

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

滕祥河¹ 卿 赟¹ 文传浩²

摘要：本研究以三峡库区非自愿搬迁移民为研究对象，具体分析了非自愿搬迁影响职业代际流动性的作用机理，并对其进行实证检验。结果显示：非自愿搬迁移民与原居民的职业代际流动性存在显著差异，非自愿搬迁显著提高了职业向上代际流动性，同时非自愿搬迁移民也存在较高的职业代际传承，在农民阶层、工人阶层和管理者阶层上实现代际流入或流出的可能性较低。相比市内安置和后靠安置，市外安置更有利于职业向上代际流动，且在移民后代0~3岁时搬迁会显著降低职业向上代际流动性，而3~6岁搬迁能显著增加职业向上代际流动性。在发展机会较多、发展差距较大或正式社会支持较强的环境中更易于实现职业向上代际流动，但强社会资本对职业向上代际流动性的提升作用不明显，这主要是源于非自愿搬迁中社会资本规模和质量的损失。

关键词：移民 非自愿搬迁 职业代际流动性

中图分类号：C913.2 **文献标识码：**A

一、引言

新中国成立以来，交通运输、城市建设、能源供给与环境保护等国家工程建设产生了大规模的非自愿搬迁移民。值得注意的是，大规模的非自愿搬迁不仅给移民一代留下烙印，也甚至给几代人都造成深远影响（高峻、李珍，2013）。若仅以移民一代发展状况考察非自愿搬迁的短期影响为研究重点，就难免对重新安置的长期影响了解不足（Wilmsen and Hulten, 2017）。从现实情况来看，搬迁后的移民群体不仅面临生计保障、稳定脱贫、社会适应和社会融入等问题（檀学文，2019），而且移民与迁入地居民的经济分层与社会隔离甚至表现出了继承性和遗传性的代际特征，直接制约了移民代际流动

*本文研究得到国家社会科学基金项目“新时代中国特色社会主义流域生态文明理论研究”（编号：18BGL006）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长江上游地区生态文明建设体系研究”（编号：18JJD790018）和教育部人文社会科学重点研究基地开放基金项目“推进大三峡旅游一体化发展研究”（编号：KFJJ2019006）的资助。笔者衷心感谢审稿人提出的建设性修改意见，同时也感谢长江上游【流域】复合生态系统管理创新团队给予的支持和帮助，当然作者文责自负。本文通讯作者：文传浩。

性的改善,进而影响“搬得出、稳得住、能致富、可持续”的战略发展目标。因而,基于代际流动性视角分析宏观的社会变迁对非自愿搬迁移民的长期影响具有十分重要的理论价值和实践意义。

早期的国外学者就提出把移民安置划分为规划和招募、调整 and 处理的过渡、社区形成和经济发展以及移交和融合四个阶段,并指出在最后一个阶段中移民后代的生活水平需要持续提高,至少与当地原居民后代保持在同一水平线上(Scudder, 2005)。其后,为了更好地分析移民搬迁安置时多变的发展环境,移民贫困风险与重建(IRR)^①模型逐渐建立起来(Cernea, 2000)。在此模型基础上,有学者重点关注了非自愿搬迁移民后代在健康领域的发展风险问题(Ceri et al., 2016)。21世纪初,可持续生计(SLA)^②分析框架将移民后代发展状况纳入到生计资本或生计结果模块中进行考量。这是由于相关研究发现,移民子女相对父母经济社会地位的变化对实现移民安稳致富具有重要的影响。非自愿搬迁移民之所以满足于当前安置地的生活,不仅仅是因为他们本身被正式纳入与移民利益相关的项目当中,更是由于安置地不断完善的基础设施为其抚养子女提供了诸多便利(Souksavath and Nakayama, 2013),其后代比他们获得了更高的教育和更多的工作机会(Fujikura and Mikiyasu, 2013);同理,其子女未能获得更好的发展是部分移民返迁的原因之一(Yoshida et al., 2013)。

中国的家庭结构不同于西方,维持家庭成员代际再生产的发展取向往往更突出,这种代际间的紧密勾连也相应扩大了搬迁事件的影响群体,搬迁后的生产生活状况在某些情况下也需要一定时期才会呈现,有可能体现在移民二代时期(Tanle, 2015);而且,只有当下一代移民生计可持续时,移民问题才能得到有效消解(李丹等, 2015)。然而,国内前期相关研究绝大多数还是围绕SLA分析框架展开的,比如孙晗霖等(2019)将反映家庭代际可持续性的后代发展状况从SLA框架中抽离出来以进行深度剖析。实际上,基于SLA分析框架的非自愿搬迁移民研究所运用的术语和思想还是既成的,并没有真正体现出中国在移民代际可持续发展问题上的特色和原创性。近年来,随着人们对代际发展机会公平问题的重点关注,少数学者围绕移民搬迁对收入代际流动性或职业代际流动性的影响问题进行了针对性研究。他们通过定量研究发现,迁移者的收入代际流动性比未迁移者更强(孙三百等, 2012),且具有家庭化迁移经历的个体在职业代际流动性方面也明显更强(宋旭光、何佳佳, 2019)。

既有研究成果为研究非自愿搬迁的长期影响提供了诸多有益的参考与借鉴,不过,还存在以下不足:一是既有文献侧重分析自愿搬迁移民,缺少对非自愿搬迁移民这一特殊群体的深入分析;二是既有研究较多关注移民搬迁这一行为的影响,但评估安置方式和搬迁时机所产生的影响相对较少;三是结合移民自身独有特征和移民实践工作展开的影响机制分析也相对欠缺。鉴于此,本研究贡献是:(1)从搬迁意愿的角度选取三峡库区非自愿搬迁移民作为非自愿搬迁移民群体的典型代表进行研究,所得

^①移民贫困风险与重建模型(Impoverishment Risks and Reconstruction)系统揭示了失去土地、失业、失去家园、边缘化、食物得不到保障、发病率和死亡率增加、失去享有公共资源权益和社会组织结构解体等八大风险,同时也提出了重建移民生产生活的途径与措施,如开展以土地为基础的安置,改善移民家庭住所条件,重建社区结构和社区所拥有的资源,保障儿童、老人以及孕妇等脆弱群体的食品供应和健康监测等。

^②可持续生计分析框架(Sustainable Livelihoods Approach)阐明了生计资本、生计策略和生计结果之间的关联机理。

结论更加具有群体关注的精准性和政策设计的指向性；（2）在既有探讨移民搬迁效应的研究基础上，进一步引入安置方式与搬迁时机变量，建立一个基于移民搬迁的、涵盖安置方式和搬迁时机的移民代际流动性分析框架；（3）从非自愿搬迁的积极影响效应和消极影响效应两个方面，识别出发展机会赶超效应、发展差距激励效应、正式社会支持赋能效应和社会资本损失抑制效应四条影响路径。

值得提出的是，代际流动性主要从职业、收入和教育方面来衡量（李任玉等，2017），而本研究选择从职业维度刻画代际流动性。原因是：第一，劳动力市场对非自愿搬迁移民的长期发展极为重要，经历非自愿搬迁后，劳动能力往往成为他们唯一的资产（Isabel and Carlos, 2015）；第二，相比收入，职业问题相对客观，被调研对象更倾向真实回答；第三，相比教育，职业又往往与个体收入直接相关，而且改善了的职业代际流动性实则体现了附着于移民身份之上的发展福利和发展机会的公平性。

二、理论分析与研究假说

（一）非自愿搬迁的属性特征与职业代际流动性

1. 是否进行非自愿搬迁对移民职业代际流动性的影响。在工程建设的外力冲击下，既得利益格局相应地被重新调整，这会使得一部分群体的生产生活受到颠覆性破坏而陷入发展困境，尤其是当移民平均经济条件低于非移民时，这种经济劣势也会在移民二代中表现出来（Bauer et al., 2013）。不过，也有研究发现，移民后代群体追求自身发展与安置地居民同步提高，他们在父代努力的基础上往往也具有较好的劳动力市场表现，其就业率比非移民同龄人要高（Chyn, 2018）。因而，与原居民相比，非自愿搬迁会影响其职业代际流动性的发展轨迹，但职业代际流动性的新发展方向则有待进一步确认。

