

搬迁扶贫对代际流动的长期影响

卢冲 张吉鹏*

摘要: 本文基于 1994 年的一个准自然实验和跨长时期的追溯数据, 分析了搬迁扶贫对代际流动的长期影响。我们发现, 搬迁加速了代际流动; 提高了中低收入阶层代际向上流动的概率和收入排序; 促进了高收入阶层代际向下流动; 对于中等收入群体的影响呈现向上和向下的两级分化。搬迁扶贫对女性和迁移距离较远的中低收入群体的影响更大。搬迁导致的人力资本和社会资本变化是影响代际流动的重要机制。

关键词: 搬迁扶贫; 代际流动; 共同富裕

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.02

一、引言

消除贫困和阶层差异, 逐步实现共同富裕是社会主义的本质要求; 大量贫困人口的存在和代际流动性下降¹不利于国家发展和长治久安。2015 年, 《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》提出, 通过易地扶贫搬迁等方式到 2020 年让 7 000 多万贫困人口摆脱贫困。2001—2015 年, 我国累计搬迁贫困人口 680 多万人; 2016—2020 年, 计划将通过易地扶贫搬迁实现中西部地区约 1 000 万贫困人口脱贫 (国家发展改革委, 2016)。搬迁扶贫已成为推动贫困人口发展, 跨越代际贫困陷阱, 增强代际流动, 实现共同富裕的重要途径之一。然而, 关于搬迁扶贫对代际收入流动的长期影响及作用机制的研究甚少。

《国家八七扶贫攻坚计划 (1994—2000 年)》明确将搬迁扶贫作为消除贫困的主要途径。本文基于这一时期山东省博山区实施的搬迁扶贫项目, 研究家庭整体搬迁对代际收入流动的长期影响及作用机制。1994 年, 博山区政府将 19 个贫困村搬迁合并到距离博山区市中心附近工业发展水平较高的村。在研究设计上, 本文选择了另外 19 个社会经济与自然环境相近的非搬迁村作为参照组。搬迁前, 搬迁村和非搬迁村在家庭的主要人

* 卢冲, 西南财经大学社会发展研究院; 张吉鹏, 山东大学经济学院。通信作者及地址: 张吉鹏, 山东省济南市洪家楼 5 号, 250100; 电话: (0531) 88364625; E-mail: jipengzhang@sdu.edu.cn。作者感谢战略等的助研工作; 感谢边宁、陈刚、丁德新、贺连春、何青、李玉峰、刘维一、刘雨涵、曲继超、王俊法、张莹、张冰、淄博市各级政府工作人员, 中国家庭金融调查与研究中心和所有受访者在调研中给予的帮助; 感谢樊漪、傅十和、甘犁、马祥、Maxwell Pak、司睿超、许冰、易君健以及众多会议和讲座参加者对该研究的有益评论; 特别感谢两位审稿人的建设性建议。本研究受到国家自然科学基金面上项目 (72173098)、招商局慈善基金会、中国人口福利基金会、上海交通大学联合发起的青年学者资助计划之“何为而治——中国当代社会治理研究”项目资助。文责自负。

¹ 2015 年的《中国农村贫困监测报告》显示, 我国农村贫困人口规模达到 7 017 万人。Yuan (2017) 的研究显示, 中国的代际流动水平显著低于其他发达国家。Fan et al. (2021) 发现, 我国 20 世纪 80 年代出生组的代际流动水平显著低于 70 年代出生组。

口和经济特征上无显著差异。并且,该搬迁是政府针对村庄层面设计的,对于家庭而言是外生冲击,其无法选择是否成为搬迁对象,所以这种搬迁是一种准自然实验。

本文研究的搬迁扶贫项目跟过去和近年来中国其他地区的搬迁有共同特征,为研究搬迁扶贫对代际流动的长期影响提供了一个有一般意义和可比性的准自然实验。为了检验本文数据与全国情况的差异,我们与更具代表性的微观调查数据(2014年的CLDS和CHARLS数据)进行了比较,发现本文样本有一定的代表性,不属于特别偏离总体分布的群体。但是,父母的总体收入偏低,因为搬迁村分布在贫困地区。

搬迁扶贫不是中国的独有现象,世界各国包括发达国家实施了各种类型的搬迁扶贫项目。其中,在政府资助下,将贫困地区的人口迁移到较发达地区的项目是较为重要的一种。这种搬迁扶贫的方式能否减缓贫困,其与代际流动的作用关系,仍需要更多的实践证据,特别是来自发展中国家的经验证据。已有研究主要关注的是搬迁扶贫的短期效应,对于长期影响及其与代际流动之间作用关系的探讨较少,相关的机制研究更少。本文为面向机会的迁移(moving to opportunity)这一研究领域提供了来自中国的经验证据和理论参考。中国实施搬迁扶贫的另外一个独特之处是中国模式多为农村往城镇搬迁,而不是城市或者农村社区之间的搬迁,这是对现有国际研究的有益补充。

关于中国代际流动的测算差异较大,代际收入弹性在0.27到0.67之间(孙三百等,2012;杨沫和王岩,2020)。研究数据主要集中在CGSS、CHNS和CLDS等(王伟同等,2019;阳义南和连玉君,2015;Fan et al., 2021)。而本文的数据优势来自搬迁扶贫的自然实验,历史档案和长时期的追溯数据,可以为研究搬迁群体和未搬迁群体代际收入流动,以及搬迁扶贫对代际收入流动的因果关系和基础分析提供重要的案例和基础数据。

家庭化迁移经历会使得子代努力程度提升,获得更高的人力资本从而改善代际流动(宋旭光和何佳佳,2019)。孙三百等(2012)发现,教育强化了人口迁移和社会网络对迁移群体代际收入流动的正向影响。滕祥河等(2020)的研究显示,三峡库区的非自愿性家庭化迁移提高了子女的代际职业流动水平。不同于上述研究,本文发现搬迁扶贫提高了中低收入阶层中搬迁家庭子女代际收入流动水平;与男性相比,中低收入阶层的搬迁家庭中女性受到搬迁扶贫的影响更大;高收入阶层的搬迁家庭受到显著的负向影响;搬迁对原有社会资本和人力资本积累带来的冲击,可能是导致搬迁扶贫对子女代际流动产生影响的重要途径。

本研究在方法上更接近Chetty and Hendren(2018)用长期微观数据分析迁移与子女发展和代际流动的因果关系。他们发现,与原社区的孩子相比,迁移家庭在新社区居住时间每增加1年子女成年后的收入增加4%。Chetty et al.(2016)对美国1994年实施的住房券项目的研究发现,随机将贫困家庭搬迁到贫困程度较低的社区居住,其年龄低于13岁的子女成年后将获得更好的就业和更高的收入。Bergman et al.(2019)发现,搬迁家庭子女实现向上流动的比例比未搬迁家庭高出1.6%。类似地,本文发现搬迁扶贫使得中低收入阶层子女代际向上流动概率增加2.1%;与男性相比,搬迁扶贫使得中低收入阶层中女性子女代际向上流动概率增加6%。并且,迁移距离越远,搬迁扶贫对中低收入阶层子女代际向上流动的正向作用越大。然而,搬迁扶贫使得高收入阶层子女代际向上流动概率降低8.7%,代际收入排序差值降低9.279。

本文的政策含义在于搬迁扶贫家庭的长期发展和代际流动两个方面。在我们对贵州等地的考察中,发现地方政府对于搬迁扶贫的长期稳定发展有很多顾虑,缺乏有效的政策指导。本文对搬迁扶贫长期影响的研究可以为当前的扶贫实践和搬迁后移民的长期发展提供有意义的借鉴,对巩固扶贫成果的长效机制建设有重要的参考意义。此外,本文也对代际流动的相关问题及其与搬迁和移民的关系提供了有益的思考。

