

非自愿搬迁与移民教育代际流动性： 影响效应与作用机制

滕祥河，王欣雅，文传浩

[摘要]本文基于移民教育代际流动性视角探讨了非自愿搬迁对移民教育公平的影响，在此基础上进一步分析了移民教育代际梯次流动与跨越式流动的模式，并利用三峡库区非自愿搬迁移民调研数据进行了实证检验。结果显示：非自愿搬迁显著提高了移民教育代际流动性，有利于促进教育代际公平发展。异质性与机制分析发现，相比市内安置和后靠安置，市外安置和非后靠安置更有利于改善移民教育代际流动性；宏观受教育机会环境、家庭社会交往环境以及个体同伴相处环境在非自愿搬迁改善移民教育代际流动性过程中起到了积极的强化作用。此外，在不同教育层级上非自愿搬迁对移民教育代际流动性的影响呈现非对称性特征，非自愿搬迁对移民教育代际流动性的改善主要发生在较低教育层级，且在该层级上移民教育有明显的代际跨越式向上流动，但移民并未明显由较高教育层级代际梯次流向更高教育层级。本文的研究发现对基于教育代际流动规模和质量双重视角保障移民教育公平具有重要的政策启示。

[关键词]移民；非自愿搬迁；教育公平；教育代际流动性

一、引言

费孝通在揭示中国乡土本色时认为，从基层上看，中国社会是乡土性的，

[收稿日期] 2022-02-09

[基金项目] 中国博士后科学基金第68批面上资助项目“政府动员型移民与市场诱导型流动人口的减贫防贫效应比较：理论机制与经验事实”(W8203020001)；国家社会科学基金重大项目“长江上游生态大保护政策可持续性机制构建研究”(20&ZD095)；国家社会科学基金青年项目“代际传递视角下整村搬迁富民效应动态评估及提升路径研究”(21CJY064)。

[作者简介] 滕祥河，云南大学工商管理与旅游管理学院，电子邮箱地址：763694332@qq.com；王欣雅，云南大学经济学院，电子邮箱地址：winterwxy0224@163.com；文传浩（通讯作者），云南大学经济学院，电子邮箱地址：chhwen1972@ynu.edu.cn。

安土重迁是中国几千年来传统(费孝通, 1998)。然而, 20世纪以来, 受我国经济社会发展刚需驱动的一系列交通运输、城市建设、能源供给与环境保护等国家工程建设相继启动并产生了大规模非自愿搬迁移民。截至目前, 仅工程建设征收土地和房屋引起的非自愿移民数量就多达8000万人(施国庆、古安琪, 2018)。这些移民群体常常面临生计保障、稳定脱贫、社会适应和社会融入等问题(檀学文, 2019), 尤其随着移民后代的成长发展, 移民家庭生产功能逐渐转移到移民后代, 移民代际可持续发展问题开始显现。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)。在此背景, 基于代际可持续发展视角保障非自愿搬迁移民享有公平而有质量的发展机会, 对于实现“搬得出、稳得住、能致富、可持续”的搬迁安置目标就显得尤为重要。对移民而言, 移民与非移民身份上的差异只是一种名义上的不同, 更为实质的是附着于身份之上的代际发展机会; 且相比父代移民, 移民后代更加追求自身发展与安置地居民相向提高。

教育代际流动性作为衡量两代之间社会经济地位联系的重要指标, 反映了社会阶层结构之间的开放程度和发展机会的公平性, 为分析非自愿搬迁社会变迁对移民发展机会平等影响提供了一个重要的分析视角。教育代际流动性越高, 说明个体的教育发展更多地取决于其外生的环境因素和内生的个人能力因素, 更少受到其原生家庭社会地位水平的影响, 进而表明这个社会具有较高的机会公平程度(吕炜、郭曼曼和王伟同, 2020), 也越有利于提升移民人力资本效率和避免中等收入陷阱。从国际发展经验来看, 在移民研究范式变革视角下, 部分学者也开始从移民搬迁后生产生活的短期评估转向构建长期视角下更合意的移民代际可持续发展分析框架, 非自愿搬迁与移民代际发展机会与公平问题也得到了部分经典文献的关注。相关研究的基本发现是: 非自愿搬迁移民之所以满足于在当前安置地生活, 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机会(Takesada, 2009); 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)。最新的研究也发现, 非自愿搬迁会导致移民家庭投资偏好的转变, 促使他们从物质财产投资转向可移动的代际人力资本投资, 且这种影响会持续三代(Becker et al., 2020)。然而, 国内基于代际影响视角研究非自愿搬迁与移民代际发展机会与公平的文献并不多见, 现有研究都几乎把非自愿性移民纳入共时研究范畴, 大多以定格的父代移民生产生活现状考察非自愿搬迁安置的短期影响。

