

早期父母外出务工经历对个体收入的长期影响

呼倩 梁银鹤 秦雪征*

摘要: 本文利用 CHARLS 2014 年中国居民生命历程调查和 2018 年调查数据, 研究父母在子女童年时期外出务工对子女成年后收入的影响。结果发现, 早期父母外出务工经历会显著提升子女长期收入水平, 且父亲的影响大于母亲。家庭经济状况的改善和子女人力资本积累的提升共同解释了这一促进效应。具体而言, 父母在子女 6—12 岁外出的正向影响最大, 但是母亲在子女 0—5 岁外出不可避免地引发长期福利损失, 一定程度上抵消了母亲外出务工对子女长期收入的整体促进作用。本研究为劳动力流动的经济社会影响补充了长期研究视角, 同时也提供了中国城乡人口迁移促进社会流动性的经验证据。

关键词: 城乡人口迁移; 儿童早期经历; 长期影响

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.03.03

一、引言

中国改革开放之后快速的城市化和工业化建设引发对低技能劳动力的高涨需求, 加之农村家庭联产承包责任制施行激发农业生产活力, 释放大量剩余劳动力, 农村居民外出务工成为中国社会的一种普遍现象 (蔡昉和白南生, 2006; 陆铭, 2011)。数据显示, 中国农村人口当中外出务工者的比例从 1978 年的 2.76% 上升至 2019 年的 52.71%。^① 2015 年中国有留守儿童 6 877 万人, 流动儿童 3 426 万人, 合计 1.03 亿人, 占中国儿童总人口的 38%。^② 换言之, 每 10 名中国儿童就有约 4 人受到父母外出影响。2018 年中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, 简称 CHARLS) 数据显示, 儿童时期经历过父母外出务工的子代占比高达 22%。^③ 其中, 对伴随改革开放尤其是 1984 年经济社会体制改革出生和成长的子代, 父母外出务工是其童年时期普遍而广泛的成长经历。父母在子女儿童时期外出务工, 不仅影响子女早期人力资本形成, 也可能会对他们的长期福利状况产生深刻影响。对儿童时期父母外出务工对子女长

* 呼倩, 中央财经大学财经研究院, 中央财经大学北京财经研究基地; 梁银鹤, 中央财经大学经济学院; 秦雪征, 北京大学经济学院。通信作者及地址: 梁银鹤, 北京市昌平区中央财经大学沙河校区, 102206; 电话: 18701012850; E-mail: liangyinhe@yeah.net。本文受国家自然科学基金青年项目 (23CJY046)、国家自然科学基金面上项目 (72074004)、国家自然科学基金青年项目 (72303263)、教育部人文社会科学基金青年项目 (22YJC790069)、中央财经大学“新苗学者”支持计划 (XMXZ2313) 的资助。真诚感谢两位匿名评审人、第五届中国劳动经济学会评审人、北大经院工作坊第 371 场“劳动-健康经济学工作坊”与会老师提出的宝贵建议。当然, 文责自负。

① 数据根据中国国家统计局网站和《农民工监测调查报告》进行计算。

② 按照联合国《儿童权利公约》的定义, 儿童指 0—17 岁人口。流动儿童和留守儿童数据来源于由中国国家统计局、联合国儿童基金会、联合国人口基金联合编写的《2015 年中国儿童人口状况: 事实与数据》。

③ CHARLS 2018 年数据中子代出生年分布在 1940—2000 年之间。

期收入的影响进行研究,不仅关系到作为当前中国劳动年龄人口主体的子代自身以及中国社会整体福利水平,而且也有助于理解我国不同背景人群未来的收入分配结构。从社会发展的角度来看,我国农村居民外出务工对子女长期社会福利的影响,关涉社会经济流动性,对这一主题进行研究,将有助于理解增强社会流动性的新的路径,并在此基础上得出促进社会流动性的政策启示。

基于此,本文利用 CHARLS 2014 年中国居民生命历程调查和 2018 年调查数据,构建了包含子代早期父母外出经历和其成年后经济社会表现的拟队列数据集,用以考察父母在子女儿童时期外出务工对子女成年后收入水平的影响效应。在文献脉络上主要对接儿童早期经历的长期影响研究,具体内容方面则主要涉及父母外出务工的代际影响。文献当中,家庭环境和父母行为对子女人力资本形成和长期福利状况具有持久影响越来越成为人们的共识(Currie and Almond, 2011)。与长期影响研究不同,相当一部分父母外出务工影响的文献聚焦留守儿童的短期教育和健康问题(李强和臧文斌, 2010; Lu, 2012; 李云森, 2013; Zhang et al., 2014; 孙文凯和王乙杰, 2016; Meng and Yamauchi, 2017)。从结论来看,父母外出对留守儿童教育、健康等的影响并不一致,持积极观点的研究主要基于父母外出务工带来家庭经济资源改善角度进行解释(Yang, 2008; Lu, 2012),持消极观点的研究则主要从父母外出造成陪伴和监督缺失角度进行解释(Antman, 2011; Zhang et al., 2014; Meng and Yamauchi, 2017)。

近年来,国外一些研究开始关注父母外出对子女成年表现的长期影响。例如, Fatimah and Kofol (2023) 基于子女成年后人均消费角度的研究发现,在印度尼西亚父母外出促进了子女代际流动,且仅当父亲外出时该流动性更强,母亲外出的影响效应不显著。Pajaron et al. (2020) 关注菲律宾留守儿童的长期福利效应,认为拥有早期留守经历的儿童成年后教育、工作和非认知能力表现更好,但身体健康状况普遍更差。同时,国内学者也尝试从长期影响效应角度研究童年留守经历对成年后教育、劳动力和健康的影响,认为尤其是长期留守经历对成年后的工资和就业稳定性具有不利影响(Liu et al., 2020),小学时期的留守经历更易引致长期较差的教育水平、自评健康和心理健康问题(Liang and Sun, 2020)。然而,上述中国相关问题研究仅采用区域性数据,且在留守经历的定义上比较笼统,因此在结果稳健性、有效性和代表性上仍有较大改进空间。总体上,由于存在国别、样本选择的差异,上述父母外出对子女长期表现影响的研究并未得出一致结论。更为重要的是,由于未能很好地解决内生性问题,上述研究结论也仅提供了父母外出子女长期影响效应的相关关系参考,并不能揭示因果效应。

有鉴于此,本文一方面立足长期视角,对父代外出务工的影响效应进行研究,与现有大量留守儿童短期效应的文献一道,有助于整合理解中国城乡人口迁移的广泛经济社会影响。另一方面,针对现有为数不多的父代外出务工长期研究的未尽之处,本文主要采用我国 1984 年户籍制度改革释放人口流动势能的拟自然实验,构建基于政策冲击的工具变量,针对性回应迁移行为的内生性问题。长期来看,父母外出务工一方面有助于改善家庭经济状况,促进家庭物质财富积累和社会资本拓展;另一方面,家庭经济状况的改善和外出务工带来的新视野和新信息会激励父母提升对子女人力资本的投资水平。基于上述长期代际视角对父代外出务工的影响效应进行研究,无疑有助于在一定程度上回应中国社会转型阶段以城乡人口迁移继续促进经济社会流动性的时代课题。