本文剩余部分安排如下:第二部分介绍搬迁扶贫项目;第三部分是数据和方法;第四部分是描述和实证结果;第五部分是机制分析;最后是总结。

二、项目背景

博山区位于山东省中部山区,辖6个镇、3个街道。2019年,博山区生产总值226.96亿元。从20世纪80年代开始,博山区城区和城郊村镇的陶瓷、机电泵业和玻璃制品等产业迅速发展,工业总产值不断提高,村镇企业蓬勃发展。城区和城郊村镇经济飞速发展的同时,逐渐面临着劳动力短缺的问题。与此同时,博山区的李家乡、池上乡、石门乡等偏远山区却陷入人多地少、就业不足、收入水平低的困境。1992年,博山区政府开始探索农村剩余劳动力转移与农村开发式扶贫相结合的搬迁扶贫方式。1994年,博山区政府将距离区政府较远的李家和池上等乡镇和距离县城较近但是地理条件较差的石门乡的19个村庄整村搬迁到距离县城较近且经济较发达的白塔镇、域城镇和八陡镇。

从搬迁村和未搬迁村的空间分布来看,搬迁村和非搬迁村主要位于博山区的西北部和东南部地区。1995—1997年,搬迁乡镇工业总产值大约在3976万—7299万元,村办/乡镇企业数约8—22家,农民人均纯收入约1850—2837元。而接收乡镇(街道)工业总产值约12898万—252100万元,村办/乡镇企业数71—199家,农民人均纯收入约2671—4627元。总体上,搬迁村具有户数少、距离远、人均收入低等特征。其中,搬迁村平均户数为57户,距离博山区城区约38千米,人均收入864元,户均耕地面积约0.9亩,平均每村拥有中学及以下学生33人,平均每村拥有民办教师不足1人。²

博山区实施的搬迁扶贫项目通过将贫困地区人口从农村向城区和近郊的经济发达地区转移,从第一产业向第二、三产业转移,突出以劳务转移为核心,对农村剩余劳动力进行劳务输出,将贫困山区脱贫与产业发展相结合。这种模式跟近年来我国大规模推进的易地扶贫搬迁项目有相似之处,本文的研究对于这些项目的长期发展有一般意义。

三、数据与方法

(一)数据来源和基本特征

本文的数据收集分为两个阶段:第一阶段是2019年春节前后进行的田野调查和预调研:①访问了1994年博山项目的组织和执行者(包括当时的主管区委书记、项目负责人和各乡镇村的项目实施负责人),详细了解搬迁项目的实施过程;②搜集了项目相关的所有档案文件和统计数据;③走访且预调查约200个家庭,为后期的正式调查积累

² 数据来源于《博山年鉴(1986—1997)》和搬迁项目的档案资料。

经验。第二阶段的正式数据收集依托2019年中国家庭金融调查的统一组织协调，于2019年上半年，共访问1010户，有效数据（排除缺失和错误）990份（有效率98%）。在实施上，首先通过地方政府的协助跟村委会接洽获取村庄的家庭名单，剔除1994年以后通过婚姻等落户的村民，纳入将户口迁出的村民，最终获得1994年搬迁前各村的个体名单。然后根据修正后的名单依次对家中1974—1994年出生的本人或父母进行面访，无法面访的样本通过电话和微信以问卷星电子问卷进行远程调查。调查内容主要包括子女性别、年龄、教育史、工作史等。统计显示，平均每份问卷填写完成的时间大约为24分钟，填写完成问卷时间的中位数为22分钟。最终，搬迁村有效被访户427户，未搬迁村有效被访户563户。

表1汇报了变量的基本统计结果。样本中男性占比53.3%，平均年龄约34岁，平均文化程度大约为高中；非农户口占比较小，约为15.8%；自评健康水平较好，就业率较高；结婚率达84.8%；父母的平均年龄约60岁，平均文化程度为小学。

表1 变量基本情况

| 变量 | 赋值和单位 | 样本数 | 均值 | 标准差 |
|------------|-----------------------------|-----|-------|-------|
| 性别 | 男性=1；女性=0 | 990 | 0.533 | 0.499 |
| 年龄 | 年 | 990 | 33.8 | 5.5 |
| 文化程度 | 年 | 990 | 11.9 | 3.3 |
| 户口类型 | 非农户口=1；农业户口=0 | 990 | 0.158 | 0.365 |
| 健康状况 | 比较差=1；较差=2；一般=3；比较好=4；非常好=5 | 990 | 4.4 | 0.9 |
| 婚姻状况 | 已婚=1；其他=0 | 990 | 0.848 | 0.358 |
| 家庭人数 | 共同居住的家庭人数（人） | 990 | 3.6 | 1.3 |
| 工作经历 | 从事过6个月以上工作的数量（份） | 990 | 1.8 | 0.9 |
| 2014年子女月收入 | 元 | 990 | 2672 | 2772 |
| 1993年父母月收入 | 元 | 990 | 606 | 725 |
| 父母平均年龄 | 岁 | 990 | 61 | 6 |
| 父母平均文化程度 | 年 | 990 | 6 | 3 |
| 代际向上流动 | 子女收入排序大于父母收入排序=1，否=0 | 990 | 0.481 | 0.5 |
| 代际流动绝对值 | 子女收入排序与父母收入排序差值 | 990 | 0.062 | 36.1 |
| 村庄农户数 | 户 | 990 | 116 | 64 |
| 村庄到城区距离 | 千米 | 990 | 37 | 11 |
| 人均年收入 | 元 | 990 | 1053 | 262 |
| 人均耕地面积 | 亩 | 990 | 375 | 252 |

注：收入通过CPI平减，调整为2018年水平。

尽管搬迁村的选择并不是随机的，但是，对于家庭而言是无法影响其所在村是否成为搬迁村的。因此，是否成为搬迁村对于家庭而言是一种外生冲击。并且，单个家庭由于户籍等因素的影响几乎无法使自己的家庭迁入搬迁村而获得搬迁资格。本文首先对实验组和参照组中子女和父母的基本特征进行平衡性检验，即检验两个群体是否无显著的系统性差异。

Lagakos et al. (2018) 发现, 移民群体中收入百分位排序从最低增加到最高时, 乡城移民的正向效应从 1.5% 降低到 0.1%。Chetty et al. (2014) 对美国绝对代际流动水平的测算是通过对父母收入分布在 25 分位数上其子女收入平均排名的测度而获得的。中国扶贫政策落地时贫困村中的精英群体和普通群体的福利收益也存在差异性。本文认为对于贫困群体中不同收入百分位排序的子群体而言, 搬迁扶贫对其长期影响可能存在差异性。鉴于此, 本文将样本分为两组: 家庭收入百分位数排序在 75 分位数以下为一组, 即中低收入阶层; 家庭收入百分位数排序在 75 分位数及以上为另一组, 即高收入阶层。

本文分别基于样本整体、中低收入阶层和高收入阶层对实验组和参照组的平衡性进行检验。发现, 除村庄特征外, 搬迁时样本整体、中低收入阶层和高收入阶层中实验组和参照组在性别、年龄、户口类型等方面都不存在系统性差异(限于篇幅, 未展示)。

(二) 实证方法

首先, 本文将对代际收入流动水平进行测度。代际收入流动的测算方法, 主要分为绝对代际收入流动和相对代际收入流动两类。绝对代际收入流动包括绝对代际收入流动率和代际转换矩阵; 相对代际收入流动包括代际收入弹性、代际收入相关性和代际收入排序。

(1) 绝对代际收入流动率 (absolute intergenerational mobility, AIM) 是直接衡量代际流动水平的指标之一 (Chetty et al., 2017)。通常, 对子女代际收入流动水平测算时, 较为直接的一种判断就是将子女收入与父母收入直接进行对比 (式 (1))。具体地, 使用 $type$ 表示实验组、参照组和全样本, A_{type} 表示子女收入高于 (或等于) 父母收入的比例。其中, N_{type} 表示实验组、参照组或全样本中子女的数量; $Child_{type,i}$ 和 $Parent_{type,i}$ 表示实验组、参照组或全样本中子女和父母的收入。

$$A_{type} = \frac{1}{N_{type}} \sum_i 1 \{Child_{type,i} > Parent_{type,i}\} \quad (1)$$