基于此,本文主要从教育代际流动性视角研究非自愿搬迁与教育公平的内在理论逻辑关系,并基于2019年三峡工程移民实地调研数据进行实证检验。一方面,三峡工程移民具有不同于其他类型移民的独有特征。三峡工程移民是当今世界水利水电工程移民史上移民数量最多、工作最为艰巨的移民工程。三峡移民工程前后历时20多年,期间共搬迁安置城乡移民129.64万人,这意味着每一千个中国人中大约就有一个三峡库区移民,三峡工程百万移民规模在当前乃至今后很长一段时期内都将难以超越。20世纪80年代提出的开发性移民设想第一次被真正应用到三峡库区移民实践当中,并由此逐渐形成、发展起具有中国本土特色的一种移民搬迁和发展模式。另一方面,三峡工程移民属于非自愿搬迁移民,是在国家工程建设政策导向下的,通过政府动员并有组织、有序进行的搬迁人口,与其他非自愿搬迁移民类型具有很多共性特征,能够为移民发展问题提供有益的参考价值。其一,这些特殊移民是由政府组织的搬迁,政府需要对其进行适度补偿和后期扶持,因而对政府扶持依赖较大。其二,面对复杂的移民问题,国家开展了形式多样的移民安置方式,不同安置模式下移民生产生活得到相应的恢复。其三,移民搬迁不仅仅是地理空间上的移动,更是一个局部社会区域的各种关系与构成要素被强制性解体并人为地进行定向性重组的过程,因而对移民的影响往往是比较持久的。

与既有研究相比,本文的主要创新贡献在于:一是从移民宽泛的范畴中将非自愿搬迁移民单独剥离出来进行独立考查,有利于清晰分辨出非自愿搬迁移民与自愿搬迁移民两个群体本身所存在的异质性。^①二是在借助教育代际传递系数分析方法识别非自愿搬迁行为影响教育代际流动性效应基础上,引入搬迁安置方式变量与影响机制变量,有利于识别不同搬迁安置方式引致的教育代际流动性差异以及非自愿搬迁影响移民教育代际流动性的具体作用机制。三是考虑到不同教育阶层的差异,借助教育代际转化矩阵分析非自愿搬迁移民的教育代际梯次流动与跨越式流动^②,进一步揭示了非自愿搬迁对移民教育代际流动性影响的质量问题,这对于完善移民后续扶持工作具有重要的参考价值。

^① 例如,相比非自愿搬迁群体,自愿搬迁群体往往因具备相对突出的自身生存发展能力而有意识选择搬迁,即自愿移民很可能更多的是适用不确定性环境的强者。此外,Becker et al. (2020)也发现了非自愿移民与自愿移民在代际人力资本长期投资存在显著差异。

^② 前者是指教育层级的相邻流动,后者是指教育层级的跨层级流动。

二、理论分析与研究假说

(一)非自愿搬迁与移民教育代际流动性

与传统从经济社会因素分析移民教育代际流动性机制不同,分析非自愿搬迁对教育代际流动性的影响实际上通过一种历时分析和过程分析的研究策略揭示个体生命历程的早期阶段因素的长期影响,或者说是沿着个体生命演化的时间轴去逆向追溯个体与外部世界的互动过程以及这种经历和个体行为决策形成的生命状态的系统性差异(Elder, 1998)。而非自愿搬迁经历实质上也不是移民在生命历程早期进行的行为选择,而是未预期到的特殊国家政策给个体发展环境带来的外生影响。根据累积过程分析原理,在父子相连的代际优势/劣势累积过程中,非自愿搬迁外力冲击因素会导致既有累积趋势发生异于原初累积方向的变化。石智雷(2018)认为,在搬迁安置强制性和冲击性的外力作用下,移民原有发展环境往往会发生结构性转变,无论是正向促进作用还是反向作用,带来的都是导致资源的流动、重新配置和区域系统从有序走向无序的正熵流。对于一个家庭而言,父代与后代就是人际网络中的互为重要和相互影响的“他者”,一次家庭搬迁可以被看作决定父母及其子女长期生命轨迹的一个重要的转折点,决定了他们在教育等各个方面上的长期成就(Hagan et al., 1996)。一方面,搬迁经历改善了个体受教育水平,相比不具有搬迁经历的个体,搬迁经历对移民个体的身心健康、语言技能、认知水平以及学业发展均发挥了显著积极作用(郑磊和吴映雄, 2014);相比当地同龄人,移民后代往往比他们获得了更高的教育(Bauer et al., 2013)。另一方面,移民搬迁也使得一部分群体生产生活受到颠覆性破坏而陷入发展困境。这种社会变迁常常通过影响正规和非正规人力资本失效,致使移民人群能力受损,进而导致介入型贫困(杨云彦, 2008),甚至给几代人都造成深远影响,导致贫困的代际累积(高峻、李珍, 2013),最终阻碍了移民后代教育的获得,并影响移民教育代际流动性。基于此,本文提出以下两个竞争性假说:

H1a: 非自愿搬迁正向改善了移民教育代际流动性。

H1b: 非自愿搬迁负向抑制了移民教育代际流动性。

(二)非自愿搬迁安置方式与移民教育代际流动性

非自愿搬迁安置方式是指为妥善安置移民所采取的具体方法和形式。移民安置方式的需求和选择取决于不同的社会经济背景和环境容量等因素,具

体与国家法律法规、政策规定、地区自然环境、劳动力素质、文化习俗、社会关系网络等方面是紧密相关的。从移民安置方式分类来看,移民安置方式主要形成了根据从事的产业、组织实施方式、补偿形式、居住地点等多种分类方式,这些不同安置方式关系到搬迁后移民整个生产生活水平恢复和发展状况。一方面,个体和群体对风险冲击具有先天的脆弱性,在特定风险环境压力下得到充分显现。不同搬迁安置方式之所以深刻影响移民教育代际流动性,其内在的逻辑是移民能力的损失与移民搬迁安置方式有很大关联,移民搬迁安置模式会直接关系到移民的后续发展及生计可持续性(郭华、黎洁,2019)。就原有的生产生活环境受冲击程度来说,受影响最小的是就地后靠的移民,其次是整体外迁;对于那些跨区县、跨省市的外迁移民而言,安置地的生产条件和生产方式与迁出地会有很大转变,受到的影响也最严重(石智雷、杨云彦、程广帅,2009;彭豪祥、冯耕耘,2015)。因而,相比就近安置,新安置地与原居住地发展环境相差越远,移民个体生产生活资料的损失对移民生产生活恢复可能产生的各方面负面影响也越明显,进而越有可能不利于改善教育代际流动性。另一方面,根据社会认知论来看,不同安置方式带来的损失是一种反应性视角,而个体或群体并非特定环境压力下的被动承受着,还有保护因素产生以及个体与环境交互的主动面向。相比就近安置,新安置地与原居住地发展环境相差越远,该安置点得到来自各级政府、社会团体以及社会服务机构等物质、非物质的援助更多,进而越有可能改善教育代际流动性。总之,移民教育代际流动性的最终结果则取决于不同安置点各自情境中风险性与支持性因素的作用机制及其幅度之间的实际对比关系。从三峡工程移民具体安置方式来看,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),这些不同安置方式则可能给移民带来迥然相异的教育代际流动性模式。基于此,本文提出以下两个竞争性假说:

H2a: 相比市内安置和后靠安置,市外安置和非后靠安置更有利于提高移民教育代际流动性。

H2b: 相比市内安置和后靠安置,市外安置和非后靠安置更不利于提高移民教育代际流动性。

(三)非自愿搬迁影响移民代际流动性的机制

非自愿搬迁影响移民代际流动性与赖以生存的发展的宏观环境、家庭环

^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。

境以及个体环境密切相关。首先，非自愿搬迁改变了移民后代宏观受教育机会环境。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以增加就学机会，移民不仅被重新安置在交通相对便利的安置地点，其后代还能够在学费、书费和生活费等方面获得扶持，同时还会享受升学时的政策性加分等一系列优惠政策，进而降低了教育成本门槛。其次，非自愿搬迁降低了移民家庭的社会资本规模和质量，移民家庭需要在与本地人交流交往中重新建立新的社会网络关系。且随着与本地原居民社会交往程度的加深，移民家庭往往也越有利于快速重建家庭社会资本，进而缓解移民家庭后代受教育过程中的借贷约束、信息约束，这对教育代际流动性有显著推动作用。再次，非自愿搬迁移民后代会形成新的同伴关系。已有研究表明，同伴关系在教育获得过程中具有示范效应(李强，2019)，在良好的同伴关系中更有利于获得更好的成绩，更有可能进入到更高的教育层级体系。因此，本文提出以下假说：