具体而言,本文可能的贡献如下:第一,与以往研究父母外出务工影响的文献主要关注短期效应相区别,本文是为数不多的考察儿童期父母外出务工对其成年后经济社会表现影响的研究,扩展了父母外出务工长期影响研究的文献。第二,本文采用1984年户籍制度改革作为政策冲击,构建父母外出务工的工具变量(instrumental variable,以下简称IV),并采用控制函数方法以及倾向匹配得分进行稳健性检验,较好地解决迁移研究中的内生性问题。第三,本文基于家庭禀赋的补偿效应和个人禀赋的财富效应两个维度,详细探讨了父母外出务工对子女长期收入影响的作用机制,有助于深入理解父母外出务工长期影响的作用机理。

二、数据、变量和实证策略

(一) 数据与变量

1. 数据和样本

CHARLS 2014年中国居民生命历程调查通过回溯父母工作史的方式,提供了构建子女儿童时期父母外出经历的数据基础。另外,CHARLS于2018年开展了第四期覆盖中国28个省、150个县、450个社区(村)的调研,追访样本已扩展至1.24万户家庭中的1.9万名受访者,具有良好的全国代表性。内容方面,CHARLS详细询问了中国45岁及以上中老年人的个人和家庭情况,子女信息模块涵盖基本人口统计特征以及教育、职业、收入等方面。最终,本文将CHARLS 2014年中国居民生命历程调查与2018年调查数据进行匹配,构建了一套包含子女早期父母外出经历和其成年后经济社会表现的拟队列数据集。

本文所言父母外出务工主要是指由农村去往城市寻找非农工作机会,为此首先将研究样本即成年子女的父母家庭所在地限定在农村地区。其次,将成年子女出生年限定在1965—1995年间。截至2018年CHARLS调查,出生于1995年的子女已年满23岁,基本步入劳动力市场。将研究样本最大年龄限定为出生于1965年则主要是为排除1959—1961年大饥荒对人力资本的影响(Chen and Zhou, 2007; Cui et al., 2020)。

2. 关键变量

一是子女收入。子女收入数据来源于CHARLS 2018年家庭问卷的子女信息模块。^①为尽量不损失样本量,避免可能的样本系统性缺失,对于收入缺失情况,本文采用明瑟工资方程对其进行补缺,并对极端值进行5%缩尾处理。

二是父母外出务工经历。本文核心解释变量是子女在童年时期(0—17岁)经历父母外出务工的时长比例。具体采用CHARLS 2014年中国居民生命历程调查,通过子女在童年期间父母外出工作具体时长除以童年总计时长(18年)计算得到。

(二) 实证策略与描述统计

为考察子女童年时期父母外出务工对其成年收入的影响效应,设立如下估计方程:

$$\ln Income_{icb} = \alpha + \beta MR_{icb} + \gamma X_{icb} + \delta_p + \lambda_b + \varphi_p \times b + CB_c \times b + \epsilon_{icb}, \quad (1)$$

^① 受数据所限,本文采用子女家庭人均收入代理子女个人收入。

其中,下标 i 代表个体, c 代表个体所在地级市, b 代表个体所属出生队列。 $Income$ 是个体收入,文中对其取对数。 MR 表示子女童年时期父母外出比例,本文分别采用父亲外出、母亲外出、父母同时外出、父母至少1人外出代理子女童年经历父母外出务工的情况。 X 包含一系列个体、家户、村庄层面的控制变量,包括子女性别、民族状况,父母年龄、受教育水平、家庭规模,村庄距离最近公交站的距离、人口密度。固定效应包括省份固定效应 (δ), 出生队列固定效应 (λ), 省特定出生队列线性趋势 ($\varphi_p \times b$), 以及个人所在地市期初特征潜在影响的队列线性趋势 ($CB_c \times b$)。需要说明,个人所在地市的期初特征包括各地级市1984年人均地区产值、农业占比、人口密度、教育基础设施、卫生基础设施、外资利用情况。^① 此外, ϵ 表示随机扰动项。

表1是本文基准模型涉及变量的描述统计情况,另外附录I表A1^②进一步展示了父母外出经历下的子女特征差异。可以看到,样本子女在0—17岁期间经历父母外出的时长比例以及对应的子女样本分布存在较为明显的差异。

表1 描述统计

变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
子女收入	子女年收入(元)	8 915	24 865	16 334	3 750	62 500
解释变量						
父亲外出	子女0—17岁期间父亲外出的时长比例	8 473	0.068	0.212	0	1
母亲外出	子女0—17岁期间母亲外出的时长比例	8 618	0.051	0.200	0	1
父亲均外出	子女0—17岁期间父亲均外出的时长比例	8 915	0.011	0.082	0	1
父母至少1人外出	子女0—17岁期间父母至少1人外出的时长比例	8 915	0.103	0.267	0	1
个人控制变量						
年龄	子女年龄	8 915	37.23	7.667	23	53
性别	男性=1,女性=0	8 915	0.535	0.499	0	1
少数民族	少数民族=1,汉族=0	8 915	0.071	0.257	0	1
家庭控制变量						
父亲年龄	父亲年龄	8 915	64.82	8.880	45	92
母亲年龄	母亲年龄	8 915	62.67	8.647	45	94
父亲教育	父亲受教育年限(年)	8 915	5.981	3.623	0	16
母亲教育	母亲受教育年限(年)	8 915	3.107	3.431	0	15
家庭规模	家庭子女数量	8 915	3.519	1.651	1	15

① 数据来源于《中国城市统计年鉴1985》。

② 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

(续表)

变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
村庄控制变量						
交通条件	村庄到最近公交站的距离(公里)	8 915	3.770	8.984	0	72
人口密度	村庄人口密度(人/亩)	8 915	0.793	1.907	0.030	18.43
地级市特征变量(1984年)						
人均地区产值	对数人均地区产值 ^① (对数元)	8 915	6.992	0.514	6.017	8.545
农业占比	农业产值占地区产值比例	8 915	0.273	0.165	0.022	0.664
人口密度	人口密度(人/平方公里)	8 915	732.8	742.6	1	3 720
教育基础设施	小学阶段师生比	8 915	0.003	0.001	0	0.007
卫生基础设施	每万人卫生技术人员数	8 915	76.18	37.23	21.21	137.7
外资利用	对数利用外资金额(对数元)	8 915	1.240	2.353	0	10.47

图 1 展示了按照童年时期有无父母外出经历划分的子女收入的对比情况。其中,有父亲外出经历(图 1(a))、至少经历父母一人外出(图 1(d))以及同时经历父母外出(图 1(c))的子女,收入水平显著高于没有相应类别父母外出经历的子女,其中同时经历父母外出的子女收入波动最大。此外,以母亲外出经历作区分的子女群组(图 1(b)),其收入水平的差异不如其他组别明显。