(2) 已有研究 (Connolly et al., 2019; Fan et al., 2021) 普遍发现, 高收入父母的收入与其子女的收入间呈现非线性关系。代际转换矩阵 (intergenerational transition matrix, ITM) 可以直观且精准地测算出这种非线性关系的代际收入流动水平 (Nybom and Stuhler, 2016)。具体地, 通过依次计算父母收入阶层中最低阶层 (Q1) 的子女成年后收入在中下阶层 (Q2)、中等阶层 (Q3)、中高阶层 (Q4) 和最高阶层 (Q5) 的概率, 进而得到代际转换矩阵。

(3) 代际收入弹性 (intergenerational income elasticity, IGE) 是最常用和最经典的测算代际流动的方法。Becker and Tomes (1986) 最早提出通过线性方程计算子女和父母收入的对数关系来测算代际流动水平。Solon (1992) 对该方法测算代际流动水平的偏误进行了讨论和改进。具体地, $\ln Child_{type,i}$ 和 $\ln Parent_{type,i}$ 分别表示子女和父母收入的对数; 系数 β 表示子女收入变动对父母收入变动的反应程度, 即代际收入弹性。 β 越大则说明子女收入对父母收入的依赖程度越高, 即代际流动水平越低; 反之, β 越小则说明代际流动越高。

$$\ln Child_{type,i} = \alpha + \beta \ln Parent_{type,i} + \epsilon_i \quad (2)$$

(4) 代际收入相关系数 (intergenerational correlation, IGC)。由于代际收入弹性没有考虑到父代和子代对数收入离散程度的差异。具体地, 如果测算出实验组代际收入弹

性很低，这可能仅仅是因为子代对数收入的差异相对于父代而言较低所导致。鉴于此，本文进一步纳入父代和子代对数收入的标准差计算代际收入相关系数。其中， β 为式 (2) 中的代际收入弹性； $\frac{SD\{\log(\text{Parent_income}_i)\}}{SD\{\log(\text{Child_income}_i)\}}$ 为父代和子代对数收入标准差的比值。

$$IGC = \beta \times \frac{SD\{\log(\text{Parent_income}_i)\}}{SD\{\log(\text{Child_income}_i)\}}. \quad (3)$$

(5) 代际收入排序 (intergenerational rank, IGR)。尽管使用代际收入相关系数可以减少由于个体生命周期带来的偏差。但是，如果父代和子代对数收入是非线性关系，本文的估计结果仍然可能存在较大的偏差。参考 Chetty et al. (2014) 等人的研究，本文将父代和子代收入转换为 1 到 100 的排序，通过估计代际收入排序来反映实验组和参照组的代际流动水平。具体地， $\text{Rank_Child}_{type,i}$ 和 $\text{Rank_parent}_{type,i}$ 分别表示实验组（或参照组）被访子女和父母的收入百分位排序。 α_1 为代际收入排序相关系数。

$$\text{Rank_Child}_{type,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Rank_parent}_{type,i} + \xi_i. \quad (4)$$

其次，本文通过计算实验组和参照组中子女和父母收入排序差异的大小，得到实验组和参照组中个体的代际流动水平。子女代际流动水平的衡量分为两种：第一，是否实现代际向上流动，即通过子代和父代收入排序的比较，子代收入排序大于父代收入排序赋值为 1，反之赋值为 0；第二，代际收入流动值，即子代收入百分位排序与父代收入百分位排序的差值。

参照搬迁扶贫实验研究的一般方法 (Kling et al., 2007)，本文使用线性回归模型来研究博山区 1994 年搬迁扶贫对子女代际流动的影响（又称意向影响）。

$$y_i = \alpha + \beta^{ITT} \text{Exp}_i + \gamma X_i + \delta \text{Village}_i + \zeta_i, \quad (5)$$

其中， Exp 为被分配到实验组和参照组的指示变量， X 为一系列控制变量（如子女性别等）， Village_i 是一系列村庄特征变量， y_i 为子女代际流动水平。

由于不是每个搬迁村的家庭都会选择搬迁，因此，意向影响可能低估了搬迁扶贫的因果效应。依据 Imbens and Angrist (1994) 的研究，本文使用是否被选中为搬迁村的家庭作为工具变量，通过两阶段最小二乘法来估计获得搬迁资格且实际进行搬迁群体的实验效果 (Local Average Treatment Effect, LATE)。估计方程如下：

$$y_i = \alpha_L + \beta^{LATE} \text{TakeExp}_i + \gamma_L X_i + \delta_L \text{Village}_i + \zeta_i^L, \quad (6)$$

其中， TakeExp_i 为是否参与搬迁扶贫实验的指示变量， β^{LATE} 表示选中为搬迁村的村民且搬迁到贫困程度较低社区的因果效应。

四、描述分析和实证结果

(一) 代际流动基本特征：分组讨论

本文比较了实验组和参照组 75 分位数以下和 75 分位数及以上样本中子女收入排序超过父母收入排序 100%、110% 和 120% 的比例（限于篇幅，未展示）。结果显示，75 分位数以下群体中，实验组子女收入排序超过父母收入排序 100%、110% 和 120% 的比例都显著高于参照组。75 分位数及以上群体中，实验组子女收入排序超过父母收入排序 100%、110% 和 120% 的比例则显著低于参照组。

图1A显示,实验组中最低收入阶层(Q1)家庭的子女长大后停留在最低收入阶层(Q1)的比例显著低于参照组。同时,流入较高收入阶层(Q3)的概率显著高于参照组。但实验组中最低收入阶层(Q1)家庭的子女长大后流入最高收入阶层(Q5)的概率则低于参照组。这表明,搬迁扶贫提高了搬迁家庭子女跨越代际贫困陷阱、实现代际向上流动的概率。图1B显示,实验组中中等收入阶层(Q3)家庭的子女长大后流入最低收入阶层(Q1)和最高收入阶层(Q5)的比例都大于参照组。值得注意的是(图1C),对于高收入阶层的搬迁家庭,其子女代际向下流动的概率显著高于参照组。具体地,Q5阶层的实验组家庭其子女流入Q1或Q3阶层的比例都大于参照组。这间接地表明,搬迁扶贫对于高收入阶层的家庭而言,并未表现出显著的正向影响,甚至更多的搬迁家庭由较高的社会阶层流入较低阶层。

