>。2017年，调查的受访者共计约17万人，涉及的流动人口家庭成员共计约45万人。调查问卷分为个人问卷和社区问卷。其中，个人问卷内容涵盖了受访者收支、就业、流动及居住意愿、健康与公共服务等信息，社区问卷内容涵盖了人口基本情况、社区管理和 Service 等信息。

本文研究的是童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响。根据国际上常用的关于劳动年龄人口的年龄界定，本文将研究样本的年龄控制在15岁以上（根据联合国《儿童权利公约》中的定义，儿童指18岁以下人口，本文将研究的童年迁移经历限定为0~15岁人口的迁移经历）。结合问卷中受访者的户籍性质、第一次离开户籍地的时间和出生时间信息，本文将出生时是农业户口并且接受调查时仍为农业户口，0~15岁时因作为随迁家属离开过户籍地的个体，定义为童年有过迁移经历的样本，将0~15岁时没有离开过户籍地的个体定义为童年没有迁移经历的样本。由于劳动者自我雇用与被雇用在收入获得上有较大差异，本文将研究样本限定在被雇用的劳动者上。此外，本文关注的是改革开放以后农村人口的童年迁移经历对其成年时期收入的影响，而改革开放前后户籍管理制度差异巨大，因此，笔者删除了1978年以前出生的样本，最终使用的样本有28913个。

#### （二）模型与变量设定

1. 基准回归模型。为了估计童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响，本文构建回归方程如下：

<sup>①</sup>该调查的详细信息可参见流动人口数据平台，<https://www.chinaldrk.org.cn/wjw/#/home>。

$$\ln(\text{income}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{migration}_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中, 因变量  $\ln(\text{income}_i)$  是连续变量, 表示第  $i$  个受访者调查时点的上个月工资收入的对数值; 核心自变量  $\text{migration}_i$  是虚拟变量, 表示个体童年是否有迁移经历 (是=1, 否=0);  $X_i$  是控制变量, 主要包括受访者的个体特征即性别、年龄、年龄的平方、是否党员、受教育年限<sup>①</sup>、职业、单位性质、行业、兄弟姐妹数量; 此外, 本文还控制了省份固定效应。

2. 双重稳健模型。童年有迁移经历的群体可能是一个具有选择性的群体, 或许存在具备某些特征的儿童随父母迁移的可能性更大的情况。因此, 使用 OLS 回归模型进行估计可能存在样本选择性偏差导致的内生性问题。本文将童年有迁移经历的样本作为处理组, 将童年没有迁移经历的样本作为控制组, 使用 IPWRA 和 AIPW 处理效应模型解决内生性问题, 构建回归方程如下:

$$\Pr(\text{migration}_i) = \beta_0 + \beta_1 Z_i + u_i \quad (2)$$

$$\ln(\text{income}_i) = \delta_0 + \delta_1 W_i + v_i \quad (3)$$

(2) 式是迁移方程, 用来估计个体童年迁移的概率, (3) 式是收入方程, 用来估计个体成年时期的收入。迁移方程中的  $Z_i$  表示可能影响个体童年是否迁移的变量,  $\beta_1$  是其估计系数; 收入方程中的  $W_i$  表示可能影响个体收入的变量,  $\delta_1$  是其估计系数。

处理效应模型的估计具体分三步: 对于 IPWRA 模型而言, 第一步是运用 Logit 模型估计迁移方程并计算逆概率权重; 第二步是使用第一步计算出的逆概率权重对收入方程进行估计, 进而计算出个体的预测收入; 第三步是计算不同处理下 (童年迁移或者不迁移) 的收入均值, 两组收入均值之间的差异便是童年迁移经历对成年时期收入的影响。对于 AIPW 模型而言, 第一步和 IPWAR 模型相同; 第二步是在不使用第一步计算得到的逆概率权重的情况下对收入方程进行估计; 第三步则是使用第一步计算得到的逆概率权重对估计出的不同处理下 (童年迁移或者不迁移) 的预测收入取加权平均, 得到的两组收入均值之间的差异便是童年迁移经历对成年时期收入的影响。

迁移方程中的自变量包括受访者户籍所在地相应年份的降水量<sup>②</sup> (以下简称“降水量”)、性别、年龄、年龄的平方、兄弟姐妹数量; 此外, 还控制了省份固定效应。收入方程中的自变量包括性别、年龄、年龄的平方、是否党员、受教育年限、职业、单位性质、行业; 此外, 还控制了省份固定效应。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

<sup>①</sup>受教育年限根据问卷调查得到的受访者受教育程度转换而来, 赋值的方式是: 受教育程度为“未上过学”赋值为 0, “小学”赋值为 6, “初中”赋值为 9, “高中或中专”赋值为 12, “大学专科”赋值为 15, “大学本科”赋值为 16, “研究生”赋值为 19。