2. 安置方式对移民职业代际流动性的影响。从安置方式来看，三峡库区主要有重庆市外安置（市外安置）和重庆市内外迁安置（市内安置，包括市内外迁安置和后靠安置^①）。这些不同安置方式会深刻影响职业代际流动性，其主要原因在于移民能力的损失与安置方式有很大关联。就原有的生产生活环境受冲击程度来说，影响最严重的是外迁分散安置，其次是整体外迁，受影响最小的是就地后靠的移民（石智雷等，2009）。搬迁后，原有的生产习惯会随之调整；而且，新安置地与原居住地发展环境相差越远，生产生活习惯调整也越多，进而越有可能引起职业代际流动性的变动。如，在新环境压力和制度变革的耦合作用下，外迁移民更容易放弃农业生产而选择外出务工（赵旭等，2018）。

3. 搬迁时机对移民职业代际流动性的影响。生命历程理论中的时机原则暗含了重要事件发生的时序性，即相同事件发生在不同的时机，对个体的影响也存在差异（George, 1993）。这是由于不同成长阶段的个体拥有不同的职业认知能力和认知水平，对搬迁冲击的反应和调适不同。据此，发展心理学也将人生大致划分为不同阶段^②。一般而言，相比成年后，成年前更易于适应新环境。如，青少年在13岁之前能够从贫困社区搬迁到经济条件较好的社区，那么他们获得高等教育的机会显著提高（Chyn, 2018），从而进一步会影响到他们所从事的职业。综上，本研究提出以下假说：

^①后靠安置是指就近安置淹没线之上的区域，如万州区；市内外迁安置是重庆市内跨区县安置，如江津区。

^②大致划分为0~3岁婴儿期、3~6岁幼儿期、6~12岁童年期、12~18岁青少年期和18岁以上成年期。

H1a: 移民与市内原居民的职业代际流动性存在显著差异。

H1b: 市外安置和非后靠安置更有利于正向改善职业代际流动性。

H1c: 移民后代成年前经历非自愿搬迁更有利于正向改善职业代际流动性。

(二) 非自愿搬迁影响职业代际流动性的作用机制

1. 新发展机会产生赶超效应。机会—流动论将变化了的机会结构、宏观的制度变迁和个人间分层结果的差异联接起来, 并指出不同的社会行动者在面对劳动力市场转型过程中机会结构变迁时会作出相应反应, 在个体选择流动过程中影响社会分层秩序的改变(吴晓刚, 2006)。非自愿搬迁后的生产生活环境往往发生结构转换, 尤其跨区域的劳动力流动可能给迁移者带来诸如重新择业的更多公平选择机会(刘欢, 2017), 同时政府在选择移民安置地时一般倾向于经济发展和社会福利基础相对较好的地区, 非自愿搬迁移民就学和就业机会就会相应增加。实际上, 即使移民没有足够的信心利用这些机会, 他们也能在安置地新环境中切身感受到这种发展机会; 且随着时间推移, 他们开始积极回应新发展机会以努力改善自身生产生活状况(Wilmsen, 2016)。

2. 新发展差距带来内生激励效应。经典社会比较理论认为, 与他人参照时相对位置较高者往往表现出正向态度, 相对位置较低者则会报告负面的评价(王元腾, 2019); 而基于自我参照也同样会产生不同的行为指向。延续此逻辑, 在新发展环境中, 人们对社会地位的评价标准也会发生变化(Wang, 2017), 非自愿搬迁移民通常会将自己的发展与相关群体进行比较并由此决定下一步的行动策略。对从过去相对落后区域搬迁出来的移民而言, 这种发展差距更倾向于提高移民群体的积极性, 激励其为获得更好的生产生活做出积极改变, 而这种“高额”奖励的强烈激励也恰恰有利于打破职业阶层固化。

3. 正式社会支持发挥赋能效应。非自愿搬迁后, 为恢复移民的生产生活, 国家给予了一定的资金补偿, 也相继在安置地和迁出地的道路交通、生产设施和商贸物流等方面提供援助, 这类正式社会支持对移民生产生活改善的作用是直接有效的。通过采取现金直补或项目扶持的“再投入”修复策略不仅能够帮助父代移民生产生活达到或超过搬迁前的水平, 而且还能够帮助移民后代接触到更好的发展环境, 其结果就是旨在促进安置地经济恢复的各项政策和激励措施取得了实质回报, 移民也相继实现了企业就业(Wilmsen, 2016), 进而影响职业代际流动性。

4. 社会资本损失带来抑制效应。搬迁安置不仅仅是空间上的重新定居, 也会引起社会关系网络的重新建立, 进而引起社会资本存量的变动。在非自愿搬迁过程中, 重新安置导致了社会资本的损失(Navarra et al., 2018), 移民原有部分社会资本因空间距离拉大和交往互动频率缩减而逐渐弱化、断裂, 甚至消失, 最终影响移民生产要素的配置和流动。对非自愿搬迁移民而言, 社会资本是影响其职业的重要因素, 社会资本越多的个体, 找工作往往越容易(陈斌开、陈思宇, 2018); 反之, 存量过少的社会资本不利于非自愿搬迁移民职业的发展。综上, 本研究提出以下假说:

H2a: 非自愿搬迁通过安置地新发展机会正向改善职业代际流动性。

H2b: 非自愿搬迁通过安置地新发展差距正向改善职业代际流动性。

H2c: 非自愿搬迁通过安置地正式社会支持正向改善职业代际流动性。

H2d: 非自愿搬迁通过社会资本损失负向影响职业代际流动性。

三、实证研究设计

（一）数据说明

本研究数据来自长江上游【流域】复合生态系统管理创新团队开展的三峡库区移民生计问卷调查（2019）^①。团队对调研在以下四个方面进行了严格设计：第一，设置了移民、重庆市内原居民和重庆市外原居民及其相应的后代作为对照组。第二，采用国际上流行的参与式评估法规避调研方法偏差，通过调研员与调研对象面对面访谈的方式展开调研。第三，通过前期培训调研员和优先选择当地调研员规避调研策略偏差。第四，为保障调研区域的代表性，团队基于科学性和多样性原则，采用随机抽样方法在市外安置的11个省市中抽取了江苏省和江西省两个省市。同时，考虑到地区自然环境和调研可行性因素，再次抽取了4个市（区），包括重庆市万州区和江津区、江西省宜春市和江苏省盐城市。在上述样本市（区）中各抽取5~10个有代表性的乡镇，再对各乡镇所管辖的安置地进行调查。

团队在江西省宜春市、江苏省盐城市（区）以及重庆市万州区和江津区共发放问卷1207份，回收有效问卷1168份。具体根据以下标准选择本研究的样本：（1）为避免由于后代年龄过小和父代年龄过大带来的估计偏误，借鉴周兴和张鹏（2015）及卢盛峰等（2015）关注不同世代的思想，本研究将后代和父代的年龄分别设定为16~45岁^②和35~65岁；（2）剔除父代已故、无子女以及相关变量信息缺失的样本；（3）剔除子女仍在上学的样本。最终，得到样本476份^③，其中重庆市内外安置移民与重庆市原居民的样本分别为262个和117个；市内安置与市外安置的样本分别为122个和140个；搬迁时移民后代年龄介于0~3岁^④、3~6岁、6~12岁、12~18岁以及18岁以上移民的样本分别为13个、34个、95个、75个和40个。

（二）研究方法

1.代际流动矩阵及相关流动指数。一是借鉴Mazumder（2014）和张义祯（2016）的研究思路，根据父代和后代职业层级分类建立职业代际流动矩阵；在此基础上，分别计算总流动率、向上代际流动率、向下代际流动率、结构性流动率、循环流动率、流出指数和流入指数，刻画样本的职业代际流动性特征。其中，总流动率是指实际中全部观察到的职业代际流动程度，结构性流动率是指由于职业结构系统自身变迁引起的流动，循环流动率是指职业结构系统开放作用引起的流动，流入指数测度的是父代不属于某一职业阶层而后代进入该阶层的可能性，流出指数测度的是父代属于某一职业阶层而后