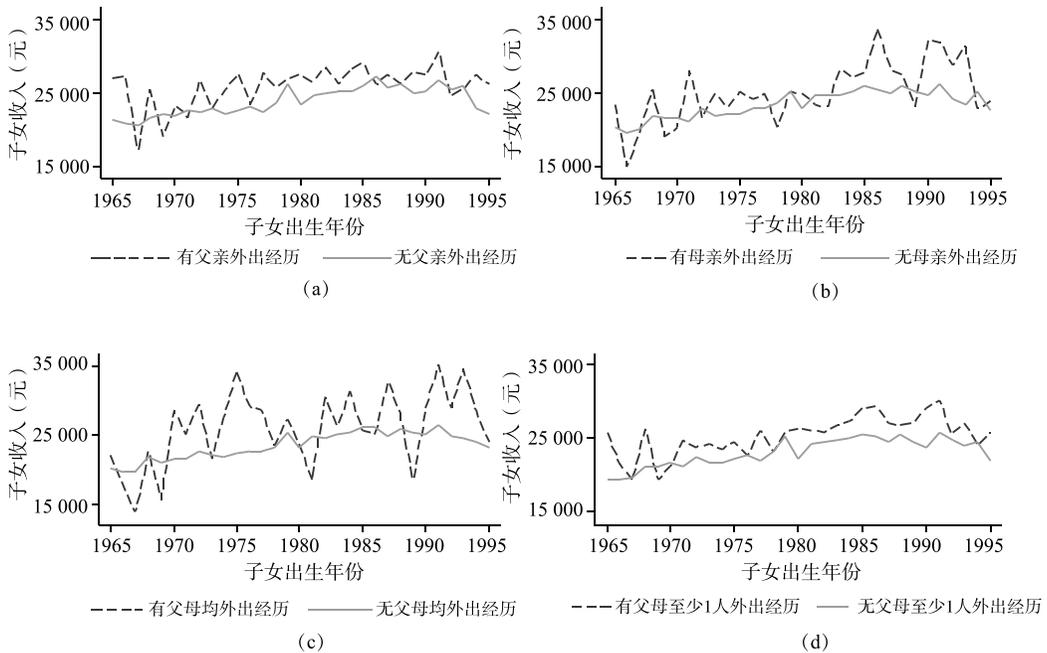


图 1 有无父母外出经历的子女收入对比(分子女出生年份)

注:图中虚线表示有早期父母外出经历的子女,实线表示无早期父母外出经历的子女。子女只要在 0—17 岁期间经历过父母外出即被视为有早期父母外出经历,继而对该子女群体按出生年进行收入加总平均,最终获得图中虚线所示收入水平。反之,对 0—17 岁期间从未经历过父母外出的子女群体,按出生年进行收入加总平均,即获得实线所示收入水平。

① 受统计口径影响,1984 年地区产值按地区产值=农业产值+工业总产值进行计算。

三、内生性讨论

(一) 内生性来源及解决思路

迁移文献中一个很具有挑战性的问题,即迁移行为的内生性。对于本文而言,主要面临遗漏变量偏误这一内生性问题。

首先,一些不可观测的个人或家庭特征可能影响父母迁移与子女收入表现。譬如,那些更加具有冒险精神、思想更加开明或者信息获取能力更强的父母,通常更有可能外出务工。相应的,子女很有可能从父母那里遗传风险偏好、竞争意识以及内控或外控型(Rotter, 1966)等人格特质,无疑将影响子女成年后的收入水平。其次,家庭成员的外出往往是联合决策的结果,此时存在因遗漏变量带来的潜在选择偏差问题。譬如,父母会基于子女的性格特质、学习能力,形成对其教育投资的预判,从而进行外出务工决策。最后,家庭结构特征比如夫妻婚姻状况以及一些重大疾病事件,也有可能同时影响父母迁移决策和子女长期收入。

现实当中,我们往往无法穷尽上述不可观测因素,遑论对其进行全面、有效的控制。此时,引入影响个体外出务工的外源性冲击,有助于较好地解决上述主要因遗漏变量引致的估计结果偏误。同时,考虑到迁移政策一般通过影响个体迁移意向性(intention-to-treat, ITT)起作用,基于政策冲击并考虑分析单位受影响倾向的工具变量法(shock-based IV)成为相关迁移研究的主要识别策略(Derenoncourt, 2022; Imbert et al., 2022)。对于本研究,我国1984年户籍制度改革^①提供了释放人口流动势能的拟自然实验。具体而言,1984年10月13日,中国政府发布《国务院关于农民进入集镇落户问题的通知》,释放出非常强烈的户籍松动的改革信号,拉开了中国户籍制度改革的序幕。受1984年户籍制度改革影响,农村人口开始源源不断地加入进城务工大军,掀起了第一波外出打工潮。本文正是基于此构建子女童年时期经历父母外出务工的工具变量,作为本文解决迁移内生性的主要方法。

此外,针对外出决策的自选择性以及由此导致的不可观测的异质性问题,本文进一步采用倾向匹配得分方法(propensity score matching, 以下简称PSM)进行稳健性检验。在同时考察父母外出影响时,本文采用控制函数方法(control function, 以下简称CF),解决IV估计不可识别的问题。根据Wooldridge(2015),建立在工具变量估计基础上的CF方法同样可以较为有效地解决样本存在自选择行为时的内生性问题。

(二) 工具变量构建与识别策略

1984年户籍制度改革是一个面向全国的政策,一经实施在全国范围内释放了巨大的人口流动势能(见附录II图II1)。受其影响,1984年之后农村子女于童年时期经历父母外出务工的概率也大大提升(图2)。