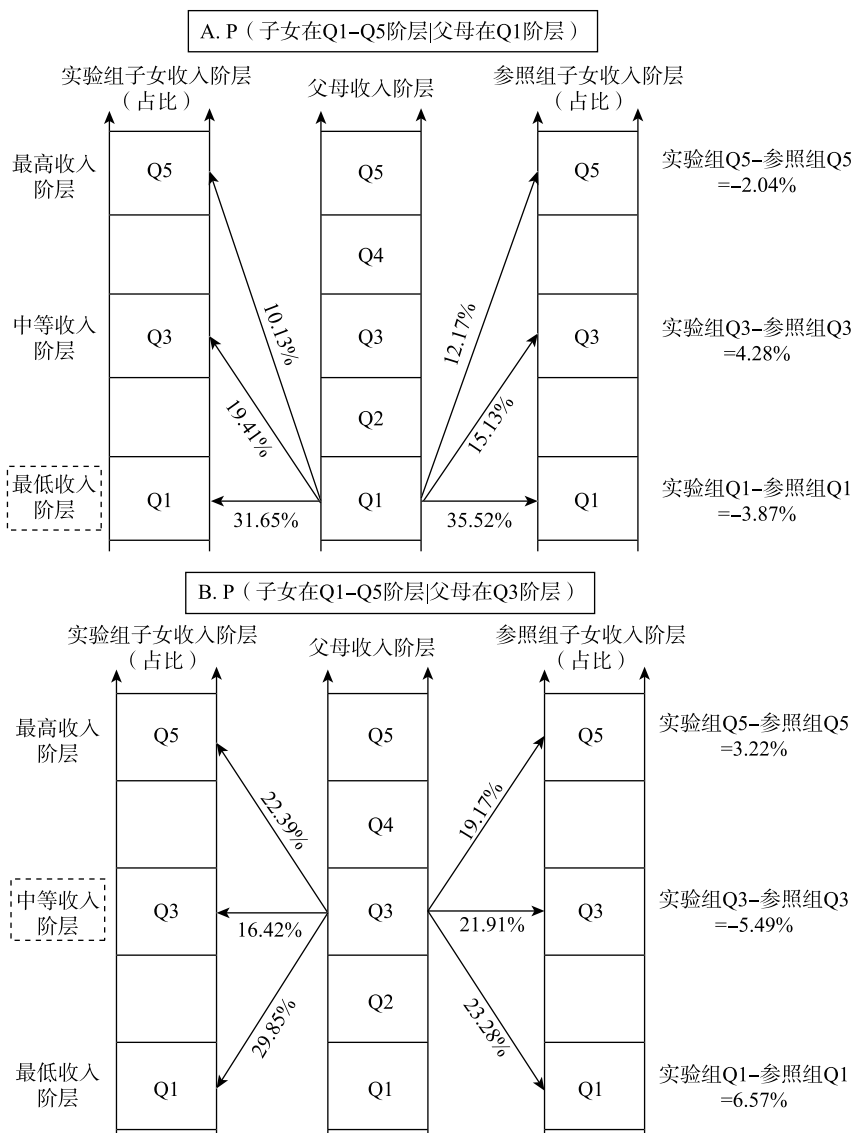


图1 代际流动概率

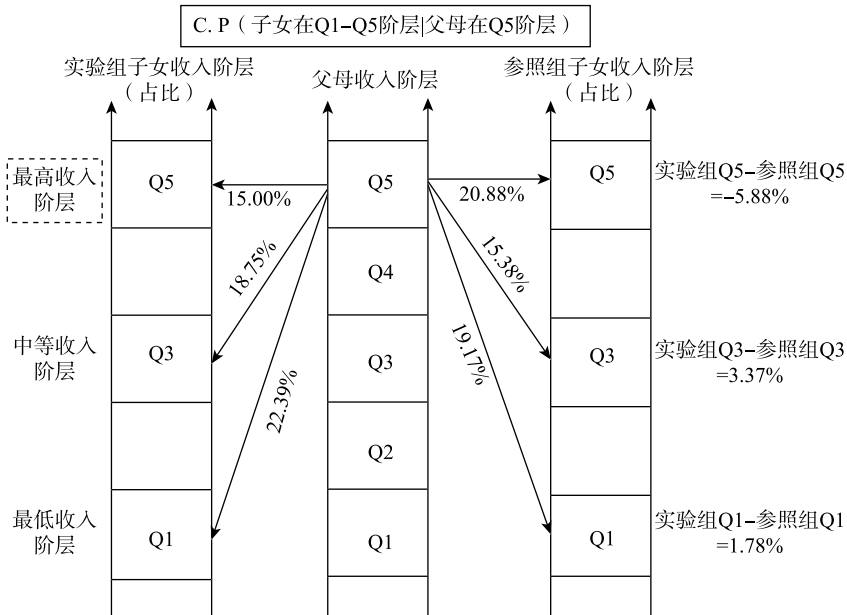


图 1 代际流动概率 (续)

表 2 报告了使用代际收入弹性、代际收入相关系数和代际收入排序三种方法对实验组、参照组和全样本代际流动水平的测算结果。列 (1) 至列 (2) 是使用代际收入弹性方法在未加入控制变量和加入控制变量情况下, 测算出的实验组代际收入弹性系数。平均来看, 实验组中父母收入提高 1%, 其子女的收入会提高 0.043%。类似的, 列 (3) 至列 (4) 报告的是参照组代际收入弹性系数。平均来看, 父母收入提高 1%, 其子女收入将提高 0.148%。可见, 实验组的代际收入弹性显著小于参照组。列 (5) 报告了加入控制变量后, 全样本的代际收入弹性。平均来看, 父母收入提高 1%, 其子女收入会提高 0.135%。

列 (6) 至列 (10) 报告了使用代际收入相关系数方法的测算结果。与代际收入弹性的结果相似, 父母收入提高 1%, 实验组和参照组的子女收入分别提高 0.05% 和 0.175%。列 (11) 至列 (15) 报告了使用代际收入排序方法的测算结果。可以发现, 代际收入排序的测算结果与代际收入弹性的测算结果也较为相似。总结来看, 搬迁家庭的代际流动水平高于非搬迁家庭。这说明, 搬迁扶贫有利于提高迁移者的代际流动水平、缓解阶层固化。

尽管本文使用代际收入排序方法测算的结果显示 (列 (11) 至列 (15)), 加入控制变量后参照组和全样本的代际收入排序系数在 1% 统计水平上是显著的。但是, 使用代际收入弹性和收入相关系数两种方法所测算出来的实验组的代际收入弹性系数和相关系数并未通过 10% 的统计检验。并且, Solon (1992) 指出, 仅仅使用某一年份的收入来计算代际收入流动水平会导致估计出的代际收入流动水平偏小。本文主要使用 2014 年子女月收入和父母 1993 年月收入来计算样本的代际收入流动水平。鉴于此, 为了确保测算结果的稳健性。首先, 本文使用未取对数的收入对实验组和参照组代际收入流动水平进行测算 (限于篇幅, 未展示)。参考 Gong et al. (2012) 的做法, 本文使用父母的职业水平和教育水平作为父母收入的工具变量, 对参照组和实验组的代际收入流动水平进行

测算(限于篇幅,未展示)。比较而言,使用工具变量的计算结果大于表2的结果。但是,工具变量的计算结果也同样显示实验组的代际收入弹性系数和相关系数都显著低于参照组。

表2 代际收入流动水平测算结果

| 系数 | 代际收入弹性 | | | | |
|---------|-------------------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 实验组 | 实验组 | 参照组 | 参照组 | 全样本 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| β | 0.068 (0.046) | 0.043 (0.046) | 0.147*** (0.033) | 0.148*** (0.032) | 0.135*** (0.031) |
| 样本量 | 427 | 427 | 563 | 563 | 990 |
| R^2 | 0.007 | 0.118 | 0.029 | 0.162 | 0.136 |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 系数 | 代际收入相关系数 | | | | |
| | 实验组 | 实验组 | 参照组 | 参照组 | 全样本 |
| | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| β | 0.080 (0.054) | 0.050 (0.054) | 0.173*** (0.039) | 0.175*** (0.038) | 0.159*** (0.036) |
| 样本量 | 427 | 427 | 563 | 563 | 990 |
| R^2 | 0.007 | 0.118 | 0.029 | 0.162 | 0.136 |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 系数 | 代际收入排序 | | | | |
| | 实验组 | 实验组 | 参照组 | 参照组 | 全样本 |
| | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) |
| β | 0.093* (0.051) | 0.061 (0.049) | 0.220*** (0.044) | 0.193*** (0.043) | 0.191*** (0.042) |
| 样本量 | 427 | 427 | 563 | 563 | 990 |
| R^2 | 0.007 | 0.145 | 0.042 | 0.209 | 0.179 |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |

注:***、**和*表示系数在1%、5%和10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。控制变量主要包括子女性别等。全样本分析中还纳入了是否迁移与父代收入的交互项。