H3：宏观受教育机会环境、家庭社会交往环境以及个体同伴关系环境均能够正向强化非自愿搬迁对移民教育代际流动性的影响。

(四)非自愿搬迁与移民教育代际梯次流动和跨越式流动^①

一般而言，搬迁安置后移民实现教育代际流动是存在成本和收益的。移民最终完成教育代际梯次流动或跨越式流动取决于移民对不同教育阶层成本和收益的比较和理性权衡，而且，越高教育层级上的刚性约束条件越高，个体自我实现的需求越难得到满足，这导致实现教育代际流动的成本也越高，收益也往往越大，更需要个体在自身禀赋的基础上付出更多的努力。因而，非自愿搬迁对不同教育层级的影响范围和程度是存在差异的，且其对较低教育层级的影响倾向大于其对较高教育层级的影响。^②这意味着，非自愿搬迁对教育多层级之间的代际流动模式是存在异质性影响的。相比较高教育层级的门槛值，非自愿搬迁通常使得较低教育层级上的梯次流动和跨越式流动的门槛值降低得相对更多，进而会更显著增加移民在较低教育层级上实现梯次流动和跨越式流动的比例。基于此，本文提出：

H4：非自愿搬迁移民实现教育代际跨越式流动更可能发生的较低教育层级上，且移民在越高的教育层级上的代际梯次流动越少。

^① 本研究的教育代际梯次流动是指教育层级之间的邻近流动，教育代际跨越式流动则指教育层级的跨层级流动。

^② 如移民补贴更有可能抵消较低教育层级的成本，但无法完全抵消较高教育层级的成本。

三、实证研究设计

(一)数据来源与数据处理

本文数据来自2019年1月12—25日长江上游【流域】复合生态系统管理创新团队开展的三峡工程移民生计问卷调查(2019)。^①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。本文具体根据以下标准选择样本:(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,以及避免较大跨度年龄群组本身所存在的受教育年限差异,借鉴周兴、张鹏(2014)以及卢盛峰、陈思霞和张东杰(2015)关注不同世代的思路,本文将后代的年龄设定在16—45岁^②之间,父代年龄设定在35—65岁之间;(2)剔除父代已故、无子女以及信息缺失的样本;(3)剔除子女仍在上学的样本。最终得到父代与后代严格匹配的640份样本数据。其中,移民样本343个,包括160个市内安置移民样本和183个市外安置移民样本;原居民样本297个,包括168个市内原居民样本和129个市外原居民样本。

(二)研究方法

1. 回归估计模型。为估计非自愿搬迁对移民教育代际流动性的影响,^③

① 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。本研究所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。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。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。

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。同时下文进一步控制了子代年龄以检验结果的稳健性。

③ 测度教育代际流动性的技术路线基本借鉴和参考收入代际流动性。目前,既有研究考察收入代际流动性的技术路线主要有三条:代际传递系数、代际转换矩阵分析和姓氏分析。本研究根据既有文献、研究对象和数据资料最终选择代际传递系数分析作为本研究主要分析技术,同时利用代际转换矩阵对代际流动模式也开展了拓展性分析。

本文借鉴 Magnani and Zhu(2015)、张建华和万千(2018)、张彤进和万广华(2019)的研究思路设定基准估计模型,并根据变量设置形式相应使用 OLS、Order Probit 和 Probit 方法进行稳健性测试。基准估计模型设置如下:

$$edu_{ci} = \beta_0 + \beta_1 edu_{fi} + \beta_2 migr_i \times edu_{fi} + \beta_3 migr_i + \sum_j^n \lambda_j X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中 $migr_i \times edu_{fi}$ 为非自愿搬迁与父代教育年限变量的交互项, X_i 为个体、家庭以及地区控制变量, β_i 为影响系数, ε_i 为扰动项。其中, β_1 教育代际传递系数, 衡量的是后代与父代的教育相关程度, 即教育代际之间的传递性; β_1 越大, 代际传递性越大, 代际流动性则越小; 反之, β_1 越小, 代际传递性越小, 代际流动性则越大。其原理在于: 教育代际传递性的强弱反映了父母教育水平对子女教育成就的影响程度, 教育代际传递程度越强, 由家庭教育背景差异导致的教育成就差距越大, 表现为相比于普通学历家庭子女, 高学历家庭子女可获得更多教育资源, 教育公平越差(张建华、万千华, 2018)。 β_2 是本文重点考察的对象, 如果 β_2 系数显著为负, 则表明移民搬迁显著降低了父代教育程度对后代教育程度的影响, 即非自愿搬迁提高了移民教育代际流动性; 反之, 非自愿搬迁则降低移民教育代际流动性。

2. 代际转换矩阵。为分析不同教育层级上移民教育代际流动性差异, 本文借鉴 Mazumder(2014)、张义禛(2016)以及罗楚亮和刘晓霞(2018)的研究思路, 根据父代和后代教育程度等级划分构造相应的代际转换矩阵, 设为 $(P_{ij})_{n \times n}$ 。其中, i 和 j 分别表示父代与后代受教育程度; n 为教育等级数量; P_{ij} 为转换概率, 表示父代受教育程度为 i 而其子女受教育程度为 j 的比重。其中, 代际转换矩阵对角上的数字代表了代际传承指数, 即父代为某一种教育层级时, 其后代进入该教育层级的可能性; 非对角线代表流动指数, 其数值越大也代表流动性越强; 对角线以下代表向下流动, 对角线以上代表向上流动。

(三) 变量说明、描述性统计与变量相关系数

1. 父代与后代受教育水平变量。根据样本分布并借鉴张彤进、万广华(2019)和杜凤莲等(2019)的思路, 本文将父代与后代的受教育程度划分为文盲、小学、初中、高中、大专、大学及以上等六个层次, 并相应转化为受教育年限, 分别为 0 年、6 年、9 年、12 年、15 年和 16 年。为保障结果的稳健性, 后文也变换教育水平其他类型赋值方法重新进行估计。同时, 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, 本文借鉴吕炜、郭曼曼和王伟同(2020)的研究思路进行处理, 选取父母受教育年限最高一方作为父代受教育年限。

2. 非自愿搬迁变量。首先,根据受访者身份判断其是否为非自愿搬迁移民进行相应的赋值;其次,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。^①

3. 控制变量。现有研究主要从四个维度选取控制变量,包括后代个体特征、父代特征、家庭特征和地区发展特征(Alexi, 2017; 宋旭光、何佳佳, 2019; Shultz et al., 2019)。据此,本文具体选取年龄、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。

上述主要变量的定义与描述性统计结果见表1。在此基础上,本文进一步分析了变量间的Pearson相关系数。整体来看,变量之间的相关系数均小于0.7^②;且控制变量之间绝大多数不显著相关,因而本文变量间多重共线性得到了有效控制。本部分数据统计及下文估计结果均来自Stata15.0计量软件的分析。

表1 样本统计性描述

变量名称	变量定义及赋值说明	样本量	均值	标准差
edu_c	后代教育年限,文盲=0,小学=6、初中=9,高中=12,大专=15,大学及以上=16	511	11.1448	3.1769
edu_f	父母教育年限最高一方,赋值方式与后代一致	511	7.9961	2.9737
$migr$	是非自愿搬迁移民=1,否=0	511	0.6712	0.4702
age_c	受访时后代当年年龄(周岁)	511	28.8258	5.6706
sex_c	后代为男性=1,女性=0	511	0.5793	0.4942
$poli_c$	后代为中共党员=1,否=0	511	0.0998	0.3000
$heal_f$	父母自评身体健康状况最高一方,非常不好=1,不太好=2,一般=3,比较好=4,非常好=5	511	3.5753	0.9191
$resi_f$	父母户籍至少一方是非农户口=1,否=0	511	0.2192	0.4141
$sisb$	家庭兄弟姐妹数量	511	4.5949	1.7507

① 后靠安置是指就近安置淹没线之上的区域,如万州区;非后靠安置是指除后靠安置之外的安置。值得说明的是,搬迁安置方式有不同类型的划分,如集中安置和分散安置以及非农安置与自我门路相结合。这些不同安置方式在理论都会影响移民的代际发展,都具有重要的研究价值。但由于数据所限,本研究没有对其进行系统考察。