<sup>②</sup>降水量的数据来源于中国气象数据网的中国地面气候资料日值数据集。本文首先根据原始日值数据计算出相应年份 (受访者迁移年份的时间跨度是 1981~2017 年) 的年度降水量 (降水量的单位是毫米), 其次根据发生迁移的具体年份, 提取相应年份的个体户籍所在区县的年度降水量。具体而言, 对于童年有迁移经历的样本, 本文根据个体童年时期发生迁移的年份选取当年户籍所在区县的年度降水量作为降水量的取值; 对于童年没有迁移经历的样本, 本文根据个体第一次离开户籍所在区县的年份选取当年户籍所在区县的年度降水量作为降水量的取值。

表1 主要变量的描述性统计

变量	全样本 (样本量: 28913)	迁移组 (样本量: 1076)	未迁移组 (样本量: 27837)
	均值		
月工资收入 (单位: 元)	4050.17	3377.53	4076.17
童年是否有迁移经历 (是=1, 否=0)	0.04	1.00	0.00
性别 (男=1, 女=0)	0.55	0.55	0.55
年龄 (单位: 岁)	29.38	24.38	29.58
是否党员 (是=1, 否=0)	0.05	0.03	0.05
受教育年限 (单位: 年)	11.22	11.50	11.21
兄弟姐妹数量 (单位: 个)	0.03	0.22	0.03
	占比 (%)		
职业			
一般生产运输业有关人员	39.20	27.60	39.65
无固定职业或其他人员	6.44	8.64	6.35
农林牧渔业生产人员	0.99	3.44	0.89
服务业人员	34.35	41.08	34.09
国家机关或企业负责人等人员	2.70	3.16	2.68
专业技术人员	16.32	16.08	16.33
单位性质			
私营或股份制企业	65.49	63.75	65.55
机关事业单位	3.99	5.30	3.94
国有或集体企业	9.17	10.13	9.13
“三资”企业	10.43	6.13	10.60
其他	10.92	14.68	10.78
行业			
制造业	42.56	31.13	43.00
建筑业	9.36	7.06	9.45
居民服务、修理和其他服务业	8.24	9.20	8.20
住宿餐饮业	7.58	9.76	7.50
批发零售业	6.38	7.99	6.32
其他	25.88	34.85	25.53

此外, 本文还根据迁移特征对有过童年迁移经历的样本进行了描述性分析。从迁移年龄来看, 迁移年龄在 6~12 岁的群体在有过童年迁移经历的群体中占比最高, 迁移年龄在 13~15 岁的群体占比次之, 迁移年龄在 0~5 岁的群体占比最低。从迁移类型来看, 跨省迁移的占比最高, 省内跨市迁移的占比次之, 市内跨县迁移的占比最低 (见表 2)。

表2 迁移年龄和迁移类型的描述性统计

单位: 人, %

迁移年龄	人数	占比	迁移类型	人数	占比
0~5 岁	276	25.65	市内跨县	166	15.43
6~12 岁	459	42.66	省内跨市	364	33.83

13~15岁	341	31.69	跨省	546	50.74
--------	-----	-------	----	-----	-------

3. 中介效应模型。前文的理论分析表明，童年迁移可能会通过影响个体的受教育状况、健康状况、社会资本等渠道对成年时期收入产生影响。为了验证上述机制，本文参考温忠麟和叶宝娟（2014）的分析方法，构建如下中介效应模型：

$$\ln(\text{income}_i) = a_0 + a_1 \text{migration}_i + a_2 X_i + \mu_{1i} \quad (4)$$

$$\text{media}_i = b_0 + b_1 \text{migration}_i + b_2 X_i + \mu_{2i} \quad (5)$$

$$\ln(\text{income}_i) = c_0 + c_1 \text{migration}_i + c_2 \text{media}_i + c_3 X_i + \mu_{3i} \quad (6)$$

(4)~(6)式中， $\ln(\text{income}_i)$ 和 $\text{migration}_i$ 含义同前， $\text{media}_i$ 是本文想要检验其作用的中介变量，具体包括受教育年限、健康状况、原有社会资本和新增社会资本； $X_i$ 是控制变量，具体包括性别、年龄、年龄的平方、是否党员、职业、单位性质、行业、兄弟姐妹数量；此外，还控制了省份固定效应。(4)式中的 $a_1$ 表示童年迁移经历对成年时期收入影响的总效应；(5)式中的 $b_1$ 表示童年迁移经历对中介变量的效应；(6)式中的 $c_1$ 表示在控制了中介变量的影响后童年迁移经历对成年时期收入的直接效应， $c_2$ 表示在控制了其他变量的影响后中介变量对成年时期收入的效应。对于(4)~(6)式所示的中介效应模型，中介效应等于间接效应，即等于系数乘积 $b_1 c_2$ 。

依据温忠麟和叶宝娟（2014）提出的将逐步回归法和自助（bootstrap）法有机结合的中介效应检验流程，依次检验(5)式中的系数 $b_1$ 和(6)式中的系数 $c_2$ ，如果 $b_1$ 和 $c_2$ 均显著，则间接效应显著；如果 $b_1$ 和 $c_2$ 至少有一个不显著，用Bootstrap法直接检验 $H_0: b_1 c_2 = 0$ ，如果显著拒绝原假设，则间接效应显著。在间接效应显著的基础上，如果 $c_1$ 不显著，则表明存在完全中介效应；如果 $c_1$ 显著且 $c_1$ 与 $b_1 c_2$ 的符号一致，则表明存在部分中介效应；如果 $c_1$ 显著且 $c_1$ 与 $b_1 c_2$ 的符号相反，则表明存在遮掩效应。