关于中国、其他发展中国家和发达国家代际收入流动的研究是非常丰富的。表3显示,中国的代际收入弹性系数大约在0.23到0.73之间。其他发展中国家,代际收入弹性大约在0.25到0.61之间。发达国家,代际收入弹性大约在0.14到0.48之间。比较而言,中国和其他发展中国家的代际收入弹性显著高于其他发达国家,即中国和其他发展中国家的代际流动水平较低,而发达国家的代际流动水平则相对较高。

表 3 不同国家代际收入流动比较

| 作者 | 国家 | 系数 | 作者 | 国家 | 系数 |
|---|----------|-------------|--------------------------|-----|-------------|
| 本文 | 中国 (IGE) | 0.339—0.619 | Nguyen and Nguyen (2020) | 越南 | 0.36 |
| | 中国 (IGC) | 0.400—0.730 | Hnatkovska et al. (2013) | 印度 | 0.61 |
| | 中国 (IGR) | 0.233—0.687 | Neidhöfer (2019) | 阿根廷 | 0.245—0.313 |
| Fan et al. (2021) | 中国 | 0.39—0.442 | Chetty et al. (2014) | 美国 | 0.33—0.36 |
| Yuan (2017) | 中国 | 0.682 | Lefranc et al. (2013) | 日本 | 0.35 |
| Guo and Min (2008); Gong et al. (2012) | 中国 | 0.32—0.63 | Murtazashvili (2015) | 瑞士 | 0.145—0.478 |
| Li et al. (2014) | 中国 | 0.615 | Kim (2017) | 韩国 | 0.144—0.334 |
| 孙三百等 (2012) | 中国 | 0.319 | Connolly et al. (2019) | 加拿大 | 0.310 |

注：除本文外，其余均为代际收入弹性系数；本文的结果是基于工具变量的测算结果。

(二) 搬迁对代际流动的影响：因果分析

表 4 报告了基于式 (5) 计算出的搬迁扶贫与代际流动因果关系的实证结果。模型 A 和模型 B 中，因变量为是否代际向上流动，模型 C 和模型 D 中，因变量为代际收入排序差值。其中，模型 A 和模型 C、模型 B 和模型 D 分别展示的是收入在 75 分位数以下和 75 分位数及以上样本的测算结果。列 (1)、(2) 和 (3) 分别是未加入控制变量、加入控制变量和使用 Bootstrapped 标准误的估计结果。平均来看，搬迁扶贫使得中低收入家庭代际向上流动概率增加 2.1%。然而，对于高收入搬迁家庭而言，搬迁并未促使其代际流动水平进一步提升。甚至，显著降低了其子女代际向上流动的概率。搬迁扶贫使得高收入阶层的搬迁家庭其代际向上流动概率降低 8.7%，代际收入排序差值降低 9.279。可见，博山的搬迁扶贫项目能够有效地阻断代际贫困，有利于促进搬迁家庭中最贫困家庭实现代际向上流动。

由于不是每个搬迁村的家庭都会选择搬迁，依据 Angrist et al. (1996) 和 Imbens and Angrist (1994) 的研究，本文使用是否被选中为搬迁村的家庭作为工具变量，基于式 (6) 估计了搬迁扶贫对实际搬迁群体的代际流动因果效应，其结果与表 4 基本一致（限于篇幅，未展示）。

表 4 基准分析

| 被解释变量 | 变量 | (1) | (2) | (3) |
|--------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | | 模型 A: <75 分位数 | | |
| | 实验组 vs. 控制组 | 0.028 (0.037) | 0.021 (0.038) | 0.021 (0.044) |
| 代际向上流动 | 样本数 | 691 | 691 | 691 |
| | R ² | 0.001 | 0.093 | 0.093 |
| | 控制变量 | 不控制 | 控制 | 控制 |
| | Bootstrapped 标准误 | 不控制 | 不控制 | 控制 |

(续表)

| 被解释变量 | 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 模型 B: ≥ 75 分位数 | | | | |
| 代际向上流动 | 实验组 vs. 控制组 | -0.091** (0.044) | -0.087** (0.044) | -0.087** (0.046) |
| | 样本数 | 288 | 288 | 288 |
| | R^2 | 0.013 | 0.103 | 0.103 |
| | 控制变量 | 不控制 | 控制 | 控制 |
| | Bootstrapped 标准误 | 不控制 | 不控制 | 控制 |
| | 模型 C: < 75 分位数 | | | |
| 代际收入排序差值 | 实验组 vs. 控制组 | -0.314 (2.390) | -0.757 (2.429) | -0.757 (2.462) |
| | 样本数 | 691 | 691 | 691 |
| | R^2 | 0.001 | 0.130 | 0.130 |
| | 控制变量 | 不控制 | 控制 | 控制 |
| | Bootstrapped 标准误 | 不控制 | 不控制 | 控制 |
| | 模型 D: ≥ 75 分位数 | | | |
| 代际收入排序差值 | 实验组 vs. 控制组 | -8.434** (3.457) | -9.279*** (3.294) | -9.279*** (3.337) |
| | 样本数 | 288 | 288 | 288 |
| | R^2 | 0.020 | 0.157 | 0.157 |
| | 控制变量 | 不控制 | 控制 | 控制 |
| | Bootstrapped 标准误 | 不控制 | 不控制 | 控制 |

注:***、**和*表示系数在1%、5%和10%的水平上显著。列(1)和列(2)的括号内为稳健标准误,下同。列(3)的括号内为Bootstrapped标准误。控制变量包括子女性别等;下同。第(1)–(3)列数值是通过父母1993年(搬迁前)收入与子女2014年收入估计得到的。模型A和模型C中“ < 75 分位数”是指父母收入排序在0–74分位数之间的样本。模型B和模型D中“ ≥ 75 分位数”是指父母收入排序在75–99分位数之间的样本。

(三) 稳健性检验

本文将从五个方面检验实证结果的稳健性。

第一,1994年博山区实施搬迁扶贫时,被选中为搬迁村的农户并不是都选择了搬迁。其中,有56户未搬迁,实际搬迁农户为371户。因此,表4中展示的结果可能低估了搬迁扶贫对代际流动的因果效应。鉴于此,本文将实际未搬迁的农户调整为参照组,重新对搬迁扶贫与代际流动的关系进行估计。表5中模型A显示,对于75分位数以下的样本搬迁扶贫对代际向上流动概率的系数为0.032。该系数大于没有将实验组中实际未搬迁样本剔除的估计结果(0.021)。可见,未考虑有农户未搬迁的问题时,会低估搬迁扶贫对代际流动的影响。

第二,1994年搬迁农户存在回迁到原来的村庄或者搬迁到别的地方居住的现象。Chetty and Hendren (2018)指出当家庭搬迁到较好的社区居住时,平均每年为居住地

子女的收入带来 4% 的正向效应。可见，居住在较好的社区的时间越长，搬迁家庭受到的累积正向效应越大。本文将有过回迁或迁移到别的地方居住的样本调整为参照组，重新对搬迁与代际流动的关系进行估计。模型 B 显示，对于 75 分位数以下的样本，剔除回迁家庭后是否实现代际向上流动的估计系数为 0.046。该系数大于剔除未搬迁农户的估计结果 (0.032)。对于 75 分位数及以上的样本，估计系数则与剔除实际未搬迁农户的估计结果相近。

第三，参考 Chetty et al. (2016) 和 Fan et al. (2021) 等的研究，本文纳入父母文化程度、1993 年村庄人数等特征变量进一步考察基准分析结果的稳健性。模型 C 显示，搬迁扶贫对子女代际向上流动和代际收入排序差值的估计系数与基准回归的结果基本一致。

第四，由于被选中为搬迁村的家庭在实际是否搬迁时具有自选择的特征，为了克服搬迁家庭自选择导致的估计偏差，本文进一步使用倾向得分匹配法中的核匹配对估计结果进行稳健性检验（限于篇幅，未展示）。具体地，模型 D 的第 (1) 至第 (4) 列汇报了使用核匹配的估计结果。总体上，估计系数与基准分析结果较为一致。