^①依托重庆工商大学“三峡库区百万移民安稳致富国家战略”服务国家特殊需求博士人才培养项目，长江上游【流域】复合生态系统管理创新团队先后于2013年、2014年、2016年、2017年和2019年开展了五次库区问卷调查。本研究使用统计量借鉴了团队前期设计的原始问卷，同时相关研究指标量化表也参考了学术界普遍认同和使用的问卷。

^②后代年龄下限设定为16岁，这主要是因为既有研究大多是基于全国大样本数据，样本量比较大，而本研究样本相对有限；此外，通过调研发现，库区原居民或移民学历相对较低，较早就进入劳动市场工作。

^③限于篇幅，未呈现更具体的调研样本分布，需要时与作者联系（763694332@qq.com）。

^④不包括搬迁安置完成后出生的群体。

代不进入该阶层可能性。二是借鉴 Altham and Ferrie (2007) 以及杨沫等 (2019) 使用的职业代际流动性群体差异指数, 进一步比较分析移民与市内原居民职业代际流动性的差异程度。关于这些指数的测度公式在上述文献中已经有了非常详细的阐述, 在此不再赘述。

职业代际流动矩阵建立在职业阶层类型划分的基础上。目前, 国际上比较经典的职业阶层划分是 EGP^①。国内比较具有代表性的职业划分标准主要是李春玲 (2006) 根据职业声望排序而建立的职业阶层。此外, 李路路和朱斌 (2015) 以生产性资料权力关系为基础划分的职业阶层也获得学界认可, 由低到高分别为农民阶层、工人阶层、一般非体力劳动阶层、专业技术阶层和管理者阶层。本研究使用后一种分类方法进行回归估计, 同时以 EGP 分类方法进行稳健性检验。这主要是因为, 相比国际上其他国家, 中国职业体系尚处于快速发育过程中, 职业阶层划分宜粗不宜细, 且国际 EGP 方法并不完全体现中国职业特点。近年来, 不同职业声望也发生了较大的变化, 使用基于职业声望排序而建立的职业阶层会产生偏误; 相反, 尽管一些阶层所占有的社会资源和社会声望发生了变化, 而且一些阶层内部也有所调整, 但这些阶层之间的权力关系没有发生实质性改变, 以权力关系为分类依据的阶层结构相对稳定 (李路路、朱斌, 2015)。

此外, 判断职业代际流动性方向的方法主要有两种。一是直接比较法。后代职业阶层高于父代职业阶层则为向上代际流动; 反之, 低于父代职业阶层为向下代际流动; 如果双方职业阶层相同, 则为水平代际流动 (代际传承)。二是标准化后再比较法。人们的职业阶层倾向随着时代的发展而整体提高, 职业阶层的提高实际上也可能只是经济社会发展情况下人们从事职业阶层水平 (均值) 提升的结果。为克服这种估计偏误, 学者采用了职业阶层标准化方法。本研究按此方法判断代际流动性方向。首先, 对个体所处的年龄群组进行划分。具体将父代划分为 50 年代前 (含 50 年代) 和 60 年代后 (含 60 年代) 两个群组, 后代划分为 80 年代前 (含 80 年代) 和 90 年代后 (含 90 年代) 两个群体。其次, 按照个体所在的年龄群组对其职业阶层进行标准化。最后, 比较标准化后的数值大小并确定流动方向。

2. 回归估计模型。上述指数仅是基于个体不同身份比较后的结果, 但职业代际流动性的因素也受到来自个体、家庭和地区等多种因素的影响。控制这些因素后, 非自愿搬迁移民与原居民是否仍具有统计上的显著性需要进一步分析。同时考虑到稳健性检验、异质性分析和影响机制分析的需要, 本研究设定以下计量模型, 并根据变量设置形式使用 OLS、Probit 和 Mprobit 方法进行交叉稳健性测试。具体模型设置如下:

$$mobio_i = \beta_0 + \beta_1 migr_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

$$mobio_i = \beta_0 + \beta_1 migr_i + \beta_2 migr_i \times M_i + \beta_3 M_i + \beta_4 X_i + u_i \quad (2)$$

式中 $mobio_i$ 为职业代际流动性变量, $migr_i$ 代表非自愿搬迁变量, M_i 为影响机制变量, $migr_i \times M_i$ 为非自愿搬迁与影响机制变量的交互项, X_i 为控制变量, β_i 为影响系数, u_i 为扰动项。

^①三位学者名字的首字母缩写。

（三）变量设置

1.职业代际流动性。本研究主要参考 CHNS^①问卷中相关题项设计职业类型^②，同时再根据上述以生产性资料权力关系为基础的职业阶层划分方法确定本研究的职业阶层^③。在此基础上，本研究重点关注基于标准化方法处理后的职业向上代际流动性情况，若标准化后的后代职业层级大于父代职业层级则赋值为1，否则为0。同时本研究纳入基于直接比较法划分的职业向上代际流动（赋值为1）、水平代际流动（赋值为0）和向下代际流动（赋值为-1）进行初步的对比分析和稳健性测试^④。而且，考虑到父母双方对后代的影响和同时纳入父母双方变量产生的共线性问题，本研究借鉴宋旭光和何佳佳（2019）的研究思路进行处理，具体见表1。

2.非自愿搬迁变量。一是，根据受访者身份判断其是否非自愿搬迁移民。二是，依据安置方式将样本分为市外安置和市内安置，同时考虑到研究区域安置方式的特殊性，进一步将市内安置分为后靠安置和非后靠安置。三是，根据搬迁时后代年龄情况，本研究创新设置了搬迁时机变量^⑤。

3.控制变量。现有研究主要从四个维度选取控制变量，包括后代特征、父母特征、家庭特征和地区发展特征（吴奇峰、苏群，2017；宋旭光、何佳佳，2019；Shultz et al., 2019）。据此，本研究具体选取年龄、性别、健康、户籍、家庭收入和地区经济发展水平等作为控制变量。

（四）描述性统计

表1为主要变量的描述性统计结果。其中，均值检验结果表明，移民职业向上代际流动性显著更高，这也进一步证实了移民与市内原居民的职业向上代际流动性存在显著差异。其他变量均值检验说明移民与市内原居民在其他不同层面上也大多存在显著差异。

^①中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey）。

^②本研究中的具体职业类型包括“1.高级专业技术工作者（医生/教授/律师/建筑师等）”“2.一般专业技术工作者（护士/教师/编辑/摄影师等）”“3.管理者/行政官员/经理（厂长/政府官员/处长/司局长/行政干部及村干部）”“4.办公室一般工作（秘书/办事员等）”“5.农民/渔民”“6.技术工人或熟练工人（班组长/工艺工人、电工等）”“7.非技术工人（普通工人）”“8.军官与警官”“9.士兵与警察”“10.司机”“11.服务行业人员（管家/厨师/服务员/看门人/理发员/售货员/洗衣、环卫工等）”“12.运动员/演员”“13.学生”“14.照看孩子”和“15.其他”。

^③本研究确定了五个职业阶层。其中，农民阶层包括职业编码为“5”的职业，工人阶层包括职业编码为“6”“7”“10”和“11”的职业，一般非体力劳动阶层包括职业编码为“4”“9”和“12”的职业，专业技术阶层包括职业编码为“1”和“2”的职业，管理者阶层包括职业编码为“3”和“8”的职业。

^④未使用职业阶层标准化后划分的三种流动方向进行测试，主要是因为标准化后的水平代际流动数量有限。

^⑤搬迁时机变量是经计算后设置的，即搬迁时后代年龄=受访时后代年龄-（受访时年份-搬迁时年份）。成年前搬迁是指移民后代小于18岁，成年后搬迁是指移民后代大于等于18岁。