## 四、回归结果与讨论

### （一）基准回归结果

表3回归1的估计结果表明，在不控制其他变量的情况下，童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入有显著的负向影响。在进一步控制了个体特征（见表3回归2）和省份固定效应（见表3回归3）之后，尽管童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入影响的估计系数的绝对值有所下降，但仍在1%的水平上显著。这初步说明，童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入产生了消极影响。

表3 童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入影响的估计结果

变量	农村流动人口成年时期收入		
	回归1	回归2	回归3
童年是否有迁移经历	-0.2275*** (0.0179)	-0.1157*** (0.0166)	-0.1163*** (0.0164)
性别		0.2733*** (0.0055)	0.2746*** (0.0054)
年龄		0.0957*** (0.0049)	0.0925*** (0.0049)
年龄的平方		-0.0015*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0001)
是否党员		0.0530*** (0.0136)	0.0561*** (0.0133)

童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响

受教育年限		0.0272*** (0.0011)	0.0245*** (0.0011)
兄弟姐妹数量		-0.0790*** (0.0139)	-0.0669*** (0.0137)
职业（以“一般生产运输业有关人员”为参照组）			
无固定职业或其他人员		-0.1110*** (0.0143)	-0.1008*** (0.0141)
农林牧渔业生产人员		-0.3553*** (0.0428)	-0.3131*** (0.0420)
服务业人员		-0.0177** (0.0084)	-0.0224*** (0.0083)
国家机关或企业负责人等人员		-0.0410** (0.0179)	-0.0460*** (0.0175)
专业技术人员		0.0441*** (0.0086)	0.0397*** (0.0085)
单位性质（以“私营或股份制企业”为参照组）			
机关事业单位		-0.2269*** (0.0151)	-0.2019*** (0.0148)
国有或集体企业		-0.0599*** (0.0094)	-0.0405*** (0.0093)
“三资”企业		0.0206** (0.0081)	0.0122 (0.0081)
其他		-0.1604*** (0.0111)	-0.1427*** (0.0110)
行业（以“制造业”为参照组）			
建筑业		0.0398*** (0.0104)	0.0550*** (0.0102)
居民服务、修理和其他服务业		-0.1172*** (0.0120)	-0.1008*** (0.0118)
住宿餐饮业		-0.0988*** (0.0120)	-0.0824*** (0.0119)
批发零售业		-0.0747*** (0.0125)	-0.0645*** (0.0123)
其他		0.0126 (0.0084)	0.0263*** (0.0083)
常数项	8.1935*** (0.0029)	6.2830*** (0.0695)	6.3503*** (0.0706)
省份固定效应	未包含	未包含	已包含
样本量	28913	28913	28913
R <sup>2</sup>	0.008	0.198	0.225

注：①括号内数字为稳健标准误，②\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

## （二）稳健性检验

儿童是否迁移受到多种因素的影响，而有些因素是不可观测的，因而会产生样本自选择问题，使得估计结果有偏，难以识别出因果关系。为了应对可能存在的内生性，本文借鉴 Long et al. (2020) 的做法，综合使用 IPWRA 和 AIPW 两种处理效应模型来缓解内生性问题。

采用 IPWRA 和 AIPW 处理效应模型估计具有双重稳健性。两种模型在估计方法上均是回归修正模型 (regression adjustment, RA) 和逆概率加权模型 (inverse probability Weighting, IPW) 估计方法的结合。两种模型通过使用选择模型的估计结果对结果模型的估计结果进行校正从而一定程度上缓解内生性问题。采用 IPWRA 和 AIPW 处理效应模型估计的优点是不同时要求结果模型和选择模型的设定都是准确的，只要二者有一个设定准确，则估计结果便具有稳健性，因而具有双重稳健性。不仅如此，即使结果模型和选择模型的设定均存在偏误，其估计误差也相对小。在运用上述两种模型时为了得到较为准确的标准误，本文使用 Bootstrap 抽样 1000 次对标准误进行估计。

此外，在估计迁移方程时，本文参考 Kaivan (2003) 的思路，使用农村流动人口户籍所在区县相应年份的降水量作为控制变量纳入方程。纳入降水量这一变量的合理性在于，迁移者发生迁移的年份

其户籍所在地的降水量与迁移者当下在流入地劳动力市场上的表现无关，但迁移者户籍所在地的降水量与当地的农业收入有关。降水量通过影响迁移者家庭农业收入包括农业收入的预期进而影响童年迁移状态。此外，降水量本身具有外生性，不与其他自变量相关，使得迁移方程的估计结果更加可靠。

本文先是估计了迁移方程和收入方程，然后估计了童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的处理效应。无论是 IPWRA 模型还是 AIPW 模型的估计结果均表明，个体的性别、年龄的平方、兄弟姐妹数量和降水量均会对童年是否有迁移经历产生显著的影响，而童年有迁移经历组的收入要低于童年无迁移经历组的收入（见表 4、表 5）。进一步估计处理效应的结果表明，童年迁移经历会给农村流动人口成年时期收入造成显著的消极影响，而且这一影响是稳健的（见表 6）。