^① 限于篇幅,对1984年户籍制度改革政策背景的论述详见附录II。

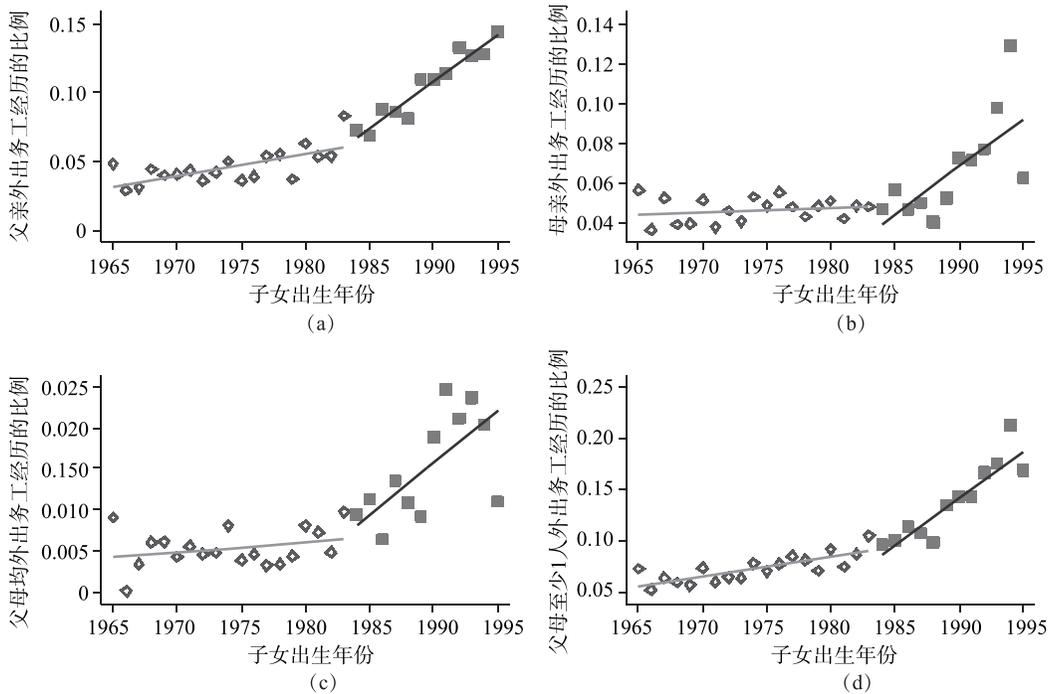


图2 父母外出务工经历的比例变动（分子女出生年份）

注：图中横轴表示出生年份，纵轴表示出生于该年的子女童年时期经历父母外出务工的比例。图中空心方形表示1984年及之前出生的子女，实心方形表示1984年之后出生的子女状况。以1965年为例，出生于该年的子女只要童年时期经历过父母外出，则将其记为1，否则记为0，对所有1965年出生子女的上述标记值进行加总，即得到该年出生子女群组的父母外出务工经历比例。

为刻画个体对1984年户籍制度改革的暴露程度（personal exposure，简称为PE），本文借鉴Nunn and Qian（2014）、Derenoncourt（2022）、Imbert et al.（2022）的做法，基于该政策冲击在地区层面和个体层面的双重差异，构建子女童年时期父母外出务工的工具变量。具体如下：

对政策在地区层面的影响，采用政策改革前后地市人口外流的比例变化，刻画1984年户籍制度改革在不同地区的影响强度。具体而言，本文采用1982—1990年各地级市人口外流比的变动量（ PM_c ）来衡量不同地区受1984年政策冲击的影响程度。^① 计算如下：

$$PM_c = \frac{\text{有常住户口外出一年以上的人}_{1990}}{\text{总人口（以常住人口计）}_{1990}} - \frac{\text{有常住户口外出一年以上的人}_{1982}}{\text{总人口（以常住人口计）}_{1982}} \quad (2)$$

对政策在个体层面的影响，采用1984年政策实施时个人劳动适龄年限进行衡量，即个人于劳动年龄阶段越早受到1984年政策影响，对于该政策的暴露程度越高，受到该政策的影响强度也就越大。具体以父母劳动年龄区间与政策冲击时点的相对位置刻画

^① 1982年地市外出比例数据来源于《第三次全国人口普查手工汇总资料汇编（第二册·常住人口的户口登记状况）》，1990年地市外出比例数据根据各省《第四次人口普查手工汇总资料》整理。

1984年政策冲击在个体层面的变差(D_i)。^①定义如下:

$$D_i = \begin{cases} 0, & \text{如果父母出生年} < 1925 \\ 1 - \frac{1968 - \text{父母出生年}}{44}, & \text{如果 } 1925 \leq \text{父母出生年} < 1968. \\ 1, & \text{如果父母出生年} \geq 1968 \end{cases} \quad (3)$$

最后,父母对1984年户籍制度改革的暴露程度则取决于政策冲击在个体层面和地区层面的总影响($PE_{ic} = PM_c \times D_i$)。附录I图A1对上述工具变量与父母外出的相关关系予以了展示。

总体来看,该政策冲击工具变量(shock-based IV)的外生性,取决于两个部分:一是个人年龄。一般而言,个人年龄为外生给定,因此基于出生年份构建的个体层面政策暴露强度具有良好的外生性。二是地区人口外流强度。该政策冲击在不同地区施以影响的外生性依赖于本文隐含的一个识别假设,即1984年户籍制度改革之前,人口外流比例较高地区和较低地区的个体收入遵循相同的变化趋势(所谓“平行趋势”,parallel trend)。

为此,一方面,本文根据Atanasov and Black (2021)提出的预处理平衡原理(pre-treatment balance),对政策之前不同地区的平行趋势进行检验,以验证工具变量的排他性约束。具体检验如下:第一,检验政策强弱影响地区不同出生队列子女童年经历父母外出务工的情况(见附录III图III1)。第二,进一步察看政策不同影响地区子女样本分布情况,同样按子女出生年份进行列示(见附录III图III2)。第三,通过比较政策不同影响地区在期初(1984年)的特征差异直接检验平行趋势(见附录III表III1)。结果发现:(1)在各出生年份,政策影响强和弱两类地区子女样本分布基本呈现均衡状态,满足共同支撑原则(common support)。(2)政策影响较强地区样本子女散点明显位于政策影响较弱地区样本子女上方。换言之,该政策冲击工具变量较好地预测了子女童年的父母外出务工经历,侧面验证了工具变量的有效性。(3)在政策发生之前,政策不同影响地区并不存在经济发展水平等方面的系统差异。上述结论基本可以排除对1984年户籍制度改革之前政策不同影响地区存在系统差异的担忧。

另一方面,本文在模型设计中对上述隐含平行趋势假设进行验证,允许个人收入的变化趋势随改革之前各地区特征而有所变化。具体而言,一是在模型设计当中加入个体所在地市期初宏观经济特征与个体出生年份的交乘项,对子女长期收入的地市层面潜在影响趋势加以控制。二是进一步控制村居或地区层面可能与子女收入的队列趋势相关的特征。估计结果显示,对控制上述一系列地区-时间变量,结果依然稳健,支持了1984年户籍制度改革对个体影响的外生性,这是下文开展工具变量估计的重要前提。

本文采用工具变量法解决父母外出行为的内生性,对父母外出与子女长期收入的关系进行IV再估计,以检验其因果效应。为此,设立一阶段估计方程如下:

$$MR_{icb} = \lambda PE_{ic} + \gamma X_{icb} + \delta_p + \lambda_b + \varphi_p \times b + CB_c \times b + \varepsilon_{icb}, \quad (4)$$

^① 1984年时如果父母已满60岁(或已满65岁,结果差异不大),那么不太可能受到政策影响而再度外出务工,为其赋值为0。相反,如果政策实行时,父母未满16岁,那么父母将在劳动年龄期间全部受到政策影响,有极大概率加入外出务工潮,为其赋值为1。1984年时,如果父母介于16—59岁之间(或16—64岁,结果差异不大),文中假设其暴露程度分布遵循一个线性函数形式。

其中， PE 表示 1984 年政策冲击对特定地区个人的影响程度，即个人对政策冲击的暴露程度。

四、实证结果

(一) 基准回归

表 2 是早期父母外出务工经历对子女收入长期影响的基准估计。可以看到，逐步控制省份固定效应、子女出生年份固定效应、省特定出生队列线性趋势、个人所在地时期初特征潜在影响的队列线性趋势，父母外出务工对子女长期收入依然呈现显著的促进作用。其中，父亲和母亲的促进效应存在显著差异。