^⑥原调查问卷中该项指标为“是否为三峡库区移民”。这里变量设置为“是否是非自愿搬迁移民”，实际上与原问卷“是否为移民”变量设置的具体指向相同；因为本研究调研的对象为三峡库区移民，从移民性质上来看，该群体属于非自愿搬迁移民。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	变量定义及赋值说明	样本1		样本2		均值差异
		样本量	均值	样本量	均值	
职业代际流动性	向上流动(后代职业阶层高于父母职业阶层最高一方)=1, 否=0	262	0.595	117	0.479	-0.117*** (-2.123)
非自愿搬迁	是非自愿搬迁移民 ^a =1, 否=0	262	—	117	—	—
外迁安置	是外迁安置=1, 否=0	140	—	122	—	—
非后靠安置	是非后靠安置=1, 否=0	216	—	46	—	—
后代0~18岁经历搬迁	是成年前搬迁=1, 否=0	222	—	40	—	—
后代0~3岁经历搬迁	是0(含)~3岁搬迁=1, 否=0	13	—	249	—	—
后代3~6岁经历搬迁	是3(含)~6岁搬迁=1, 否=0	34	—	228	—	—
后代6~12岁经历搬迁	是6(含)~12岁搬迁=1, 否=0	95	—	167	—	—
后代12~18岁经历搬迁	是12(含)~18岁搬迁=1, 否=0	75	—	187	—	—
后代年龄	受访时后代当年年龄(周岁)	262	0.618	117	0.581	0.936* (1.558)
后代性别	后代为男性=1, 女性=0	262	0.485	117	0.521	-0.037 (-0.682)
教育代际流动性	后代受教育阶层超过父母最高受教育阶层=1, 否=0	262	0.809	117	0.829	0.037 (0.658)
父母健康状况	父母身体健康状况最高一方的BMI介于18.5(包含)~23.99时=1, 否=0	262	0.145	117	0.274	0.020 (0.460)
父母户籍状况	父母户籍至少一方是非农户口=1, 否=0	262	0.443	117	0.427	0.129*** (3.005)
行业代际传承	父母与后代行业同行业=1, 否=0	262	0.515	117	0.231	-0.015 (-0.278)
后代兄弟姐妹数量	后代兄弟姐妹数量大于1个=1, 否=0	262	3.977	117	3.966	-0.285*** (-5.351)
家庭收入	家庭收入5千以下=1, 5千~1万=2, 1~3万=3, 3~5万=4, 5~10万=5, 10~20万=6	262	4.768	117	4.793	-0.011 (-0.083)
地区经济	当年各地区人均生产总值(元)对数	262	0.595	117	0.479	0.026** (2.486)

注：①均值差异列中的括号数字为t值，*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平，下同；②BMI即身体质量指数，是体重公斤数除以身高米数平方的值；③教育代际流动变量的计算过程与职业代际流动性过程一致；④考虑到样本的分布情况，将原始问卷中的“10~20万”“20~50万”和“50万以上”三种类型合并为“10万以上”，从而形成6个收入阶层；⑤上表中有关非自愿搬迁变量对应的样本1和样本2分别为移民样本中变量取值为1和0的样本，其余样本1和样本2分别指非自愿搬迁移民和市内原居民。

四、实证结果分析

（一）基于代际流动矩阵的初步分析

表2是职业代际流动率^①的测算结果。结果显示，移民与市内原居民均保持了较高的总流动率，其中，市内原居民总流动率为54.70%，低于移民约8个百分点。市内原居民的向上流动率约低于移民12个百分点，其向下流动率约是移民的2倍。移民和市内原居民的结构性流动率分别为50.00%和35.90%，循环流动率分别为12.98%和18.8%，表明由于职业结构自身变迁给移民带来的结构性流动率高于市内原居民，但由于职业体系开放程度提升带来的代际流动性低于市内原居民。

表2 样本职业代际流动率总表

类型	总流动率 (%)	向上流动率 (%)	向下流动率 (%)	结构性流动率 (%)	循环流动率 (%)
移民	62.96	59.54	3.44	50.00	12.98
市内原居民	54.70	47.86	6.84	35.90	18.80

表3是职业代际流动矩阵分布结果。可以发现：第一，移民与市内原居民在一般非体力劳动阶层、农民阶层和管理者阶层上的代际传承指数相对较高。第二，移民和市内原居民的“子承父业”现象分别主要发生在一般非体力劳动阶层和管理者阶层上。第三，两群体在各职业阶层上的流动存在障碍。其中，移民后代流出一般非体力劳动阶层和专业技术阶层的可能性较大，管理者阶层接受移民后代进入该阶层的可能性也相对较大；市内原居民后代流出专业技术阶层和流入管理者阶层可能性较大。

表3 移民与市内原居民的职业代际流动矩阵

类型	后代 父代	后代					流入指数
		农民阶层	工人阶层	一般非体力劳动阶层	专业技术阶层	管理者阶层	
移民	农民阶层	1.54	1.01	1.12	0.61	0.91	0.91
	工人阶层	0.37	1.00	0.55	1.50	1.20	0.91
	一般非体力劳动阶层	0.00	0.00	10.08	5.46	0.00	1.36
	专业技术阶层	0.00	1.28	0.00	0.00	0.00	0.32
	管理者阶层	0.00	1.03	4.03	0.00	0.00	1.26
	流出指数	0.09	0.83	1.43	1.89	0.53	
市内原居民	农民阶层	1.91	1.03	0.73	1.13	0.00	0.72
	工人阶层	0.46	1.00	1.33	0.62	1.55	0.99
	一般非体力劳动阶层	0.00	1.29	0.00	0.00	0.00	0.32
	专业技术阶层	0.00	1.29	0.00	0.00	0.00	0.32
	管理者阶层	0.00	0.51	0.00	5.20	3.90	1.43
	流出指数	0.12	1.03	0.51	1.74	0.39	

^①表2、表3和表4中的流动率暂时未剔除时代发展引致平均水平提升的效应。

表4是职业代际流动性的统计量比较结果。可见,移民与市内原居民职业代际流动的距离 $d(P,Q)$ 显著不为0,表明两个群体中的职业代际关联程度是不一致的; $d^i(P,Q)$ 低于 $d(P,Q)$,且显著不为0,表明剔除强烈的代际传承因素后两者之间的差异依然存在。引入绝对公平矩阵 J 后, $d(P,J) < d(Q,J)$,且两个距离均大于0,表明移民的职业流动性高于市内原居民。不过, $d(P,J)$ 的统计值没有通过显著性检验,这可能是影响移民职业代际流动性还存在其他影响因素,如移民职业发展对上述时代经济社会发展效应更加敏感;下文通过标准化剔除时代发展效应展开具体分析。

表4 移民与市内原居民职业代际流动性的统计量比较

类型	相对流动距离	统计值	G^2
移民与市内原居民	$d(P,Q)$	(1.63×10^4) ***	353.19
移民与市内原居民(剔除对角线)	$d^i(P,Q)$	(1.42×10^4) ***	298.77
移民与绝对公平	$d(P,J)$	(1.41×10^4)	18.04
市内原居民与绝对公平	$d(Q,J)$	(9.75×10^4) ***	355.12

注:①原代际流动频数分布表中部分数据为0,在不影响结果的前提下使用 10^{-10} 进行替换;②显著性水平根据 χ^2 检验临界值分布表得到。

(二) 基准回归估计结果

本部分所有估计结果均来自Stata15.0计量软件的分析。表5为基准估计结果。变量之间的相关系数小于0.7,均在可控制范围内^①。(1)和(2)列表示以是否实现职业向上代际流动为因变量的OLS估计结果;(3)和(4)列表示以是否实现职业向上代际流动为因变量的Probit估计结果;(5)和(6)列分别表示以职业水平代际流动为参照的职业向下代际流动和向上流动的Mprobit估计结果。

(1)和(2)列估计结果显示,非自愿搬迁与职业向上代际流动性两者之间呈正相关,且在5%的置信水平上显著;(3)和(4)列结果表明,非自愿搬迁显著提高了职业向上代际流动性,这与宋旭光 and 何佳佳(2019)研究家庭化搬迁经历影响效应的结论一致。进一步地,其中(5)列非自愿搬迁变量的估计系数为负,说明非自愿搬迁有利于减少职业向下代际流动,但未通过显著性检验;(6)列非自愿搬迁变量的估计系数显著为正,且通过5%置信水平的显著性检验,表明相对于职业代际传承,非自愿搬迁也有利于实现职业向上代际流动。综上,研究假说H1a得到证实。