表 4 IPWRA 模型迁移方程和收入方程的估计结果

变量	预测收入	收入方程		迁移方程
		童年无迁移经历组	童年有迁移经历组	童年是否有迁移经历
童年无迁移经历	8.1892*** (0.0030)			
童年有迁移经历	8.0971*** (0.0255)			
性别		0.2777*** (0.0054)	0.1314** (0.0511)	0.3471*** (0.0647)
年龄		0.0910*** (0.0051)	0.1983*** (0.0492)	-0.0673 (0.0739)
年龄的平方		-0.0014*** (0.0001)	-0.0033*** (0.0009)	-0.0029** (0.0014)
是否党员		0.0486*** (0.0131)	0.3002*** (0.1105)	
受教育年限		0.0249*** (0.0010)	0.0053 (0.0102)	
职业（以“一般生产运输业有关人员”为参照组）				
无固定职业或其他人员		-0.1000*** (0.0142)	-0.0849 (0.1099)	
农林牧渔业生产人员		-0.2735*** (0.0424)	-0.4818** (0.1871)	
服务业人员		-0.0223*** (0.0081)	0.0069 (0.0880)	
国家机关或企业负责人等人员		-0.0372** (0.0170)	-0.1092 (0.1545)	
专业技术人员		0.0396*** (0.0086)	0.0012 (0.0710)	
单位性质（以“私营或股份制企业”为参照组）				
机关事业单位		-0.1974*** (0.0153)	-0.1904* (0.1081)	
国有或集体企业		-0.0420*** (0.0098)	0.0175 (0.0693)	
“三资”企业		0.0105 (0.0084)	-0.0898 (0.1165)	
其他		-0.1399*** (0.0110)	-0.2381** (0.0981)	
行业（以“制造业”为参照组）				
建筑业		0.0493*** (0.0104)	0.1171 (0.1117)	
居民服务、修理和其他服务业		-0.1060*** (0.0122)	0.0473 (0.1167)	
住宿餐饮业		-0.0885*** (0.0115)	0.0525 (0.1142)	
批发零售业		-0.0696*** (0.0125)	0.1080 (0.1293)	

童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响

其他		0.0240*** (0.0080)	0.0327 (0.0759)	
兄弟姐妹数量				1.2238*** (0.0810)
降水量				-0.0011*** (0.0002)
常数项		6.3638*** (0.0734)	5.0167*** (0.6584)	0.4833 (0.9871)
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	28913	28913
Pseudo R <sup>2</sup>		0.218	0.276	0.167

注: ①括号内数字为 Bootstrap 抽样 1000 次得到的标准误, ②\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

表 5 AIPW 模型迁移方程和收入方程的估计结果

变量	预测收入	收入方程		迁移方程
		童年无迁移经历组	童年有迁移经历组	童年是否有迁移经历
童年无迁移经历	8.1892*** (0.0028)			
童年有迁移经历	8.0762*** (0.0314)			
性别		0.2806*** (0.0056)	0.1331*** (0.0345)	0.3471*** (0.0668)
年龄		0.0894*** (0.0049)	0.1898*** (0.0342)	-0.0673 (0.0704)
年龄的平方		-0.0014*** (0.0001)	-0.0031*** (0.0006)	-0.0029** (0.0014)
是否党员		0.0485*** (0.0134)	0.3185*** (0.1091)	
受教育年限		0.0252*** (0.0011)	0.0021 (0.0072)	
职业 (以“一般生产运输业有关人员”为参照组)				
无固定职业或其他人员		-0.0996*** (0.0142)	-0.1490** (0.0729)	
农林牧渔业生产人员		-0.2678*** (0.0405)	-0.6006*** (0.1551)	
服务业人员		-0.0221*** (0.0083)	-0.0498 (0.0475)	
国家机关或企业负责人等人员		-0.0378** (0.0172)	-0.2196** (0.1053)	
专业技术人员		-0.0414*** (0.0085)	-0.0523 (0.0531)	
单位性质 (以“私营或股份制企业”为参照组)				
机关事业单位		-0.1996*** (0.0148)	-0.2063*** (0.0747)	
国有或集体企业		-0.0427*** (0.0097)	-0.0134 (0.0562)	
“三资”企业		0.0114 (0.0084)	0.0093 (0.0602)	
其他		-0.1385*** (0.0114)	-0.2292*** (0.0652)	
行业 (以“制造业”为参照组)				
建筑业		0.0498*** (0.0102)	0.1328** (0.0672)	
居民服务、修理和其他服务业		-0.1060*** (0.0118)	-0.0041 (0.0655)	
住宿餐饮业		-0.0876*** (0.0123)	-0.0017 (0.0658)	
批发零售业		-0.0690*** (0.0121)	0.0168 (0.0688)	
其他		0.0250*** (0.0082)	0.0359 (0.0502)	
兄弟姐妹数量				1.2238*** (0.0841)

童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响

降水量				-0.0011*** (0.0002)
常数项		6.3826*** (0.0700)	5.1474*** (0.4497)	0.4833 (0.9475)
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	28913	28913
Pseudo R <sup>2</sup>		0.220	0.266	0.167