第五，我们的调查问卷对子女主观社会地位进行了询问，具体是“您觉得您的社会地位与您父亲相比，您的社会地位是？”“您觉得您的地位与您母亲相比，您的社会地位是？”其选项为：大大低于、低于、一样、高于和大大高于 5 类选项。模型 E 显示，对于 75 分位数以下的样本，搬迁扶贫对子女主观代际流动水平的影响为 0.086。这表明，搬迁扶贫能够提升中低收入阶层中搬迁家庭子女的主观代际流动水平。

表 5 稳健性分析

| | 代际向上流动 | | 代际收入排序差值 | |
|----------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|
| | <75 分位数 | ≥75 分位数 | <75 分位数 | ≥75 分位数 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 模型 A: 实际搬迁样本 | | | | |
| 实验组 vs. 控制组 | 0.032 (0.037) | -0.075 (0.046) | -0.406 (2.375) | -7.759** (3.349) |
| 样本量 | 691 | 288 | 691 | 288 |
| R ² | 0.094 | 0.099 | 0.130 | 0.149 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 模型 B: 调整回迁样本 | | | | |
| 实验组 vs. 控制组 | 0.046 (0.038) | -0.066 (0.047) | 0.834 (2.444) | -7.559** (3.494) |
| 样本量 | 691 | 288 | 691 | 288 |
| R ² | 0.095 | 0.097 | 0.130 | 0.148 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 模型 C: 纳入更多控制变量 | | | | |
| 实验组 vs. 控制组 | -0.022 (0.057) | -0.080 (0.061) | 0.632 (3.448) | -8.087* (4.785) |

(续表)

| | 代际向上流动 | | 代际收入排序差值 | |
|----------------|---------|----------|----------|------------|
| | <75分位数 | ≥75分位数 | <75分位数 | ≥75分位数 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 样本量 | 691 | 288 | 691 | 288 |
| R ² | 0.131 | 0.155 | 0.166 | 0.198 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 模型 D: 倾向得分匹配法 | | | | |
| 实验组 vs. 控制组 | 0.040 | -0.111** | 0.822 | -11.020*** |
| | (0.048) | (0.045) | (3.063) | (3.561) |
| 样本量 | 691 | 288 | 691 | 288 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 子女自评主观社会地位 | | | | |
| 模型 E: 主观代际流动 | <75分位数 | <75分位数 | ≥75分位数 | ≥75分位数 |
| | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 实验组 vs. 控制组 | 0.084 | 0.086 | 0.061 | 0.053 |
| | (0.085) | (0.088) | (0.117) | (0.120) |
| 样本量 | 252 | 252 | 190 | 190 |
| R ² | 0.004 | 0.029 | 0.001 | 0.038 |
| 控制变量 | 不控制 | 控制 | 不控制 | 控制 |

注:***、**和*表示系数在1%、5%和10%的水平上显著。倾向得分匹配法汇报的是使用核匹配方法计算得到的ATT结果。

(四) 异质性分析

异质性分析主要从搬迁家庭子女性别、地理位置和距离三个方面展开。表6展示了搬迁扶贫对子女代际流动的异质性影响结果。

性别方面,75分位数以下群体中,男性实现代际向上流动的概率和代际流动排序差值低于女性。这说明,搬迁扶贫显著提高了中低收入阶层中女性代际向上流动的概率和收入排序差值。换言之,搬迁扶贫能够更加促进贫困家庭女性群体逃离代际贫困陷阱,增强女性群体代际向上流动水平。对于75分位数及以上群体,搬迁扶贫使得女性陷入代际贫困的概率显著高于男性。可见,搬迁扶贫使得75分位数及以上群体都受到了显著的负向影响,其中,女性受到的负向影响更大。

区域方面,调查样本主要分布在博山区的东南部和西北部地区,本文将进一步从区域上探讨搬迁扶贫对代际流动长期影响的差异性。对于75分位数及以上群体,搬迁扶贫使得东南部地区家庭中子女代际向上流动的概率显著低于西北部地区。可知,对于博山区的搬迁扶贫项目而言,东南部地区搬迁家庭中的高收入阶层受到的负向影响显著高于西北部地区。

迁移距离方面,博山区东南部和西北部的搬迁家庭到城区的平均距离分别为43.1千米和24.2千米,本文进一步探讨了搬迁距离与代际流动的关系(限于篇幅,未展

示)。整体上,随着搬迁距离的增加,中低收入阶层中的实验组代际流动概率和代际收入排序差值不断提高且高于参照组。对于迁移距离低于 43.4 千米的样本,随着迁移距离的增加,高收入阶层中的实验组代际流动概率和代际收入排序差值呈现不断降低趋势。综上,随着迁移距离的增加,搬迁扶贫对中低收入阶层中搬迁群体代际流动的正向影响不断提高;但对高收入阶层中搬迁群体代际流动的负向影响也在增强。迁移距离异质性影响的产生原因有待后续研究。

表 6 异质性分析

| | 模型 A: 分性别 | | | |
|----------------|---------------|------------|---------------|----------|
| | 男性: 代际向上流动 | | 女性: 代际向上流动 | |
| | <75 分位数 | ≥75 分位数 | <75 分位数 | ≥75 分位数 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 实验组 vs. 控制组 | -0.005 | -0.081 | 0.060 | -0.106** |
| | (0.049) | (0.065) | (0.060) | (0.051) |
| 样本量 | 363 | 161 | 328 | 127 |
| R ² | 0.025 | 0.105 | 0.023 | 0.111 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 男性: 代际收入排序差值 | | 女性: 代际收入排序差值 | |
| | <75 分位数 | ≥75 分位数 | <75 分位数 | ≥75 分位数 |
| | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 实验组 vs. 控制组 | -2.857 | -9.720** | 2.271 | -8.932* |
| | (3.325) | (4.142) | (3.562) | (5.387) |
| 样本量 | 363 | 161 | 328 | 127 |
| R ² | 0.054 | 0.101 | 0.024 | 0.054 |
| 控制变量 | 不控制 | 控制 | 不控制 | 控制 |
| | 模型 B: 分区域 | | | |
| | 东南部: 代际向上流动 | | 西北部: 代际向上流动 | |
| | <75 分位数 | ≥75 分位数 | <75 分位数 | ≥75 分位数 |
| | (9) | (10) | (11) | (12) |
| 实验组 vs. 控制组 | -0.006 | -0.144** | -0.002 | 0.009 |
| | (0.049) | (0.062) | (0.071) | (0.053) |
| 样本量 | 472 | 179 | 219 | 109 |
| R ² | 0.089 | 0.098 | 0.159 | 0.096 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 东南部: 代际收入排序差值 | | 西北部: 代际收入排序差值 | |
| | <75 分位数 | ≥75 分位数 | <75 分位数 | ≥75 分位数 |
| | (13) | (14) | (15) | (16) |
| 实验组 vs. 控制组 | -1.990 | -11.689*** | 0.717 | -6.431 |
| | (3.194) | (4.430) | (4.226) | (4.719) |
| 样本量 | 472 | 179 | 219 | 109 |
| R ² | 0.133 | 0.183 | 0.159 | 0.176 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

注:***、**和*表示系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。

五、机制分析

搬迁扶贫对子女长期发展的作用机制研究,主要集中在子女人力资本和社会资本两个方面。Chetty et al. (2016) 发现,搬迁家庭中子女年龄在 13 岁以下时,搬迁将对其教育产生显著的正向影响。Zhan et al. (2020) 的研究显示,搬迁扶贫对女性子女的人力资本具有负向冲击。Jeon (2020) 发现社会网络较高的迁移者,59% 会回迁到初始居住地。社会资本较低的迁移者,迁入地提供的社会服务可以有效替代原有社会资本所能提供的社会服务。Bayer et al. (2008) 认为良好的邻里关系,有助于邻里间通过推荐工作的方式,使得同一社区的劳动者就业匹配程度更高,从而提高就业者收入水平。