表5 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	Probit	Probit	Mprobit	Mprobit
非自愿搬迁	0.117** (0.055)	0.149*** (0.055)	0.295** (0.140)	0.432*** (0.161)	-0.159 (0.361)	0.566** (0.224)
后代年龄	—	0.019*** (0.005)	—	0.053*** (0.014)	-0.046 (0.037)	0.068*** (0.019)

^①限于篇幅,未呈现此表,需要时请与作者联系(763694332@qq.com)。

非自愿搬迁对移民职业代际流动性的影响研究

后代性别	—	-0.035 (0.049)	—	-0.094 (0.143)	-0.157 (0.338)	-0.145 (0.203)
教育代际流动性	—	0.084* (0.050)	—	0.244* (0.144)	0.094 (0.348)	0.349* (0.201)
父母健康状况	—	0.163*** (0.057)	—	0.488*** (0.168)	-0.221 (0.385)	0.641** (0.260)
父母户籍状况	—	-0.105 (0.067)	—	-0.310 (0.193)	-0.143 (0.414)	-0.436* (0.262)
行业代际传承	—	-0.184*** (0.049)	—	-0.527*** (0.139)	-0.764** (0.340)	-0.804*** (0.200)
后代兄弟姐妹数量	—	-0.035 (0.051)	—	-0.111 (0.150)	-0.256 (0.374)	-0.174 (0.214)
家庭收入	—	-0.066*** (0.019)	—	-0.195*** (0.059)	0.090 (0.150)	-0.252*** (0.085)
地区经济	—	0.266 (0.250)	—	0.779 (0.728)	1.117 (2.017)	1.168 (1.088)
常数项	0.479 (0.046)	-1.134 (1.218)	-0.054 (0.116)	-4.742 (3.553)	-5.217 (9.736)	-6.700 (5.335)
样本量	379	379	379	379	379	379
R^2 / 伪 R^2	0.012	0.183	0.009	0.144	—	—

注：①（1）至（4）列中括号内为稳健标准误，（5）和（6）列中括号内为标准误；②（3）和（4）列 VIF 均小于 10；③（5）和（6）列中的因变量是采用职业层级直接比较法得出的，这便于与（1）和（2）列对比检验。

（三）安置方式与搬迁时机的异质性影响效应分析

表 6 为安置方式影响效应的估计结果。从（1）列 OLS 和（2）列 Probit 的估计结果来看，相比市内安置，市外安置与职业向上代际流动性正相关，且均在 10% 的置信水平上通过显著性检验，即市外安置显著提高了职业向上代际流动性。（3）和（4）列结果显示，相比市外原居民，市外安置对移民获得职业向上代际流动性仍有显著正向影响；与市内原居民相比，市内安置移民更易于实现向上的职业代际流动，但未通过显著性检验，这可能是由于市内安置移民在搬迁过程中生产生活资料损失较小且对新环境适应较快，前期非自愿搬迁经历对其影响有限。（5）列结果进一步表明，移民职业向上代际流动性并没有因非后靠安置方式而提高。综上，研究假说 H1b 得到部分证实。

表 6 不同安置方式的效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	市外安置与市内安置		市外安置与市外原居民 市内安置与市内原居民 后靠与非后靠安置		

非自愿搬迁对移民职业代际流动性的影响研究

	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit
安置方式	0.107* (0.062)	0.337* (0.198)	0.589*** (0.204)	0.290 (0.179)	0.284 (0.263)
后代年龄	0.019*** (0.005)	0.058*** (0.017)	0.028 (0.167)	0.065*** (0.018)	0.059*** (0.017)
后代性别	-0.057 (0.058)	-0.180 (0.178)	0.201 (0.189)	-0.052 (0.178)	-0.172 (0.178)
教育代际流动性	0.081 (0.058)	0.239 (0.173)	0.033 (0.186)	0.349* (0.180)	0.281 (0.174)
父母健康状况	0.169** (0.071)	0.527** (0.210)	0.577** (0.225)	0.373* (0.215)	0.477** (0.207)
父母户籍状况	-0.103 (0.091)	-0.331 (0.269)	0.181 (0.280)	-0.269 (0.209)	-0.374 (0.264)
行业代际传承	-0.240*** (0.059)	-0.704*** (0.170)	-0.818*** (0.185)	-0.350** (0.177)	-0.701*** (0.169)
后代兄弟姐妹数量	-0.102* (0.060)	-0.331* (0.186)	-0.680*** (0.199)	0.065 (0.218)	-0.319 (0.195)
家庭收入	-0.059** (0.024)	-0.188** (0.075)	-0.210*** (0.077)	-0.143* (0.075)	-0.191** (0.075)
地区经济	0.349 (0.264)	1.035 (0.813)	0.956 (0.695)	4.026 (5.213)	0.599 (0.749)
常数项	-1.400 (1.293)	-5.655 (3.969)	-4.499 (3.362)	-20.958 (24.935)	-3.626 (3.665)
样本量	262	262	237	239	262
R^2 / 伪 R^2	0.205	0.166	0.194	0.136	0.168

注：①括号内为稳健标准误，下同；②（2）列 VIF 小于 10；③（3）和（4）列变量处理的方式是市外安置和市内安置赋值为 1，市外原居民和市内原居民赋值为 0。

表 7 为搬迁时机影响效应的估计结果。从（1）列 OLS 和（2）列 Probit 估计结果来看，相比在移民后代成年后搬迁，成年前搬迁与职业向上代际流动性正相关，但未通过显著性检验。（3）至（6）列的 Probit 估计结果表明，发生在各个年龄阶段上的非自愿搬迁对移民职业向上代际流动性的影响是不同的。具体来看，移民后代 0~3 岁经历非自愿搬迁显著降低了职业向上代际流动性；3~6 岁经历非自愿搬迁却显著增加了职业向上代际流动性；6~12 岁和 12~18 岁经历非自愿搬迁，对其职业向上代际流动性的影响不显著。因而，非自愿搬迁对移民职业代际流动性的作用程度受到移民后代的特定年龄阶段的影响，研究假说 H1c 得到部分证实。

表7 不同搬迁时机的效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	0 (含)~18岁	0 (含)~18岁	0 (含)~3岁	3 (含)~6岁	6 (含)~12岁	12 (含)~18岁
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
搬迁时机	0.031 (0.093)	0.072 (0.304)	-0.890** (0.441)	0.550** (0.268)	0.077 (0.186)	-0.184 (0.204)
后代年龄	0.020*** (0.007)	0.060*** (0.021)	0.047*** (0.018)	0.068*** (0.018)	0.060*** (0.018)	0.062*** (0.018)
后代性别	-0.053 (0.059)	-0.161 (0.176)	-0.153 (0.178)	-0.174 (0.176)	-0.158 (0.175)	-0.168 (0.176)
教育代际流动性	0.089 (0.059)	0.265 (0.174)	0.266 (0.174)	0.296* (0.174)	0.259 (0.175)	0.268 (0.173)
父母健康状况	0.157** (0.071)	0.479** (0.206)	0.470** (0.206)	0.482** (0.207)	0.470** (0.208)	0.458** (0.208)
父母户籍状况	-0.140 (0.089)	-0.450* (0.260)	-0.426 (0.263)	-0.378 (0.265)	-0.447* (0.262)	-0.415 (0.262)
行业代际传承	-0.235*** (0.059)	-0.685*** (0.168)	-0.676*** (0.169)	-0.682*** (0.168)	-0.685*** (0.168)	-0.689*** (0.168)
后代兄弟姐妹数量	-0.072 (0.057)	-0.238 (0.176)	-0.220 (0.177)	-0.188 (0.180)	-0.238 (0.177)	-0.217 (0.177)
家庭收入	-0.059** (0.024)	-0.183** (0.074)	-0.194*** (0.075)	-0.202*** (0.076)	-0.183** (0.074)	-0.189** (0.074)
地区经济	0.215 (0.254)	0.604 (0.747)	0.550 (0.748)	0.637 (0.750)	0.569 (0.756)	0.557 (0.754)
常数项	-0.775 (1.259)	-3.582 (3.712)	-2.827 (3.659)	-3.927 (3.698)	-3.349 (3.665)	-3.264 (3.664)
样本量	262	262	262	262	262	262
R^2 / 伪 R^2	0.1961	0.1584	0.168	0.169	0.1587	0.1606