② 见附表1。

续表

变量名称	变量定义及赋值说明	样本量	均值	标准差
<i>incom</i>	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	511	3.9569	1.2704
<i>ln_pgdp</i>	当年各地区人均生产总值(元)对数	511	4.7732	0.0924

注：①原调查问卷对 *migr* 变量的定义为是否为三峡工程移民。这里的变换实际上不会影响结论。这是因为本文调研的对象为三峡工程移民，从移民性质上来看，属于非自愿搬迁移民。这里变量设置为“是否是非自愿搬迁移民”，与原问卷“是否为移民”实际上两者指向相同。考虑到年龄与后代教育水平的非线性关系，具体估计中还引入了后代年龄平方并进行中心化处理。②家庭收入原始问卷是将全年收入由低到高分分为“5 千以下”“5 千—1 万”“1 万—3 万”“3 万—5 万”“5 万—10 万”“10 万—20 万”“20 万—50 万”和“50 万以上”8 个区间；考虑到样本的分布情况，将“10 万—20 万”“20 万—50 万”和“50 万以上”三种类型合并为“10 万以上”，从而形成六个收入阶层。

四、实证结果分析

(一) 基准回归估计结果

表 2 为基准估计结果。(1)至(3)列结果是对全样本分析的 OLS 和 Order Probit 估计结果，(4)至(7)列结果分别是对原居民和移民样本进行分样本分析的 OLS 估计结果。与(1)列相比，加入全部控制变量的(2)列估计系数均明显下降，表明控制相关变量是有必要的；同时(2)列结果表明，教育代际传递性相对明显，当父代受教育年限提高一年，后代受教育年限提高 0.28 年，代际传递估计系数在 1% 的显著性水平上显著。这一研究结果与张建华和万千(2018)、张彤进和万广华(2019)的研究结果基本一致。但非自愿搬迁变量与父代受教育年限交互项的系数为负，且在 10% 的置信水平上显著，表明非自愿搬迁会显著降低父代对后代教育的影响，即非自愿搬迁降低了移民教育代际传递的强度，提高了移民教育代际流动性。此外，非自愿搬迁估计系数在 5% 的显著水平上显著，表明非自愿搬迁能够增加移民后代受教育年限，且这一估计结果在(3)列 Order Probit 估计中也得到验证。

进一步地，考虑到移民与原居民本身存在异质性，控制变量对两个群体的影响并非完全一致，本文再次进行了分样本分析。(4)至(6)列估计结果表明，相比原居民教育代际传递系数，非移民教育代际传递系数显著更低，其教育代际流动性则显著更高。综上，相比原居民，非自愿搬迁显著正向改善了移民教育代际流动性，研究假说 H1a 得到证实。

表2 基准估计结果

	全样本		市内原居民样本		移民样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
edu_f	0.4071*** (0.0872)	0.2808*** (0.0799)	0.1161*** (0.0345)	0.4071*** (0.0874)	0.2611*** (0.0847)	0.1496*** (0.0551)	0.1149** (0.0537)
$migr \times$ edu_f	-0.2576** (0.1032)	-0.1849* (0.0970)	-0.0779** (0.0396)	—	—	—	—
$migr$	2.0467** (0.8953)	1.8631** (0.8521)	0.7899** (0.3431)	—	—	—	—
age_c	—	-0.0776*** (0.0235)	-0.0299*** (0.0091)	—	-0.0530 (0.0359)	—	-0.0865*** (0.0306)
age_c^2	—	-0.0119*** (0.0035)	-0.0046*** (0.0014)	—	-0.0150*** (0.0052)	—	-0.0096** (0.0047)
sex_c	—	0.3495 (0.2599)	0.1348 (0.0984)	—	0.7222* (0.4120)	—	0.1681 (0.3383)
$poli_c$	—	1.7599*** (0.4052)	0.6846*** (0.1646)	—	1.6925*** (0.6200)	—	1.9185*** (0.5111)
$heal_f$	—	0.3071** (0.1448)	0.1398** (0.0559)	—	0.3655 (0.2758)	—	0.2933* (0.1695)
$resi_f$	—	1.2933*** (0.3018)	0.5122*** (0.1187)	—	2.3219*** (0.4489)	—	0.5711 (0.4055)
$sisb$	—	-0.3475*** (0.0812)	-0.1317*** (0.0314)	—	-0.5845*** (0.1545)	—	-0.2544*** (0.0965)
$incom$	—	0.2768*** (0.1063)	0.1069*** (0.0402)	—	0.3307* (0.1791)	—	0.2584* (0.1340)
\ln_pgdp	—	-0.1250 (1.5129)	-0.1527 (0.5534)	—	-11.5773 (11.6514)	—	0.6991 (1.5873)
C	7.8835*** (0.7532)	10.2973 (7.3370)	—	7.8835*** (0.7548)	64.4132 (55.4174)	9.9303*** (0.4834)	8.3006 (7.8136)
N	511	511	511	168	168	343	343
$R^2/\text{伪}R^2$	0.0559	0.2352	0.0946	0.1130	0.4306	0.0221	0.1615