注：①括号内数字为 Bootstrap 抽样 1000 次得到的标准误，②\*\*\*和\*\*分别表示在 1%和 5%的水平上显著。

表 6 童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入处理效应的估计结果

估计模型	平均处理效应 (ATE)	标准误
IPWRA	-0.092***	0.025
AIPW	-0.113***	0.031

注：①标准误为 Bootstrap 抽样 1000 次得到，②\*\*\*表示在 1%的水平上显著。

此外，借鉴 Wang et al. (2021) 的思路，为了检验模型估计结果是否会受到记忆偏差引起的变量赋值错误的影响，本文在随机删除部分样本后再次进行估计。通过随机删除部分样本的方法进行稳健性检验的原理是，如果受访者可以准确地回忆并且报告出童年迁移的有关信息，那么样本被随机删除前后的估计结果不应出现较大差异。本文在分别随机删除了 5%和 10%的样本后发现各估计结果保持不变<sup>①</sup>。因而，这再次证明了本文的估计结果具有稳健性。

### (三) 中介效应检验

根据本文前述模型设定，本节使用中介效应模型对童年迁移经历影响农村流动人口成年时期收入的机制进行实证检验。中介变量的选取主要基于第二部分“理论基础与机制分析”中的相关讨论，本文试图考察童年迁移经历是否通过受教育年限、健康状况、原有社会资本和新增社会资本的改变来影响农村流动人口成年时期收入。受教育年限的定义在前文已做说明，不再赘述。健康状况采用自评健康状况来表征。自评健康状况综合反映了受访者对自身健康状况的认知，因此一定程度上可以作为健康状况的代理指标。其赋值方法是：“生活不能自理”赋值为 1，“不健康但生活可以自理”赋值为 2，“基本健康”赋值为 3，“健康”赋值为 4。原有社会资本采用“是否在流入地参加老乡会或家乡商会”来表征，在流入地参加老乡会或家乡商会赋值为 1，否则为 0。新增社会资本采用“是否在流入地参加工会或志愿者协会或同学会或其他组织”来表征，在流入地参加工会或志愿者协会或同学会或其他组织赋值为 1，否则为 0。本文分别采用 OLS 回归和有序 Logit 回归考察童年迁移经历对农村流动人口受教育年限和健康状况的影响，采用 Probit 回归考察童年迁移经历对农村流动人口原有社会资本和新增社会资本的影响。本文对 (5) 式进行回归，童年迁移经历对中介变量影响的估计结果如表 7 所示。进一步地，本文对 (6) 式进行回归，估计结果如表 8 所示。

首先考察受教育年限和健康状况的影响。表 7 回归 1 和回归 2 的估计结果表明，童年是否有迁移经历的系数为负，但该变量对农村流动人口受教育年限和健康状况的影响不具有统计上的显著性。参考温忠麟和叶宝娟 (2014) 的研究，本文使用 Bootstrap 法对表 7 回归 1 童年是否有迁移经历的系数与

<sup>①</sup>限于篇幅，本文未报告随机删除 5%和 10%的样本后的估计结果，读者如有需要请联系笔者索取。

表 8 回归 1 受教育年限的系数的乘积、表 7 回归 2 童年是否有迁移经历的系数与表 8 回归 2 健康状况的系数的乘积进行检验，检验结果均在 5% 的显著性水平上拒绝原假设  $b_1c_2 = 0$ （见表 9），说明中介变量的间接效应显著。由表 8 回归 1 和回归 2 的估计结果可知，童年有迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的负向影响，而受教育年限和健康状况的提升对农村流动人口成年时期收入具有显著的正向影响，即  $c_1$  显著且  $c_1$  与  $b_1c_2$  的符号一致，说明受教育年限和健康状况具有部分中介效应。

其次考察原有社会资本的影响。表 7 回归 3 和表 8 回归 3 的估计结果表明，童年有迁移经历对农村流动人口原有社会资本具有显著的负向影响，原有社会资本对农村流动人口成年时期收入具有显著的正向影响，即  $b_1$  和  $c_2$  均显著，说明中介变量的间接效应显著。由表 8 回归 3 的估计结果可知，童年有迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的负向影响，即  $c_1$  显著且  $c_1$  与  $b_1c_2$  的符号一致，说明原有社会资本具有部分中介效应。

最后考察新增社会资本的影响。表 7 回归 4 和表 8 回归 4 的估计结果表明，童年有迁移经历对农村流动人口新增社会资本具有显著的正向影响，新增社会资本对农村流动人口成年时期收入具有显著的正向影响，即  $b_1$  和  $c_2$  均显著，说明中介变量的间接效应显著。由表 8 回归 4 的估计结果可知，童年有迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的负向影响，即  $c_1$  显著且  $c_1$  与  $b_1c_2$  的符号相反，说明新增社会资本具有遮掩效应。

表 7 童年迁移经历对中介变量影响的估计结果

变量	受教育年限	健康状况	原有社会资本	新增社会资本
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
童年是否有迁移经历	-0.0674(0.0821)	-0.0963(0.1133)	-0.1934*** (0.0557)	0.0746* (0.0430)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	20996	26451
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.334	0.028	0.037	0.075