注：(2)列VIF小于10。

(四) 内生性与稳健性检验

1. 内生性处理。本研究重点考虑了两类内生性问题。一是遗漏变量问题。为此，本研究在设置控制变量时主要从后代个体、父母、家庭和地区特征四个层面进行控制，并将父亲和母亲特征变量结合起来引入回归方程以有效避免遗漏父母任何一方变量引起估计偏误的问题。二是被解释变量和主要解释变量之间的双向因果问题。由于本研究考察的对象属于非自愿搬迁移民，因而主要解释变量（是否非自愿搬迁）和被解释变量（是否实现职业向上代际流动）不存在双向因果关系。

2.稳健性检验。本研究主要进行了三种稳健性测试。第一,采用国际标准 EGP 职业阶层分类法对本研究的职业代际流动变量进行重新赋值。具体借鉴孙旭和雷晓璐(2018)建立的 EGP 五类职业阶层思路再次划分本研究的职业阶层,由低到高为“农民”“半技术/无技术工人”“工头/技术工人”“常规非体力工人”和“专业技术人员/管理人员”^①,并依次进行 1~5 赋值。在此基础上,再根据上述职业代际流动赋值方法重新赋值。第二,缩减样本估计。为再次剔除年龄偏小和偏大可能带来的估计误差,本研究将原父代年龄变量的区间 35~65 岁缩减至 45~60 岁,并将后代年龄变量的区间 16~45 岁缩减至 25~40 岁。第三,分样本估计^②。按照父代年龄划分为父代“70 后”和“非 70 后”两个样本。同时,按照后代年龄划分为后代“90 后”和“非 90 后”两个样本。总体而言,表 8 中重估后的结果与表 5 基准估计结果基本一致。因而,上述基准估计结果是稳健的。

表 8 稳健性检验估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)		(5)		
	更换赋值方式		父代 45~60 岁	后代 25~40 岁	父代非 70 后	父代 70 后	后代非 90 后	后代 90 后
	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	
非自愿搬迁	0.454*** (0.160)	0.624*** (0.196)	0.412** (0.182)	0.437** (0.180)	0.019 (0.414)	0.495** (0.228)	0.319 (0.234)	
常数项	-4.705 (3.548)	-7.782* (4.296)	-3.436 (4.609)	-2.159 (4.132)	-7.700 (8.305)	-6.048 (4.631)	-0.605 (6.307)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
样本量	379	279	284	294	85	209	170	
伪 R ²	0.137	0.175	0.130	0.119	0.235	0.155	0.079	

五、影响机制检验

(一) 发展机会的赶超机制检验

本研究参考 CGSS^③ 问卷,使用职业获得机会感知作为发展机会的代理变量。具体题项为“只要够努力、够勤奋,都能找到工作”,采用李克特五点量表度量,根据满意程度由低到高分别进行 1~5 赋值,再分为高发展机会组(回答的满意程度在中等以上)和低发展机会组(回答的满意程度在中等及中等以下)。表 9 结果显示,非自愿搬迁与发展机会变量的交互项系数为正,但均未通过显著性检验。

^①本研究农民阶层含编码为“5”的职业;半技术/无技术工人阶层含编码为“7”和“11”的职业;工头/技术工人阶层含编码为“6”和“10”的职业;常规非体力工人阶层含编码为“4”“9”和“12”的职业;专业技术人员/管理人员阶层含编码为“1”“2”“3”和“8”的职业。

^②移民集中搬迁主要发生在 2000 年前后,而此时搬迁的父代基本处于 30~40 岁之间,也即处于整个生命历程发展的关键时期。绝大多数移民后代基本为“80 后”和“90 后”。

^③中国综合社会调查(Chinese General Social Survey)。

不过，（3）和（4）列分组估计结果表明，两组中的非自愿搬迁变量系数分别在 10%和 5%的置信水平上显著，而且高发展机会组的系数约是低发展机会组的两倍。这意味着，发展机会越高，对职业向上代际流动的正向影响越大，进而间接证实了发展机会赶超效应，研究假说 H2a 可信。

表 9 发展机会赶超机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本		低发展机会	高发展机会
	OLS	Probit	Probit	Probit
非自愿搬迁	0.145** (0.067)	0.410** (0.197)	0.383* (0.196)	0.612** (0.300)
非自愿搬迁 ×发展机会	0.018 (0.109)	0.091 (0.323)	—	—
发展机会	0.063 (0.092)	0.164 (0.268)	—	—
常数项	1.489 (1.245)	-5.963 (3.702)	-8.835* (5.099)	-2.076 (5.711)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	246	133
R^2 / 伪 R^2	0.188	0.149	0.144	0.187

（二）发展差距的内生激励机制检验

本研究将现实与期望的差距状态作为发展差距的测度指标。具体而言，发展差距来自两个维度：一是基于纵向历史维度比较现在与过去状态的绝对差距，测度题项是“与三年前相比，您本人的社会经济地位如何变化？”和“与三年前相比，您子女的社会经济地位如何变化？”；二是基于横向异质群体维度将自身现在状态与同代人状态进行比较的相对差距，测度题项是“当前，与同龄人相比，您本人的社会经济地位如何变化？”和“当前，与同龄人相比，您子女的社会经济地位如何变化？”。度量方法和赋值方式同发展机会变量测度一致。本研究使用熵值法^①对上述变量进行拟合，并划分为高发展差距组（大于均值）和低发展差距组（小于等于均值）。同时，也将绝对发展差距和相对发展差距按此方法分为高低两组以进行细致考察。表 10 估计结果显示，非自愿搬迁对职业向上代际流动性影响效应与搬迁后面临的不同发展差距水平相关。相比较低发展差距环境，较高发展差距对提升职业向上代际流动性产生了更大的激励效应，且这种激励主要源自较高的绝对差距和较高的相对差距。可能的原因是，如果个体所考虑的位置是出于理性的，那么较高的相对地位对达成个体所要达成的目标就至关重要（Sen, 1983）。综上，研究假说 H2b 部分得到证实。

^①相比主成分分析，熵值法不会减少变量维度，更便于观察。而且，本研究主成分分析中 KMO（变量间相关性）检验通过，但 SMC（复回归方程的可决系数）检验不建议采用主成分拟合。

表 10 发展差距内生激励机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		低发展差距	高发展差距	低绝对差距	高绝对差距	低相对差距	高相对差距
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
非自愿搬迁	0.107 (0.071)	0.318 (0.209)	0.198 (0.213)	0.825*** (0.256)	0.286 (0.259)	0.489** (0.211)	0.261 (0.220)	0.695*** (0.246)
非自愿搬迁 ×发展差距	0.098 (0.105)	0.273 (0.311)	—	—	—	—	—	—
发展差距	-0.071 (0.088)	-0.199 (0.256)	—	—	—	—	—	—
常数项	-1.136 (1.224)	-4.709 (3.560)	0.034 (4.613)	-11.023* (6.416)	10.956** (5.191)	-17.313*** (5.733)	-2.806 (4.710)	-7.334 (6.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	234	145	172	207	220	159
R^2 / 伪 R^2	0.185	0.146	0.152	0.194	0.157	0.224	0.149	0.180