综上,本文构建了博山区搬迁扶贫通过人力资本和社会资本对子女代际流动的作用机制(图2)。搬迁扶贫使得贫困家庭搬迁到公共服务水平较好的城郊地区,使得子女,尤其是中低收入搬迁家庭中的子女能够获得更好的教育等公共服务,进而提升搬迁家庭子女的人力资本水平。搬迁对于搬迁村中不同收入阶层群体的社会资本破坏具有差异性。对于中低收入阶层而言,该群体拥有的社会资本较低、社会网络较小(Small, 2007)。此外,由于接收村都是工业发达的村,搬迁村的村民几乎不可能到接收村再次从事种养殖业。同时,由于搬迁村到接收村距离较远(大约 38.27 千米),搬迁村村民回到原住地进行种养殖的成本极大,因此,整个迁移群体的务农技能都受到了破坏。

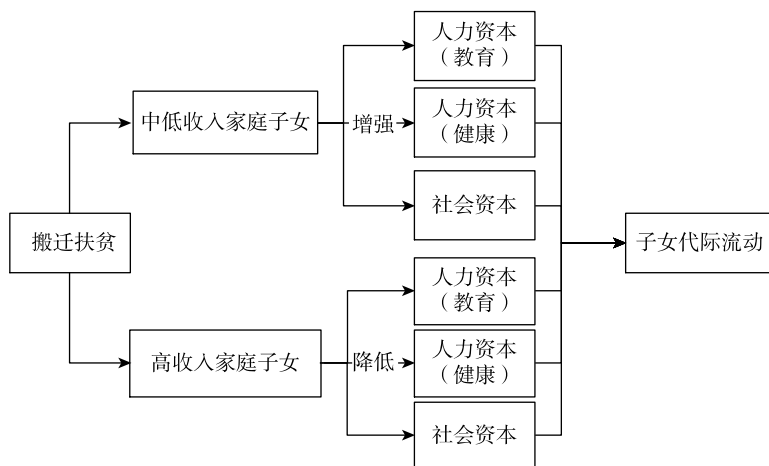


图2 机制分析

高收入群体主要由搬迁村中的政治、经济和社会精英组成。与中低收入群体相比,该群体在原社区拥有的社会资本水平相对较高,且具有不同特征(Small, 2007)。政治精英主要是搬迁村中擅于并积极参与村级管理发展的群体,其社会资本的特征是在村级政治参与和管理上具有显著优势;经济精英主要是搬迁村中擅于种养殖的群体,拥有较高的种养殖技能水平和较广的社会网络;社会精英主要是搬迁村中擅于与其他村民交流、合作等群体,其社交范围较广。搬迁导致搬迁村中政治精英丧失村庄领导和管理的主导地位;经济精英面临着从种养殖转换到工业生产而导致的技能转换成本过高的负向

冲击；社会精英则陷入接收村到搬迁村距离较远所导致的原有社会网络难以维系的困境 (Davanzo, 1981)。

综上，博山区这种一对一的搬迁扶贫，导致了搬迁群体中的高收入阶层社会资本遭到破坏，进而影响父母和子女的收入。搬迁群体中的中低收入群体尽管种养技能也遭到破坏，但是，中低收入阶层在接收村通过与接收村村民的互动，或者共同参与到社区的建设等活动，有可能获得新的社会资本，使得子女获得更好的发展机会和有用的社会网络。同时，搬迁扶贫使得贫困地区中低收入阶层能够获得更好的公共服务，促进子女的人力资本水平和收入提升。

参考孙三百等 (2012) 的研究，本文使用子女受教育程度和自评健康水平表征子女的人力资本水平。同时，通过加总搬迁后 (1995 年) 被访者家庭是否参加所在社区 (村) 的文体活动、业主委员会活动、选举活动和其他活动来构造出被访者的社会资本水平。具体地，通过式 (7) 探讨搬迁扶贫与代际流动的作用机制。

$$y_i = \alpha + \beta TakeExp_i + \gamma Capital_i \times TakeExp_i + \zeta_i, \quad (7)$$

其中， $TakeExp_i$ 为是否参与搬迁的指示变量。 $Capital_i$ 为人力资本或社会资本变量。

表 7 展示了基于式 (7) 估计出的搬迁扶贫与代际流动的机制分析结果。列 (1) 显示，搬迁与教育的交互项和教育变量的估计系数都为正。这表明，对于中低收入阶层而言，搬迁将通过提升人力资本的路径提高子女代际向上流动的概率。列 (2) 中搬迁与教育的交互项的估计系数为负，教育变量的估计系数为正。这说明，搬迁降低了教育对高收入阶层代际向上流动的正向影响。列 (3) 和列 (4) 展示了搬迁与自评健康交互项的系数。对于中低收入阶层而言，搬迁强化了健康对代际流动的正向作用。列 (5) 和列 (6) 展示了搬迁与社会资本交互项的系数，可以发现，搬迁提高了中低收入阶层的社会资本，进而提升了子女代际流动水平；而搬迁降低了高收入阶层的社会资本水平，进而降低其子女的代际流动水平。

表 7 机制分析

| 变量 | 代际向上流动 | | | | | |
|-------|--------------------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|--------------------|
| | <75 分位数 | ≥75 分位数 | <75 分位数 | ≥75 分位数 | <75 分位数 | ≥75 分位数 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 迁移 | -0.163 (0.107) | 0.127 (0.125) | -0.380** (0.189) | -0.224 (0.189) | 0.044 (0.059) | -0.064 (0.055) |
| 教育 | 0.013 (0.017) | 0.043** (0.018) | | | | |
| 健康 | | | 0.029 (0.028) | 0.050 (0.035) | | |
| 社会资本 | | | | | 0.053 (0.032) | 0.085** (0.038) |
| 搬迁×教育 | 0.047** (0.023) | -0.047* (0.028) | | | | |

(续表)

| 变量 | 代际向上流动 | | | | | |
|----------------|---------------|---------------|--------------------|------------------|------------------|-------------------|
| | <75分位数 (1) | ≥75分位数 (2) | <75分位数 (3) | ≥75分位数 (4) | <75分位数 (5) | ≥75分位数 (6) |
| 搬迁×健康 | | | 0.093** (0.042) | 0.030 (0.045) | | |
| 搬迁×社会资本 | | | | | 0.002 (0.054) | -0.023 (0.057) |
| 样本量 | 691 | 288 | 691 | 288 | 691 | 288 |
| R ² | 0.018 | 0.034 | 0.025 | 0.029 | 0.007 | 0.043 |

注:***、**和*表示系数在1%、5%和10%的水平上显著。限于篇幅,未展示代际收入排序差值的分析结果。

六、结论和启示

基于我国1994年的搬迁扶贫项目,本文探讨了搬迁扶贫对搬迁家庭子女代际流动的长期影响。本文发现:搬迁扶贫促进了搬迁群体的阶层流动,提高了最低收入阶层跨越代际贫困陷阱的可能性,降低了高收入阶层中搬迁家庭子女代际向上流动的概率和代际收入排序值。搬迁扶贫对中低收入阶层中女性子女代际向上流动概率的正向作用显著大于男性;迁移距离越远,搬迁扶贫对中低收入阶层子女代际向上流动概率的正向影响越大,对高收入阶层子女代际向上流动概率的负向影响也越大。人力和社会资本可能是实现中低收入阶层的搬迁家庭子女代际向上流动概率和代际收入排序水平提升的重要中介因素。