注：①括号内数字为稳健标准误，②\*\*\*和\*分别表示在 1%和 10%的水平上显著。

表 8 童年迁移经历、教育、健康和社会资本对农村流动人口成年时期收入影响的估计结果

变量	农村流动人口成年时期收入			
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
童年是否有迁移经历	-0.1163*** (0.0164)	-0.1163*** (0.0163)	-0.1076*** (0.0203)	-0.1194*** (0.0168)
受教育年限	0.0245*** (0.0011)			
健康状况（以“生活不能自理”为参照组）				
不健康但生活可以自理		0.3894*** (0.0653)		
基本健康		0.6318*** (0.0171)		
健康		0.6662*** (0.0153)		
原有社会资本			0.0474*** (0.0064)	
新增社会资本				0.0369*** (0.0057)

童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	20996	26451
R <sup>2</sup>	0.225	0.211	0.208	0.213

注：①括号内数字为稳健标准误，②\*\*\*表示在1%的水平上显著。

表9 受教育年限、健康状况中介效应的 Bootstrap 检验

中介变量	估计系数	标准误	95%置信区间
受教育年限	-0.1162**	0.0164	(-0.1464, -0.0829)
健康状况	-0.1173**	0.0127	(-0.1435, -0.0882)

注：①标准误为 Bootstrap 抽样 1000 次得到，②\*\*表示在 5%的水平上显著。

#### (四) 异质性分析

为了更加细致地研究童年迁移经历影响的异质性，本文进一步分样本分析童年迁移经历对不同性别、迁移年龄、迁移类型的农村流动人口成年时期收入的影响<sup>①</sup>。表 10 回归 1 和回归 2 的估计结果显示，就性别而言，童年迁移经历对男性和女性农村流动人口成年时期收入均会造成显著的消极影响，但对男性农村流动人口的消极影响更大；表 10 回归 3、回归 4 和回归 5 的估计结果显示，就迁移年龄而言，16 岁以前迁移均会对农村流动人口成年时期收入产生消极影响，其中，6~12 岁时迁移产生的消极影响最大，6 岁以前迁移产生的消极影响次之，13~15 岁时迁移产生的消极影响最小；表 10 回归 6、回归 7 和回归 8 的估计结果显示，就迁移类型而言，市内跨县迁移对农村流动人口成年时期收入的消极影响大于省内跨市迁移，而跨省迁移的影响则并不显著。

表 10 童年迁移经历对不同性别、迁移年龄、迁移类型的农村流动人口成年时期收入影响的估计结果

变量	农村流动人口成年时期收入							
	性别		迁移年龄			迁移类型		
	男性	女性	0~5 岁	6~12 岁	13~15 岁	市内跨县	省内跨市	跨省
回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8	
童年是否有迁移经历	-0.1438*** (0.0221)	-0.0771*** (0.0235)	-0.1047*** (0.0330)	-0.1421*** (0.0240)	-0.0996*** (0.0287)	-0.2753*** (0.0545)	-0.1900*** (0.0262)	-0.0260 (0.0201)
控制变量	已控制	已控制						
省份固定效应	已包含	已包含						
样本量	15991	12922	28113	28296	28178	28003	28201	28383
R <sup>2</sup>	0.180	0.143	0.222	0.222	0.222	0.223	0.224	0.221

注：①回归 1 和回归 2 的控制变量中不含有性别，其余控制变量与表 3 回归 3 相同，回归 3、回归 4 和回归 5 的控制变量中不含有年龄和年龄的平方，其余控制变量与表 3 回归 3 相同，回归 6、回归 7 和回归 8 的控制变量与表 3 回归 3 相同，②标准误为 Bootstrap 抽样 1000 次得到，③\*\*\*表示在 1%的水平上显著。

<sup>①</sup>根据性别、迁移年龄和迁移类型分组后处理组的样本量偏少，若采用双重稳健模型难以估计得到部分回归结果，因而本文使用 OLS 回归进行异质性分析，以保证分析的完整性，但可能对估计结果的准确性造成一定影响。在此特别说明。

## 五、结论

基于 2017 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据, 本文在运用 OLS 回归分析的基础上又使用 IPWRA、AIPW 以及随机删除部分样本的方法对估计结果进行稳健性检验, 回归结果均证明, 童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的消极影响。中介效应分析表明, 童年迁移经历会通过个体的受教育年限、健康状况和原有社会资本产生消极影响降低农村流动人口成年时期收入。同时, 童年迁移经历会对个体的新增社会资本产生显著的积极影响从而提高农村流动人口成年时期收入。分性别、迁移年龄、迁移类型考察童年迁移经历影响的异质性发现, 童年迁移经历对男性农村流动人口成年时期收入产生的消极影响大于对女性的消极影响; 6~12 岁时迁移产生的消极影响最大, 6 岁以前迁移产生的消极影响次之, 13~15 岁时迁移产生的消极影响最小; 市内跨县迁移的消极影响大于省内跨市迁移, 而跨省迁移的影响则并不显著。