表 2 早期父母外出务工经历对子女收入影响的基准估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A. 父亲外出				
父亲外出经历	0.247*** (0.039)	0.195*** (0.040)	0.192*** (0.040)	0.184*** (0.040)
样本量	8 473	8 473	8 473	8 473
R^2	0.090	0.131	0.138	0.160
Panel B. 母亲外出				
母亲外出经历	0.171*** (0.039)	0.123*** (0.038)	0.110*** (0.038)	0.109*** (0.038)
样本量	8 618	8 618	8 618	8 618
R^2	0.084	0.122	0.130	0.152
Panel C. 父母均外出				
父母均外出经历	0.389*** (0.089)	0.303*** (0.091)	0.295*** (0.090)	0.280*** (0.092)
样本量	8 915	8 915	8 915	8 915
R^2	0.085	0.125	0.132	0.154
Panel D. 父母至少 1 人外出				
父母至少 1 人外出经历	0.210*** (0.030)	0.159*** (0.030)	0.151*** (0.030)	0.148*** (0.030)
样本量	8 915	8 915	8 915	8 915
R^2	0.088	0.127	0.134	0.155
控制变量(个人/家户/村庄)	否	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
子女出生年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应×子女出生年份趋势项	否	否	是	是
地级市宏观变量×子女出生年份趋势项	否	否	否	是

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 水平显著。括号内为异方差稳健标准误 (heteroskedasticity robust standard errors)。下同，不再赘述。

(二) 工具变量估计

表3展示了父母外出务工对子女长期收入影响的IV估计结果。Panel A中IV二阶段估计结果显示,父母外出务工对子女长期收入具有显著的促进作用。具体而言,父亲、父母同时、父母至少1人于子女童年时期外出务工比例每增加10%(1.8年),对子女长期收入的提升作用分别为16.1%、88.64%和23.48%。对于IV估计系数相应均更大,除了采用顺从者(complier)平均处理效应的解释,还可以进一步结合劳动经济学中经典的教育回报率加以理解。国际上基本认可保守的教育回报率处于5%—6%之间(Card, 1999)。^①对比来看,以父亲外出务工为例,父亲于子女童年时期外出务工每增加1年,可能促进子女长期收入提高约8.9%,约为国际公认教育回报率的1.5倍左右。对应本文所关注1965—1995年出生子女,此效应意味着子女于童年时期多经历1年父亲外出,其长期收入水平可能提高2 213元。

表3 早期父母外出务工经历对子女收入影响的IV估计

	父亲外出 (1)	母亲外出 (2)	父母均外出 (3)	父母至少1人外出 (4)
Panel A. IV 二阶段				
父母外出经历	1.610*** (0.364)	14.092 (12.346)	8.864*** (2.862)	2.348*** (0.555)
样本量	8 473	8 618	8 915	8 915
Panel B. IV 一阶段				
1984年政策	5.265*** (0.689)	0.658 (0.571)	1.086*** (0.310)	4.102*** (0.755)
样本量	8 473	8 618	8 915	8 915
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	53.352***	1.367	12.364***	28.395***
Kleibergen-Paap rk LM statistic	58.468***	1.331	12.250***	29.528***
控制变量(个人/家户/村庄)	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
子女出生年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应×子女出生年份趋势项	是	是	是	是
地级市宏观变量×子女出生年份趋势项	是	是	是	是

注: Underidentification test 采用 Kleibergen-Paap rk LM statistic 统计量。本表固定效应和变量控制即为文章估计模型的基本控制条件。下同,不再赘述。

此外,针对父母同时外出对子女长期收入提升最强、父母至少1人以及父亲外出次之、母亲外出影响不显著,我们猜测,这是父亲和母亲外出务工的动机和目标差异所致。基于传统家庭分工视角,父亲外出务工更多是为改善家庭经济状况,外出时间越

^① 即受教育年限每增加1年,收入水平提高5%—6%。

长、经济回报越高，其对家庭状况改善作用越强，进而使子女受益越多。相反，子女成长过程中对母亲陪伴监督的需求更为强烈，母亲外出造成的陪伴监督缺位有可能部分抵消长期收入促进作用。

（三）稳健性检验

本文主要基于排除干扰因素（confounding factors）、处理父母外出自选择问题、考察家庭联合外出决策展开三个方面的稳健性检验，相关检验结果均不改变文章的主体结论。具体而言：

第一，干扰因素排除。本文一是对1986年义务教育法、1978—1987年家庭联产承包责任制等同期政策进行排除（见附录IV表IV1，内含相应政策度量方式构建过程）。二是对1984年户籍制度改革对子女本身外出的影响进行排除（见附录IV表IV3）。三是对影响父母外出决策的家庭干扰事件如疾病情况进行排除（见附录IV表IV4）。

第二，父母外出自选择问题。针对父母外出的自选择问题以及其他因素导致的不可观测的异质性问题，本文进一步采用倾向匹配得分方法进行稳健性检验（见附录IV表IV5）。

第三，家庭联合外出决策。本文一方面在基准模型中进一步控制父母另一方的迁移行为（见附录IV表IV6-1），另一方面采用控制函数方法（control function，以下简称CF）^①同时考察父母外出对子女长期收入的影响效应（见附录IV表IV6-2）。此外，本文进一步细致化处理父母外出时长差异、经历父母外出时的子女年龄差异，尤其在模型中控制父母另一方的外出决策，为此展开一系列检验（见附录V表V1至表V4）。

五、机制分析

按照Currie and Almond（2011）、Cunha et al.（2006）以及Becker and Tomes（1986）等人的观点，家庭资源与子女人力资本的形成密切相关，进而影响子女长期收入水平。其中，有关家庭物质条件改善对子女福利的影响已被大量经验研究所证实（Heckman et al., 2013; Akee et al., 2018）。而基于代际流动视角的研究则指出，除了家庭财富资本，家庭社会资本也成为代际收入传递的重要途径（赵剑治和陆铭，2010；陈琳和袁志刚，2012）。基于此，本文拟主要从家庭禀赋的补偿效应和个人禀赋的财富效应两个方面考察父母在子女童年时期外出务工对其长期收入影响的可能机制。

此外，考虑到家庭和个人禀赋的内生性，在模型中直接控制它们有可能使父母外出的个人收入影响效应估计有偏。为此，本文采用Dippel et al.（2020）提出的因果中介效应的工具变量估计方法，在因果框架下使用现有的工具变量对父母外出务工的直接效应和父母外出通过提高家庭和个人禀赋实现收入增长的间接影响效应予以区分。^②鉴于该方法仅能解决单一机制变量的内生性问题，下文将对不同机制逐一验证。

^① 对于因不可观测因素引发的样本类聚和自选择情形，Wooldridge（2015）指出，CF方法在因果推断上更为有效。有关CF方法更为详细的估计步骤详见附录VI，其估计原理参见Wooldridge（2015）。

^② 关于因果中介效应工具变量估计的详细原理和Stata代码参见Dippel et al.（2020）。该方法的基础估计步骤详见附录VII。

(一) 家庭禀赋的补偿效应

表4对父母外出务工通过改善家庭经济状况进而促进子女收入提高予以了检验。第(1)–(3)列显示,父母至少1人或同时外出务工以及父亲外出务工主要通过家庭资产和消费视角的财富效应对子女收入产生促进作用,且在控制这种间接影响效应后,父母外出务工的直接促进作用依然显著。