(三) 正式社会支持的赋能机制检验

参考石智雷和朱明宝（2013）研究思路，本研究从以下三个维度测度正式社会支持。从生产条件来看，主要是受访者对安置地交通状况的评价，具体题项是“您对本地的交通环境状况满意吗？”。从基本公共服务来看，主要引入医疗、社会治安和生态环境状况，具体题项分别是“您对本地的医疗卫生设施与条件满意吗？”、“您对当地的社会治安状况是否满意？”和“您对当地的山水林草等景观是否满意？”。从制度条件来看，主要包括当地银行信贷服务和财政支持，具体题项是“您对当地银行信贷服务（借贷金额、办手续等）是否满意？”和“您对当地政府财政支持（救助、补贴等）是否满意？”。这些指标度量、赋值、拟合、分组方式同发展差距变量的处理方式一致。值得提出的是，具有中国特色的开发性移民理论产生于三峡库区非自愿搬迁移民的实践过程，改变了过去单纯依靠金钱直补（内部赋能）进行移民的方式，创建了通过发展地区经济社会（外部赋能）来实现移民可持续发展的新扶持方式。基于此，本研究进一步将正式社会支持分为外部赋能和内部赋能两种方式，进而验证不同正式社会支持方式的有效性。表 11 的估计结果表明，非自愿搬迁对职业向上代际流动性影响效应与不同正式社会支持水平相关。相比较低社会支持组，较高正式社会支持组中非自愿搬迁更显著提高了职业向上代际流动性。此外，一个值得关注的结论是，相对较低的外部赋能和较好的内部赋能，较高的外部赋能和较低的内部赋能更有利于实现职业向上代际流动。这是因为较低的外部赋能对改善职业代际流动性的作用有限，且政府的救助和补贴让部分居民产生了依赖心理，导致他们参加劳动进一步改善自身的贫困状况的积极性降低（石智雷、朱明宝，2013），最终降低了内部赋能作用。这说明，尽管可以通过正式社会支持提升职业向上代际流动性，但需要合理选择正式社会支持的有效手段。综上，研究假说 H2c 得到部分证实。

表 11 正式社会支持赋能机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		低正式社会支持	高正式社会支持	低内部赋能	高内部赋能	低外部赋能	高外部赋能
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
非自愿搬迁	0.077 (0.074)	0.225 (0.223)	0.192 (0.235)	0.673*** (0.239)	0.489*** (0.171)	0.725 (0.650)	0.215 (0.247)	0.559** (0.221)
非自愿搬迁× 正式社会支持	0.143 (0.106)	0.406 (0.314)	—	—	—	—	—	—
正式社会支持	-0.092 (0.087)	-0.263 (0.255)	—	—	—	—	—	—
常数项	-1.137 (1.221)	-4.737 (3.557)	-5.709 (4.127)	-3.331 (7.171)	-2.960 (3.661)	-75.911*** (26.333)	-6.046 (0.559)	-2.939 (5.623)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	226	153	344	35	202	177
R ² /伪 R ²	0.187	0.147	0.155	0.152	0.148	0.390	0.174	0.136

注：外部赋能包括道路交通、医疗卫生、生态环境、社会治安和银行信贷五个题项，内部赋能包括政府补贴题项。

(四) 社会资本损失的抑制效应检验

本研究根据 Putnam (1993) 的社会资本的测度体系^①设置移民社会资本损失变量，具体题项分别是“春节时，走动的亲戚朋友有几户？”“与本地人交往情况？”“对周围人的信任程度是？”“是否有在政府、医院、学校工作的亲戚朋友？”和“是否曾加入过专业合作社？”，前三项测度的是社会资本规模，均采用李克特五点量表，由低到高进行 1~5 赋值；后两项测度的是社会资本质量，回答“是”赋值为 1，否则为 0。相关变量处理方式与前文一致。表 12 结果表明，社会资本整体上显著影响了非自愿搬迁作用于职业向上代际流动性的强度。相比弱社会资本，强社会资本没有显著提高移民职业向上代际流动性；而且，较高的社会资本规模和质量提升职业向上代际流动性的作用不明显，这主要是由于搬迁造成了社会资本规模和质量上的双重损失^②，进而也间接证实了研究假说 H2d。

表 12 社会资本损失抑制效应机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		弱社会资本	强社会资本	低规模社会 资本	高规模社会 资本	低质量社会 资本	高质量社会 资本
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit

^①Putnam 提出了社会资本三个基本构成要素，即信任、网络和制度。

^②本研究样本中移民社会资本规模和质量均值显著低于市内原居民，其中，移民社会资本规模和质量均值分别为 0.556 和 0.248，市内原居民社会资本规模和质量均值分别为 0.340 和 0.168。

非自愿搬迁对移民职业代际流动性的影响研究

非自愿搬迁	0.222*** (0.064)	0.677*** (0.196)	0.695*** (0.207)	0.031 (0.269)	0.763*** (0.273)	-0.057 (0.247)	0.568*** (0.188)	-0.024 (0.369)
非自愿搬迁× 社会资本损失	-0.212* (0.112)	-0.664** (0.322)	—	—	—	—	—	—
社会资本损失	0.066 (0.094)	0.222 (0.263)	—	—	—	—	—	—
常数项	-1.030 (1.212)	-4.547 (3.597)	-3.975 (4.526)	-7.254 (6.477)	-5.303 (4.211)	-4.474 (7.160)	-3.883 (3.894)	-13.076 (10.548)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	249	130	225	154	306	73
R^2 / 伪 R^2	0.197	0.157	0.195	0.104	0.144	0.209	0.183	0.098

六、研究结论与启示

本研究利用三峡库区非自愿搬迁移民调查数据探讨了非自愿搬迁对职业代际流动性的影响。主要结论是：第一，非自愿搬迁显著提高了职业向上代际流动。移民职业代际总流动率超过 60%，大致高于市内原居民 8 个百分点；非自愿搬迁移民的职业代际流动性更容易受到社会结构变迁的影响，但非自愿搬迁移民也存在较高的职业代际传承现象，在农民阶层、工人阶层和管理者阶层上实现代际流入或流出的可能性较低。第二，非自愿搬迁对职业代际流动性的影响存在安置方式和搬迁时机上的异质性效应。市外安置显著提高了职业向上代际流动性；移民后代 0~3 岁经历非自愿搬迁会显著降低职业向上代际流动性，而 3~6 岁经历非自愿搬迁却能显著增加职业向上代际流动性。第三，非自愿搬迁主要通过改变地区经济社会发展环境和个体努力程度影响职业代际流动性，但不同水平上的发展机会、发展差距、正式社会支持与社会资本对移民代际流动性的影响不同。越高的发展机会越有利于提高职业向上代际流动性；相比较低的发展差距，较高的发展差距更可能增加移民的职业向上代际流动性，且这种内生激励效应主要源自较高的绝对发展差距和相对发展差距；较高的正式社会支持有利于改善职业向上代际流动性，但移民的依赖心理也可能会阻碍这一作用的充分发挥；相比弱社会资本对职业向上流动的提升作用，强社会资本对职业向上代际流动的提升作用不明显，主要源于非自愿搬迁给移民在社会资本规模和质量上带来了双重损失。

上述结论的政策含义在于：移民政策内容设计需要把移民后代未来发展充分纳入评估对象，尤其关注不同安置方式和搬迁时机带来的移民职业代际流动分化。同时，将非自愿搬迁移民发展纳入国家与地方经济社会发展整体规划，创造更多的发展机会；适度利用群体间发展差距产生的激励，完善移民内源发展机制；在为移民提供正式社会支持的同时也要警惕移民对扶持政策的过度依赖；重建非自愿搬迁移民社会资本时，要充分考虑到社会资本规模和质量的影响差异。