乡城人口迁移作为发展经济学重要的研究领域之一, 迁移经历对流动人口产生的影响受到学术界广泛关注。本文对于该问题做了进一步的探讨。首先, 本文将迁移影响的考察范围从当期或者短期扩展至长期, 这也为从生命周期视角出发研究迁移的影响提供了启示。其次, 本文关注的重点不再是父代主动迁移的影响, 而是子代作为被动的随迁者, 童年迁移经历可能对其产生的长期影响。

由于农村劳动力外出务工现象将长期存在, 以及国家层面“强化基本公共服务保障, 加快农业转移人口市民化”的有关政策举措不断落地, “十四五”时期仍将产生大量拥有童年迁移经历的农村流动人口。本文的研究表明, 童年时期经历迁移不利于农村流动人口成年时期收入的提升。而产生这种消极影响的原因可能在于户籍等制度性约束所引发的流动儿童在流入地的就学难和社会融入难等问题。因此, 如何更好地缓解流动儿童在流入地的不利处境, 减轻甚至消除迁移可能带来的短期乃至长期的消极影响, 依然会是中国社会面临的重要问题之一。在推进以人为核心的新型城镇化的过程中, 需要重点关注流动儿童的生存发展状态, 努力消除户籍等制度性约束所导致的流动人口在流入地享受公共服务方面的限制, 让流动人口更好地融入城市, 从而有力地促进居民增收, 实现共同富裕。

### 参考文献

- 1.郭亚平, 2020: 《留守经历及其开始阶段对大学生非认知能力的影响》, 《青年研究》第 1 期, 第 12-23 页。
- 2.韩毅初、温恒福、程淑华、张淳淦、李欣, 2020: 《流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析》, 《心理学报》第 11 期, 第 1313-1326 页。
- 3.黄兆信、曲小远、赵国靖, 2014: 《农民工随迁子女融合教育: 互动与融合》, 《教育研究》第 10 期, 第 35-40 页。
- 4.黎煦、朱志胜, 2018: 《回流对贫困地区农村儿童心理健康的影响——基于农村寄宿制学校的实证检验》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 26-38 页。
- 5.黎煦、朱志胜、陶政宇、左红, 2019: 《回流对贫困地区农村儿童认知能力的影响——基于 137 所农村寄宿制小学的实证研究》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 70-87 页。
- 6.宁光杰、段乐乐, 2017: 《流动人口的创业选择与收入——户籍的作用及改革启示》, 《经济学(季刊)》第 2 期,

第 771-792 页。

- 7.孙文凯、白重恩、谢沛初, 2011: 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》, 《经济研究》第 1 期, 第 28-41 页。
- 8.孙妍、林树明、邢春冰, 2019: 《迁移、男孩偏好与教育机会》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 189-208 页。
- 9.唐宁、谢勇, 2019: 《留守经历对劳动者就业质量的影响》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 48-64 页。
- 10.王广慧、张世伟, 2008: 《教育对农村劳动力流动和收入的影响》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 44-51 页。
- 11.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第 5 期, 第 731-745 页。
- 12.吴永源、张青根、沈红, 2021: 《早期留守经历会影响农村大学生的问题解决能力吗——基于全国本科生能力测评的实证分析》, 《复旦教育论坛》第 1 期, 第 82-88 页。
- 13.谢建社、牛喜霞、谢宇, 2011: 《流动农民工随迁子女教育问题研究——以珠三角城镇地区为例》, 《中国人口科学》第 1 期, 第 92-100 页。
- 14.谢周亮, 2010: 《家庭背景、人力资本与个人收入差异》, 《财经科学》第 5 期, 第 70-76 页。
- 15.熊春文、刘慧娟, 2014: 《制度性自我选择与自我放弃的历程——对农民工子弟学校文化的个案研究》, 《北京大学教育评论》第 4 期, 第 48-71 页。
- 16.熊景维、钟宝宝, 2016: 《农民工家庭化迁移中的社会理性》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 40-55 页。
- 17.晏艳阳、邓嘉宜、文丹艳, 2017: 《邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据》, 《经济学动态》第 2 期, 第 76-87 页。
- 18.于爱华、王琳、刘华, 2020: 《随迁对农民工子女非认知能力的影响——基于家校教育过程的中介效应分析》, 《中国农村观察》第 6 期, 第 122-141 页。
- 19.袁梦、郑筱婷, 2016: 《父母外出对农村儿童教育获得的影响》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 53-63 页。
- 20.曾福生、周化明, 2013: 《农民工职业发展影响因素的实证分析——基于 25 个省(区、市)1141 个农民工的调查数据》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 78-89 页。
- 21.张川川、王靖雯, 2020: 《性别角色与女性劳动力市场表现》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 977-994 页。
- 22.赵树凯, 2000: 《边缘化的基础教育——北京外来人口子弟学校的初步调查》, 《管理世界》第 5 期, 第 70-78 页。
- 23.周皓, 2004: 《中国人口迁移的家庭化趋势及影响因素分析》, 《人口研究》第 6 期, 第 60-69 页。
- 24.Ahern, K., R. Duchin, and T. Shumway, 2014, "Peer Effects in Risk Aversion and Trust", *The Review of Financial Studies*, 27(1): 3213-3240.
- 25.Baert, Patrick, 1992, *Time, Self and Social Being Temporality within a Sociological Context*, Newcastle: Athenaeum Press, 116-135.
- 26.Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, 2016, "The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment", *American Economic Review*, 106(4): 855-902.
- 27.Chetty, R., and N. Hendren, 2018, "The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility II: County-Level Estimates", *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3): 1163-1228.
- 28.Du, Y., A. Park, and S. Wang, 2005, "Migration and Rural Poverty in China", *Journal of Comparative Economic*, 33(4): 688-709.