表4 家庭禀赋对父母外出务工影响子女收入的中介效应

	家庭财富			转移支付		社会资本	
	家庭收入 (1)	家庭资产 (2)	家庭消费 (3)	钱物支持 (4)	彩礼嫁妆 (5)	钱物往来 (6)	通信费用 (7)
Panel A. 父亲外出							
总效应	1.616*** (0.361)	1.616*** (0.361)	1.599*** (0.358)	1.613*** (0.387)	1.613*** (0.387)	1.616*** (0.361)	1.555*** (0.359)
直接效应(父亲外出经历)	-1.666 (3.707)	0.110 (0.099)	0.249*** (0.073)	1.290 (3.653)	0.234*** (0.050)	0.312*** (0.073)	0.209*** (0.056)
间接效应(各机制)	3.283 (7.191)	1.506 (1.115)	1.350* (0.782)	0.319 (4.806)	1.374*** (0.512)	1.304** (0.626)	1.345** (0.663)
样本量	8 466	8 466	8 470	8 300	8 300	8 468	8 181
Panel B. 母亲外出							
总效应	14.92 (13.62)	14.92 (13.62)	14.07 (12.21)	10.66 (7.570)	10.66 (7.570)	14.93 (13.65)	13.73 (12.52)
直接效应(母亲外出经历)	-0.826 (1.536)	0.137* (0.072)	-0.182 (0.316)	-6.990 (290.2)	0.081 (0.056)	0.214 (0.136)	0.253*** (0.078)
间接效应(各机制)	15.75 (38.26)	14.78 (14.98)	14.26 (20.05)	17.65 (839.1)	10.58 (8.342)	14.72 (17.89)	13.39 (13.86)
样本量	8 611	8 611	8 615	8 442	8 442	8 613	8 327
Panel C. 父母均外出							
总效应	9.141*** (2.971)	9.141*** (2.971)	8.816*** (2.812)	8.015*** (2.598)	8.015*** (2.598)	9.141*** (2.971)	8.318*** (2.578)
直接效应(父母均外出经历)	-3.165 (5.714)	0.269 (0.169)	0.239 (0.382)	1.472 (3.024)	0.482*** (0.136)	0.0395 (0.264)	0.323*** (0.124)
间接效应(各机制)	12.31 (25.28)	8.873* (4.800)	8.577 (7.769)	6.535 (24.21)	7.526** (3.315)	9.103 (6.378)	7.988* (4.123)
样本量	8 908	8 908	8 912	8 734	8 734	8 910	8 607
Panel D. 父母至少1人外出							
总效应	2.360*** (0.553)	2.360*** (0.553)	2.337*** (0.547)	2.326*** (0.578)	2.326*** (0.578)	2.360*** (0.553)	2.249*** (0.545)
直接效应(父母至少1人外出经历)	-1.545 (3.560)	0.124** (0.054)	0.125 (0.107)	0.768 (1.285)	0.155*** (0.041)	0.344*** (0.108)	0.246*** (0.058)

(续表)

	家庭财富			转移支付		社会资本	
	家庭收入	家庭资产	家庭消费	钱物支持	彩礼嫁妆	钱物往来	通信费用
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
间接效应 (各机制)	3.905	2.236**	2.212	1.553	2.166***	2.016	2.002**
	(9.447)	(1.096)	(1.969)	(5.390)	(0.820)	(1.269)	(0.946)
样本量	8 908	8 908	8 912	8 734	8 734	8 910	8 607

注：表中被解释变量为子女收入，与基准回归一致。第(1)–(3)列机制变量分别为家庭收入、资产和消费，文中对其取对数(单位：对数元)。第(4)、(5)列机制变量分别为父母向子女提供钱物支持和彩礼嫁妆的虚拟变量，提供上述支持赋值为1，否则为0。第(6)列机制变量为钱物往来，表示父母与亲戚朋友(非父母、子女和兄弟姐妹)之间的钱物往来，包括给出钱物和收到钱物(单位：对数元)。第(7)列机制变量为家庭通信费用(郭士祺和梁平汉，2014)，文中对其取对数(单位：对数元)。

表4第(4)、(5)列显示，彩礼嫁妆等转移支付是父母外出务工影响子女收入的另一重要途径，且父母同时外出务工时通过给予彩礼嫁妆而促进子女收入提高的概率更高，而母亲外出务工则未展现出这种影响。

表4第(6)、(7)列显示，以通信资费为表征的社会网络联结因父亲外出、父母至少1人或同时外出而显著提高，与此同时，父亲外出还会显著增加家庭与亲戚之间的钱物往来，这在很大程度上解释了子女长期收入的提高。

总体来看，父母外出务工尤其是父亲通过显著促进家庭财富增加、加强家庭社会网络联系以及给予代际转移支付的方式，对子女长期收入水平产生积极影响。与之相对，母亲外出的上述促进作用则十分有限。

(二) 个人资本的财富效应

父母外出务工促进家庭收入改善和思想观念更新，夯实和提升了父母对子女进行人力资本投资的物质基础和行为动机，最终影响子女人力资本水平。表5对此予以了检验。

表5第(1)列结果显示，父母外出务工将通过显著提高子女受教育水平对其收入产生促进作用。第(4)列和第(6)列基于职业发展和居住选择的检验发现，非农就业和外县居住概率提升，同样是父母外出务工促进子女收入提升的重要影响机制。婚姻作为重要的社会资本，对个人长期收入无疑具有重要作用。第(2)、(5)、(8)列基于婚姻匹配的结果显示，父母外出务工不仅有助于子女结婚率的提升，而且对其婚姻匹配质量也有助益，譬如子女配偶教育水平、非农就业概率均有提升。

该结果一方面与表4中父亲外出对家庭财富、转移支付、社会资本具有全面提升作用相一致，另一方面与表4综合起来印证了上文基准估计和各类稳健性检验中父亲外出务工对子女收入促进作用的稳健性。这也意味着，更多由父亲外出带来的家庭经济状况改善，将极大地促进子女人力资本积累，并惠及其就业选择和婚姻匹配，提升其长期收入水平。