本文的启示:第一,搬迁扶贫是我国精准扶贫的重要措施之一,对于深度贫困地区,应大力以搬迁扶贫的方式促进深度贫困人口脱贫发展,促进其跨越代际贫困陷阱,斩断贫困代际传递的链条。第二,对于偏远地区的贫困家庭实施搬迁,短期内可以改善其居住环境、就业环境、子女上学环境;尤其能够提升最贫困家庭子女教育和健康水平,长期内有利于实现代际向上流动。搬迁扶贫可以成为破除阶层固化现象、改善我国代际流动和实现共同富裕的重要政策手段。第三,应提供多样化的搬迁安置方式,规避集中安置带来的居住隔离,通过开展社区活动等形式促进搬迁家庭与迁入地家庭的融合和社会资本的形成和提升。

本文存在诸多不足:目前的分析对象来自一个县(区),样本量和区域范围有限,无法完全反映整个全局的搬迁扶贫情况。受样本和数据的限制,无法深入开展关于影响机制的分析,部分结果的统计显著性和稳健性不强。

参考文献

- [1] Angrist, J. D., G. W. Imbens, and D. B. Rubin, "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables", *Journal of the American Statistical Association*, 1996, 91 (434), 444-455.
- [2] Bayer, P., S. L. Ross, and G. Topa, "Place of Work and Place of Residence: Informal Hiring Networks and La-

- bor Market Outcomes”, *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (6), 1150-1196.
- [3] Becker, G. S., and N. Tomes, “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 1986, 4 (3), S1-S39.
- [4] Bergman, P., R. Chetty, S. DeLuca, N. Hendren, L. F. Katz, and C. Palmer, “Creating Moves to Opportunity: Experimental Evidence on Barriers to Neighborhood Choice”, *NBER Working Paper No. 26164*, 2019.
- [5] Chetty, R., D. Grusky, M. Hell, N. Hendren, R. Manduca, and J. Narang, “The Fading American Dream: Trends in Absolute Income Mobility since 1940”, *Science*, 2017, 356, 398-406
- [6] Chetty, R., and N. Hendren, “The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133 (3), 1107-1162.
- [7] Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, “The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment”, *American Economic Review*, 2016, 106 (4), 855-902.
- [8] Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez, “Where Is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (4), 1553-1623.
- [9] Connolly, M., M. Corak, and C. Haeck, “Intergenerational Mobility between and within Canada and the United States”, *NBER Working Paper No. 25735*, 2019.
- [10] DaVanzo, J., “Repeat Migration, Information Costs, and Location-Specific Capital”, *Population and Environment*, 1981, 4 (1), 45-73.
- [11] Fan, Y., J. Yi, and J. Zhang, “Rising Intergenerational Income Persistence in China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2021, 13 (1), 202-230.
- [12] Gong, H., A. Leigh, and X. Meng, “Intergenerational Income Mobility in Urban China”, *Review of Income and Wealth*, 2012, 58 (3), 481-503.
- [13] Guo, C., and W. Min, “Education and Intergenerational Income Mobility in Urban China”, *Frontiers of Education in China*, 2008, 3 (1), 22-44.
- [14] 国家发展改革委, 《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》, 2016年。
- [15] Hnatkovska, V., L. Amartya, and B. P. Sourabh, “Breaking the Caste Barrier: Intergenerational Mobility in India”, *Journal of Human Resources*, 2013, 48 (2), 435-473.
- [16] Imbens, G. W., and J. D. Angrist, “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, 1994, 62 (2), 467-475.
- [17] Jeon, J. S., “Moving Away from Opportunity? Social Networks and Access to Social Services”, *Urban Studies*, 2020, 57 (8), 1696-1713.
- [18] Kim, S., “Intergenerational Mobility in Korea”, *IZA Journal of Development and Migration*, 2017, 7 (1), 1-18.
- [19] Kling, J. R., J. B. Liebman, and L. F. Katz, “Experimental Analysis of Neighborhood Effects”, *Econometrica*, 2007, 75 (1), 83-119.
- [20] Lagakos, D., A. M. Mobarak, and M. E. Waugh, “The Welfare Effects of Encouraging Rural-Urban Migration”, *NBER Working Paper No. 24193*, 2018.
- [21] Lefranc, A., F. Ojima, and T. Yoshida, “Intergenerational Earnings Mobility in Japan among Sons and Daughters: Levels and Trends”, *Journal of Population Economics*, 2013, 27 (1), 91-134.
- [22] Li, Z., L. Liu, and M. Wang, “Intergenerational Income Mobility and Public Education Spending: Evidence from China”, *Children and Youth Services Review*, 2014, 40, 89-97.
- [23] Murtazashvili, I., D. Liu, and A. Prokhorov, “Two-sample Nonparametric Estimation of Intergenerational Income Mobility in the United States and Sweden”, *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économique*, 2015, 48 (5), 1733-1761.
- [24] Neidhöfer, G., “Intergenerational Mobility and the Rise and Fall of Inequality: Lessons from Latin America”, *The Journal of Economic Inequality*, 2019, 17 (4), 499-520.
- [25] Nguyen, C. V., and L. T. Nguyen, “Intra-generational and Intergenerational Social Mobility: Evidence from Vietnam”, *Journal of Asian and African Studies*, 2020, 55 (3), 370-397.

- [26] Nybom, M., and J. Stuhler, "Heterogeneous Income Profiles and Life-Cycle Bias in Intergenerational Mobility Estimation", *Journal of Human Resources*, 2016, 51 (1), 239-268.
- [27] Small, M. L., "Racial Differences in Networks: Do Neighborhood Conditions Matter?", *Social Science Quarterly*, 2007, 88 (2), 320-343.
- [28] Solon, G., "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, 1992, 82 (3), 393-408.
- [29] 宋旭光、何佳佳, "家庭化迁移经历对代际流动性的影响", 《中国人口科学》, 2019年第3期, 第92—102页。
- [30] 孙三百、黄薇、洪俊杰, "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》, 2012年第5期第47卷, 第147—159页。
- [31] 滕祥河、卿赞、文传浩, "非自愿搬迁对移民职业代际流动性的影响研究——基于三峡库区调查数据的实证分析", 《中国农村经济》, 2020年第3期, 第97—117页。
- [32] Yuan, W., "The Sins of the Fathers: Intergenerational Income Mobility in China", *Review of Income and Wealth*, 2017, 63 (2), 219-233.
- [33] 杨沫、王岩, "中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究", 《管理世界》, 2020年第3期第36卷, 第60—75页。
- [34] 阳义南、连玉君, "中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合截面数据的经验证据", 《管理世界》, 2015年第4期, 第79—91页。
- [35] 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", 《管理世界》, 2019年第7期第35卷, 第89—103页。
- [36] Zhan, L., J., Zhang, and C. Lu, "The Long-run Effects of Poverty Alleviation Resettlement on Child Development: Evidence from a Quasi-Experiment in China", *Demographic Research*, 2020, 43, 245-284.

The Long-run Effects of Poverty Alleviation Resettlement on Intergenerational Mobility

LU Chong

(Southwestern University of Finance and Economics)

ZHANG Jipeng*

(Shandong University)

Abstract: Using a quasi-natural experiment in 1994, we investigate the long-run effects of poverty alleviation resettlement on intergenerational mobility. We find that the resettlement has increased the probability of upward mobility for low-and middle-income groups. The impact on girls is significantly bigger than that on boys. The impact on low-and middle-income groups is bigger for the resettlement with longer distance. However, the resettlement significantly decreases the income ranking of high-income group and has a diverging effect on the middle-income group. Human capital and social capital changes induced by the resettlement are possible channels that affect intergenerational mobility.

Keywords: poverty alleviation resettlement; intergenerational mobility; common prosperity

JEL Classification: R23, O18, J62

* Corresponding Author: Zhang Jipeng, Shandong University, HongJiaLou School, No. 5 Hongjialou, Jinan, Shandong 250100, China; Tel: 86-531-88364625; E-mail: jipengzhang@sdu.edu.cn.