29. Foucault, Michel, 2012, *Discipline and Punish: The Birth of the Prison*, New York: Vintage Books, 3-34.
30. Fowler, P. J., L. M. McGrath, D. B. Henry, M. E. Schoeny, D. Chavira, J. Taylor, and O. Day, 2015, "Housing Mobility and Cognitive Development: Change in Verbal and Nonverbal Abilities", *Child Abuse & Neglect*, 48: 4-118.
31. George, Linda, 2014, "Taking Time Seriously: A Call to Action in Mental Health Research", *Journal of Health and Social Behavior*, 55(3): 251-264.
32. Humke, C., and C. Schaefer, 1995, "Relocation: A Review of the Effects of Residential Mobility on Children and Adolescents", *Psychology: A Journal of Human Behavior*, 32: 16-24.
33. Kaivan, M., 2003, "Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U.S. Labor Market", *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 549-600.
34. Long, W., X. Pan, X. Dong, and J. Zeng, 2020, "Is Rented Accommodation a Good Choice for Primary School Students' Academic Performance?—Evidence from Rural China", *China Economic Review*, 62, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101459>.
35. Ludwig, J., G. J. Duncan, L. Genetian, L. F. Katz, R. C. Kessler, J. R. Kling, and L. Sanbonmatsu, 2013, "Long-term Neighborhood Effects on Low-income Families: Evidence from Moving to Opportunity", *American Economic Review*, 103(3): 226-231.
36. Oishi, S., and T. Talhelm, 2012, "Residential Mobility: What Psychological Research Reveals", *Current Directions in Psychological Science*, 21(6): 425-430.
37. Ren, Q., and D. J. Treiman, 2016, "The Consequences of Parental Labor Migration in China for Children's Emotional Wellbeing", *Social Science Research*, 58: 46-67.
38. Settersten, R. A., and K. U. Mayer, 1997, "The Measurement of Age, Age Structuring, and the Life Course", *Annual Review of Sociology*, 23(1): 233-261.
39. Simmons, R. G., R. Burgeson, S. Carlton-Ford, and D. A. Blyth, 1987, "The Impact of Cumulative Change in Early Adolescence", *Child Development*, 58(5): 1220-1234.
40. Tønnessen, M., K. Telle, and A. Syse, 2016, "Childhood Residential Mobility and Long-term Outcomes", *Acta Sociologica*, 59(2): 113-129.
41. Wang, H., Z. Cheng, B. Wang, and Y. Chen, 2021, "Childhood Left-behind Experience and Labour Market Outcomes in China", *Journal of Business Research*, 132: 196-207.
42. Wang, L., Y. Zheng, G. Li, Y. Li, Z. Fang, C. Abbey, and S. Rozelle, 2019, "Academic Achievement and Mental Health of Left-behind Children in Rural China: A Causal Study on Parental Migration", *China Agricultural Economic Review*, 11(4): 569-582.
43. Werkman, S., G. K. Farley, C. Butler, and M. Quayhagen, 1981, "The Psychological Effects of Moving and Living Overseas", *Journal of the American Academy of Child Psychiatry*, 20(3): 645-657.

(作者单位: <sup>1</sup>中国人民大学农业与农村发展学院;  
<sup>2</sup>中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 王 藻)

## **The Impact of Childhood Migration Experience on the Income of Rural Migrants in Adulthood**

LU Ziyuan LONG Wenjin PANG Xiaopeng LI Rui

**Abstract:** Based on the China Migrants Dynamic Survey data in 2017, this article uses the OLS regression model and dual robust model and finds that childhood migration experience has a significant negative effect on the income of rural migrants in their adulthood. Through mediating effect analysis, it finds that childhood migration experience can reduce the income of rural migrants in their adulthood through a negative impact on their education years, health condition and original social capital. At the same time, childhood migration experience will exert a positive impact on individuals' new social capital, thus improving the income of rural migrants in their adulthood. Heterogeneity analysis finds that childhood migration experience causes a greater negative effect on the income of male rural migrants in their adulthood than female rural migrants. The negative effects of migration are the greatest at the age of 6-12, followed by the migration before 6 years old, and the migration at the age of 13-15 exerts a minimum negative effect. The negative impact of cross-county migration in the city is greater than that of cross-city migration in the province, while the impact of inter provincial migration is not significant. This study provides a new perspective for understanding the effect of migration on individuals' economic welfare and puts forward policy suggestions to reduce the negative effect of migration.

**Keywords:** Childhood Migration Experience; Income; Migrant Population; Rural Migrant Worker