表5 个体资本禀赋对父母外出务工影响子女收入的中介效应

	个人人力资本			个人社会资本				
	教育	配偶教育	健康	非农就业	配偶非农就业	外县居住	农业户口	婚姻状况
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A. 父亲外出								
总效应	1.610*** (0.358)	1.631*** (0.477)	1.626*** (0.361)	1.616*** (0.391)	1.883*** (0.516)	1.627*** (0.365)	1.635*** (0.362)	1.610*** (0.358)
直接效应(父亲 外出经历)	0.076 (0.050)	-0.155 (0.417)	-0.005 (0.094)	0.093** (0.046)	0.155*** (0.049)	0.092 (0.075)	-0.068 (0.173)	0.260*** (0.057)
间接效应(各机制)	1.534*** (0.523)	1.668** (0.829)	1.780 (2.573)	1.497*** (0.499)	1.699*** (0.604)	1.532* (0.853)	1.700 (1.191)	1.350** (0.614)
样本量	8 473	6 781	8 468	7 848	6 346	8 239	8 421	8 473
Panel B. 母亲外出								
总效应	14.09 (12.15)	17.22 (20.10)	14.46 (12.73)	36.32 (77.29)	8.226 (6.050)	13.40 (11.07)	12.91 (10.15)	14.09 (12.15)
直接效应(母亲 外出经历)	0.039 (0.046)	-0.335 (0.730)	0.0191 (0.069)	0.030 (0.047)	0.082* (0.048)	-0.034 (0.091)	0.097 (0.112)	0.007 (0.083)
间接效应(各机制)	14.05 (12.65)	16.17 (20.09)	14.80 (33.09)	27.84 (59.73)	8.873 (6.786)	13.42 (12.67)	12.79 (12.95)	14.09 (14.17)
样本量	8 618	6 888	8 614	7 982	6 419	8 386	8 565	8 618
Panel C. 父母均外出								
总效应	8.864*** (2.818)	7.930*** (3.010)	8.907*** (2.830)	10.13*** (3.832)	7.462*** (2.554)	8.549*** (2.651)	8.435*** (2.515)	8.864*** (2.818)
直接效应(父母 均外出经历)	0.094 (0.099)	-0.463 (1.124)	-0.004 (0.174)	0.212** (0.105)	0.193* (0.103)	-0.0497 (0.197)	-0.135 (0.359)	0.269 (0.176)
间接效应(各机制)	8.770** (3.497)	8.081* (4.334)	9.370 (16.63)	9.886** (4.286)	7.209** (2.938)	8.585* (4.663)	8.556 (6.111)	8.594* (4.632)
样本量	8 915	7 121	8 910	8 253	6 651	8 669	8 858	8 915
Panel D. 父母至少1人外出								
总效应	2.348*** (0.547)	2.708*** (0.823)	2.378*** (0.555)	2.584*** (0.678)	2.905*** (0.889)	2.386*** (0.565)	2.372*** (0.553)	2.348*** (0.547)
直接效应(父母至 少1人外出经历)	0.052 (0.040)	-0.356 (0.755)	-0.013 (0.069)	0.051 (0.038)	0.111*** (0.039)	0.045 (0.066)	0.006 (0.117)	0.153*** (0.049)
间接效应(各机制)	2.296*** (0.772)	2.736** (1.314)	2.734 (5.136)	2.447*** (0.837)	2.775*** (1.055)	2.338* (1.209)	2.362 (1.666)	2.195** (1.059)
样本量	8 915	7 121	8 910	8 253	6 651	8 669	8 858	8 915

注:表中被解释变量为子女收入,与基准回归一致。表中第(1)、(2)列机制变量分别为子女及其配偶受教育程度(单位:年)。第(3)列机制变量表示个体健康水平(1-5),取值越小代表健康水平越高。第(4)、(5)列机制变量分别表示子女及其配偶是否是非农部门就业,是=1,否=0。第(6)、(7)列机制变量分别表示是否在外县居住和是否为农业户口,是=1,否=0。第(8)列机制变量表示个体婚姻状态,已婚=1,未婚=0。

六、异质性分析

早期经历影响研究注重区分个体不同成长阶段遭遇事件冲击影响的差异性 (Currie and Almond, 2011; Cui et al., 2020)。对本文而言,一方面,子女在不同成长阶段对父母的陪伴照料需求是不同的,需要考虑特定阶段父母外出务工造成陪伴缺失带来的负面效应。另一方面,父母外出务工带来的经济条件改善和思想观念冲击有可能影响对子女的教育投资决策,而这也受到具体成长阶段的影响。具体而言,本文参照 Cui et al. (2020) 将子女成长阶段划分为 0—5 岁、6—12 岁、13—17 岁三个区间,分别计算子女在该年龄范围内经历过父母外出的时长比例。在此基础上,开展基于子女性别、家庭结构、母亲受教育程度以及地区经济水平等不同维度的异质性检验。

附录 I 表 A2 结果显示,母亲于子女 0—5 岁期间外出对其长期收入水平具有显著的负向影响,这一结果与一系列研究儿童早期成长环境长期影响的文献结论相一致 (Currie and Almond, 2011)。从受影响的群组特征来看,主要是同性别子女、非独生子女以及受教育水平较低和经济落后地区的子女受到母亲于婴幼儿时期外出务工带来的福利损失,这可能与上述群体更为缺乏应对负面冲击的手段有关,譬如家庭资源有限、教养方式落后等。与之相对,父亲于子女 0—5 岁期间外出务工则未显现出这种负向影响。如上文所提出的解释,儿童成长过程对母亲照料的需求远高于父亲,母亲陪伴监督缺位不可避免地引发长期福利损失。此外,父母外出务工对子女长期收入的促进作用主要体现在子女 6—12 岁阶段外出。这可能是由于避开了婴幼儿早期和初高中升学等敏感阶段,该时期父母外出务工带来的经济条件改善和思想观念更新更有利于对子女进行人力资本投资,比如初高中择校、高考升学选择等。

七、结论与启示

本文从长期影响研究的角度扩展了早期父母外出务工经历对子代福利影响的相关文献。如同 Currie and Almond (2011) 所指出,尽管儿童早期经历负面事件可能会造成永久性损害,但这种损害通常可以获得补救。除了幼儿早期干预项目 (Cunha and Heckman, 2008), 实施家庭收入计划也不失为一种解决问题的思路 (Akee et al., 2018), 而家庭成员外出务工恰是重要的改善家庭经济社会状况的方式之一。本文研究发现,尽管母亲在子女 0—5 岁外出务工具有负面影响,但总体来看,父亲外出务工带来家庭经济社会状况改善,通过物质财富转移、人力资本投资和社会资本补偿的方式,促进子女人力资本和社会资本积累,从而提升子女长期福利水平。这或许是对上述所言“补救”的另一种诠释。

从社会发展的角度来看,农村居民外出务工对子女长期社会福利的改善,在中国经济社会转型过程中发挥着增强社会流动性的重要作用,无疑有利于促进经济增长。在增强社会流动性、推进实现中国式现代化的进程中,除了通过教育实现个人阶层的跃升,同

样也不应忽视更为多元和深刻的增强社会经济流动性的路径和努力,否则我们将丧失与社会固化斗争、让生活变得更美好的其他可能性。

为了更好地发挥农村居民外出务工促进社会流动的作用,最终实现共同富裕,我们需要为农村劳动力流动创造更为友好的社会环境,比如:在人口流出地应着力提升乡村教育发展质量,加大教育部门和学校对留守儿童的关爱保护力度,并为其提供高质量的教育支持;进一步的,在人口流入地要努力消除附加在户口上的社会福利和保障制度的不平等,着力提高流动家庭的社会融合能力,扫除中国留守和流动儿童问题形成的体制性障碍。