参考文献

- 1.陈斌开、陈思宇, 2018: 《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》, 《经济研究》第3期。
- 2.高峻、李珍, 2013: 《古田水库移民的历史考察》, 《中国经济史研究》第1期。
- 3.李春玲, 2006: 《流动人口地位获得的非制度途径——流动劳动力与非流动劳动力之比较》, 《社会学研究》第5期。
- 4.李丹、许娟、付静, 2015: 《民族地区水库移民可持续生计资本及其生计策略关系研究》, 《中国地质大学学报(社会科学版)》第1期。
- 5.李路路、朱斌, 2015: 《当代中国的代际流动模式及其变迁》, 《中国社会科学》第5期。
- 6.李任玉、陈悉榕、甘犁, 2017: 《代际流动性趋势及其分解: 增长、排序与离散效应》, 《经济研究》第9期。
- 7.刘欢, 2017: 《农村贫困的父辈代际传递与子辈户口迁移削弱效应研究》, 《中央财经大学学报》第6期。
- 8.卢盛峰、陈思霞、张东杰, 2015: 《教育机会、人力资本积累与代际职业流动——基于岳父母/女婿配对数据的实证分析》, 《经济学(季刊)》第2期。
- 9.石智雷、杨云彦、程广帅, 2009: 《非自愿移民、搬迁方式与能力损失》, 《南方人口》第2期。
- 10.石智雷、朱明宝, 2013: 《正式社会支持对非自愿移民经济发展效应分析》, 《现代财经(天津财经大学学报)》第11期。
- 11.宋旭光、何佳佳, 2019: 《家庭化迁移经历对代际流动性的影响》, 《中国人口科学》第3期。
- 12.孙晗霖、刘新智、张鹏瑶, 2019: 《贫困地区精准脱贫户生计可持续及其动态风险研究》, 《中国人口·资源与环境》第2期。
- 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.孙旭、雷晓璐, 2018: 《农村居民职业代际流动性的测度及分析》, 《青年研究》第2期。
- 15.檀学文, 2019: 《中国移民扶贫70年变迁研究》, 《中国农村经济》第8期。
- 16.王元腾, 2019: 《参照群体、相对位置与微观分配公平感: 都市户籍移民与流动人口的比较分析》, 《社会》第5期。
- 17.吴奇峰、苏群, 2017: 《行业垄断如何影响代际职业流动》, 《山西财经大学学报》第10期。
- 18.吴晓刚, 2006: 《“下海”: 中国城乡劳动力市场转型中的自雇活动与社会分层》, 《社会学研究》第6期。
- 19.杨沫、葛燕、王岩, 2018: 《城镇化进程中农业转移人口家庭的代际职业流动性研究》, 《经济科学》第2期。
- 20.赵旭、肖佳奇、段跃芳, 2018: 《外迁安置、土地流转及水库移民生计转型》, 《资源科学》第10期。
- 21.张义祯, 2016: 《代际教育流动及其不平等实证研究》, 《东南学术》第4期。
- 22.周兴、张鹏, 2015: 《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。
- 23.Altham, P. M. E., and J. P. Ferrie, 2007, “Comparing Contingency Tables Tools for Analyzing Data from Two Groups Cross Classified by Two Characteristics”, *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, 40(1): 3-16.
- 24.Bauer, T. K., S. Braun and M. Kvasnicka, 2013, “The Economic Integration of Forced Migrants: Evidence for Post-war

Germany”, *The Economic Journal*, 123(9): 998-1024.

25.Ceri, V., Z. Ö. Erkilic, Ü. Özer, M.Yalcin, C. Popow and T. A. Kalayci, 2016, “Psychiatric Symptoms and Disorders among Yazidi Children and Adolescents Immediately after Forced Migration Following ISIS Attacks”, *Neuropsychiatrie*, 30(3): 145-150.

26.Cernea, M. M., 2000, “Risks, Safeguards and Reconstruction: A Model for Population Displacement and Resettlement”, *Economic and Political Weekly*, 35(41): 3659-3678.

27.Chyn, E., 2018, “Moved to Opportunity: The Long-Run Effect of Public Housing Demolition on Labor Market Outcomes of Children”, *American Economic Review*, 108(10): 3028-3056.

28.Fujikura, R., and N. Mikiyasu, 2013, “The Long-term Impacts of Resettlement Programmes Resulting from Dam Construction Projects in Indonesia, Japan, Laos, Sri Lanka and Turkey: A Comparison of Land-for-land and Cash Compensation Schemes”, *International Journal of Water Resources Development*, 29(1): 4-13.

29.George, L. K., 1993, “Sociological Perspectives on Life Transitions”, *Annual Review of Sociology*, 19(1): 353-373.

30.Isabel, R., and V. S. Carlos, 2015, “The Labor Market Impacts of Forced Migration”, *American Economic Review*, 105(5): 581-586.

31.Mazumder, B., 2014, “Black-White Differences in Inter-generational Economic Mobility in the United States”, *Social Science Electronic Publishing*, 38(1): 1-18.

32.Navarra, M. Q., A. Niehof, W. Vaart, H. Horst and H. Moerbeek, 2018, “History and Institutions in the Rebuilding of Social Capital after Forced Resettlement in the Philippines and Indonesia”, *The Journal of Development Studies*, 54(8): 1392-1405.

33.Putnam, R. D., 1993, “The Prosperous Community: Social Capital and Public Life”, *The American Prospect*, 13(4): 35-42.

34.Scudder, T., 2005, *The Future of Large Dams Dealing with Social, Environmental, Institutional and Political Costs*, London: Earthscan.

35.Sen, A. K., 1983, “Poor, Relatively Speaking”, *Oxford Economic Papers*, 35(2): 153-169.

36.Shultz, J. M., A. Rechkemmer, A. Rai, and K. T. McManus, 2019, “Public Health and Mental Health Implications of Environmentally Induced Forced Migration”, *Disaster Med Public Health Preparedness*, 13(2): 116-122.

37.Souksavath, B., and M. Nakayama, 2013, “Reconstruction of the Livelihood of Resettlers from the Nam Theun 2 Hydropower Project in Laos”, *International Journal of Water Resources Development*, 29(1): 71-86.

38.Tanle, A., 2015, “Towards an Integrated Framework for Analysing the Links between Migration and Livelihoods”, *Norwegian Journal of Geography*, 69(5): 257-264.

39.Wang, J., 2017, “Rural-to-urban Migration and Rising Evaluation Standards for Subjective Social Status in Contemporary China”, *Social Indicators Research*, 134(3): 1113-1134.

40.Wilmsen, B., 2016, “After the Deluge: A longitudinal study of Resettlement at the Three Gorges Dam, China”, *World Development*, 84(8): 41-54.

41.Wilmsen, B., and A. V. Hulten, 2017, “Following Resettled People Over Time: The Value of Longitudinal Data Collection for Understanding the Livelihood Impacts of the Three Gorges Dam, China”, *Impact Assessment and Project Appraisal*, 35(1): 94-105.

42. Yoshida, H., R. D. Agnes, M. Solle and M. Jayadi, 2013, "A Long-term Evaluation of Families Affected by the Bili-Bili Dam Development Resettlement Project in South Sulawesi, Indonesia", *International Journal of Water Resources Development*, 29(1): 50-58.

(作者单位: ¹重庆工商大学长江上游经济研究中心;
²云南大学经济学院)
(责任编辑: 初心)

The Effect of Involuntary Resettlement on Inter-generational Occupational Mobility: An Empirical Analysis Based on Survey Data from the Three Gorges Reservoir Area

Teng Xianghe Qing Yun Wen Chuanhao

Abstract: With a content analysis of the resettlers in the Three Gorges Reservoir Area, this article tries to explore and empirically analyze the mechanism of the influence of involuntary resettlement on resettlers' inter-generational mobility of occupation (IMO). The results show that there are significant differences on the mobility between resettlers and indigenous inhabitants, and involuntary resettlement significantly increases the upward inter-generational mobility of occupation (UIMO). Meanwhile, involuntary resettlement also has a higher inter-generational inheritance, and the possibility of inter-generational inflow or outflow is low in the classes of farmers, workers or managers. Compared with the urban resettlement and the back-up resettlement, the suburban resettlement is found to be more conducive to the UIMO. Involuntary resettlement can significantly reduce the UIMO when the descendants are 0 to 3 years old, while it can significantly increase the UIMO when the descendants are 3 to 6 years old. The UIMO is more likely to occur in the environments with more development opportunities, large development gap, or strong formal social support. However, strong social capital has no obvious effect on the UIMO, which is mainly due to the loss of both social capital scale and social capital quality during the involuntary resettlement process.

Key Words: Resettler; Involuntary Resettlement; Inter-generational Occupational Mobility