参 考 文 献

- [1] Akee, R., W. Copeland, E. J. Costello, and E. Simeonova, "How Does Household Income Affect Child Personality Traits and Behaviors?", *American Economic Review*, 2018, 108 (3), 775-827.
- [2] Antman, F. M., "The Intergenerational Effects of Paternal Migration on Schooling and Work: What Can We Learn from Children's Time Allocations?", *Journal of Development Economics*, 2011, 96 (2), 200-208.
- [3] Atanasov, V., and B. Black, "The Trouble with Instruments: The Need for Pretreatment Balance in Shock-based Instrumental Variable Designs", *Management Science*, 2021, 67 (2), 1270-1302.
- [4] Becker, G. S., and N. Tomes, "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, 1986, 4 (3), S1-39.
- [5] 蔡昉、白南生主编,《中国转轨时期劳动力流动》。北京:社会科学文献出版社,2006年。
- [6] Card, D., "The Causal Effect of Education on Earnings", In: Ashenfelter, O. and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Edition 1, Volume 3, Chapter 30, 1999, 1801-1863. Amsterdam: Elsevier.
- [7] 陈琳、袁志刚,“授之以鱼不如授之以渔?——财富资本、社会资本、人力资本与中国代际收入流动”,《复旦学报(社会科学版)》,2012年第4期,第99—113页。
- [8] Chen, Y., and L. Zhou, "The Long Term Health and Economic Consequences of 1959-1961 Famine in China", *Journal of Health Economics*, 2007, 26 (4), 659-681.
- [9] Cui, H. X., J. P. Smith, and Y. H. Zhao, "Early-life Deprivation and Health Outcomes in Adulthood: Evidence from Childhood Hunger Episodes of Middle-aged and Elderly Chinese", *Journal of Development Economics*, 2020, 143 (C), 102417.
- [10] Cunha, F., and J. J. Heckman, "Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Non-cognitive Skill Formation", *Journal of Human Resources*, 2008, 43 (4), 738-782.
- [11] Cunha, F., J. J. Heckman, L. J. Lochner, and D. V. Masterov, "Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation", In: Hanushek, E. A., and F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, 2006, Edition 1, Volume 1, Chapter 12, 697-812. Amsterdam: Elsevier.
- [12] Currie, J., and D. Almond, "Human Capital Development Before Age Five", In: Ashenfelter, O. and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 2011, Edition 1, Volume 4, Chapter 15, 1315-1486. Amsterdam: Elsevier.
- [13] Derenoncourt, E., "Can You Move to Opportunity? Evidence from the Great Migration", *American Economic Review*, 2022, 112 (2), 369-408.
- [14] Dippel, C., A. Ferrara, and S. Heblich, "Causal Mediation Analysis in Instrumental-Variables Regressions", *The Stata Journal*, 2020, 20 (3), 613-626.

- [15] Fatimah, A. M., and C. Kofol, "Migrating for Children's Better Future: Intergenerational Mobility of Internal Migrants' Children in Indonesia", *Journal of Asian Economics*, 2023 (86), 101618.
- [16] 郭士祺、梁平汉, "社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究", 《经济研究》, 2014年第12期, 第116—131页。
- [17] Heckman, J. J., R. Pinto, and P. Savelyev, "Understanding the Mechanisms through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes", *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2052-2086.
- [18] Imbert, C., M. Seror, Y. Zhang, and Y. Zylberberg, "Migrants and Firms: Evidence from China", *American Economic Review*, 2022, 112 (6), 1885-1914.
- [19] 李强、臧文斌, "父母外出对留守儿童健康的影响", 《经济学》(季刊), 2010年第10卷第1期, 第341—360页。
- [20] 李云森, "自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究", 《经济学》(季刊), 2013年第12卷第3期, 第1027—1050页。
- [21] Liang, Z., and F. N. Sun, "The Lasting Impact of Parental Migration on Children's Education and Health Outcomes: The Case of China", *Demographic Research*, 2020, 43 (9), 217-244.
- [22] Liu, J. B., X. D. Zheng, M. Parker, and X. M. Fang, "Childhood Left-Behind Experience and Employment Quality of New-Generation Migrants in China", *Population Research and Policy Review*, 2020, 39 (4), 691-718.
- [23] 陆铭, "玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化", 《南方经济》, 2011年第6期, 第23—37页。
- [24] Lu, Y., "Education of Children Left Behind in Rural China", *Journal of Marriage and Family*, 2012, 74 (2), 328-341.
- [25] Meng, X., and C. Yamauchi, "Children of Migrants: The Cumulative Impact of Parental Migration on Children's Education and Health Outcomes in China", *Demography*, 2017, 54 (5), 1677-1714.
- [26] Nunn, N., and N. Qian, "US Food Aid and Civil Conflict", *American Economic Review*, 2014, 104 (6), 1630-66.
- [27] Pajaron, M., C. T. Latinazo, and E. G. Trinidad, "The Children Are Alright: Revisiting the Impact of Parental Migration in the Philippines", *GLO Discussion Paper Series*, 2020, No. 507.
- [28] Rotter, J. B., "General Expectancies for Internal versus External Control of Reinforcement", *Psychological Monographs: General and Applied*, 1966, 80 (1), 1-28.
- [29] 孙文凯、王乙杰, "父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察", 《经济学》(季刊), 2016年第15卷第3期, 第963—988页。
- [30] Wooldridge, J., "Control Function Methods in Applied Econometrics", *Journal of Human Resources*, 2015, 50 (2), 420-445.
- [31] Yang, D., "International Migration, Remittances and Household Investment: Evidence from Philippine Migrants' Exchange Rate Shocks", *Economic Journal*, 2008, 118 (528), 591-630.
- [32] Zhang, H. L., J. R. Behrman, C. S. Fan, X. D. Wei, and J. S. Zhang, "Does Parental Absence Reduce Cognitive Achievements? Evidence from Rural China", *Journal of Development Economics*, 2014, 111 (C), 181-195.
- [33] 赵剑治、陆铭, "关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析", 《经济学》(季刊), 2010年第9卷第10期, 第363—390页。

The Long-Term Impact of Early Childhood Exposure to Parental Out-Migration for Work on Adult Income

HU Qian LIANG Yinhe*

(Central University of Finance and Economics)

QIN Xuezheng

(Peking University)

Abstract: We attempt to examine the long-term impact of exposure to parental out-migration for work in early life on a person's adult income using data from the 2014 (Life History Survey) and 2018 waves of the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS). The results show that early exposure to parental out-migration significantly increases a person's adult income levels, with the influence of fathers being more pronounced than that of mothers. This positive effect can be attributed to both improvements in households' socio-economic statuses and the increased accumulation of children's human capital. Specifically, exposure to parental out-migration during ages 6-12 has the most significant positive impact. However, exposure to maternal out-migration under age six inevitably leads to long-term welfare losses, partially offsetting its overall improving effect on adult income.

Keywords: rural-urban migration; early childhood experience; long-term impact

JEL Classification: J01, O15, D10

* Corresponding Author: LIANG Yinhe, Central University of Finance and Economics, Changping District, Beijing 102206, China; Tel: 86-18701012850; E-mail: liangyinhe@yeah.net.