注：①括号内数字为稳健标准误，下同；②上述测试样本没有纳入市外原居民样本主要为剔除市外原居民与移民本身所存在的差异干扰，如不同的教育期望和家庭经济社会地位特征，因而暂时剔除市外原居民样本后的样本为511份；③(4)–(6)列VIF均小于10。

(二) 稳健性检验

首先, 本文进行了以下四种稳健性检验。^① 第一, 进一步限定父代和后代年龄范围。在原样本基础上具体分别剔除后代年龄小于23岁和父代年龄大于60岁的样本, 并对新样本重新进行估计。第二, 分样本估计。考虑到不同年龄群体所处教育环境的时代差异, 本文基于世代思想, 按照后代年龄划分为后代“90后”和“非90后”两个样本重新进行估计。上述两种方法主要是排除年龄因素对移民教育代际流动性的干扰。第三, 更改父代与后代受教育年限的赋值方式。本文将是否接受高中以上教育作为父代与后代受教育水平的代理变量, 并使用Probit模型进行回归。第四, 借鉴Chetty等(2014)的代际次序相关性^②进行重新估计。总体而言, 表3中重估后的结果与表2基准估计结果基本一致。因而, 上述基准估计结果是稳健的。结果整体上表明, 相比原居民, 移民教育代际流动性相对更高, 即上述研究结论是可靠的。

表3 稳健性检验估计结果

	$age_c \geq 24$ 岁	$age_f \leq 60$	90后样本	非90后样本	更改赋值方式	代际次序相关		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
edu_f	0.2539*** (0.0945)	0.2632*** (0.1006)	0.2536** (0.1224)	0.1051 (0.0747)	0.2058* (0.1057)	0.1403** (0.0700)	0.8042** (0.3364)	0.2302*** (0.0696)
$migr \times edu_f$	-0.1857* (0.1095)	-0.2030* (0.1220)	—	—	—	—	-0.6915* (0.3961)	-0.1708* (0.0888)
$migr$	1.8948* (0.9454)	2.0636* (1.0687)	—	—	—	—	0.2687* (0.1389)	0.4227 (0.2845)
C	9.5671 (8.5444)	11.6496 (8.4210)	104.7300 (72.7308)	15.7493 (10.3949)	-57.8306 (74.7028)	-10.0514 (17.9963)	—	2.4437 (2.7930)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	417	376	97	223	71	120	511	511
R^2 /伪 R^2	0.2498	0.1789	0.4724	0.1151	0.5374	0.2493	0.1380	0.2238

注: ①除(7)列为Probit估计结果外, 其余列均为OLS估计结果; ②(3)和(5)列为非移民样本估计结果, (4)和(6)列为移民样本估计结果。

① 除此之外, 本文也进行了其他类型稳健性检验, 如对被解释变量和主要解释变量进行中位数调整等。结果表明本文基准回归结论较为可靠。

② 根据后代在相同年龄组后代中的受教育程度的排名对后代排序, 按照同样依此对父代受教育程度排序, 然后将子后代排名对父代排名回归得到代际次序相关系数。代际次序相关性具有线性统计优势, 相对来说是了一个较稳定的代际流动指标。不过, 本研究发现, 代际次序相关系数与代际传递系数之间的差距并不是非常大。因而, 本文重点关注两者之间的回归结果是否一致以进行互证。

其次,为进一步排除存在一些未知的或无法观测到的变量导致本文结果存在偏误,本文借鉴 Altonji et al. (2005)的估计偏误测算方法进行潜在估计偏误测算。具体过程为:首先建立含有不同变量的两组回归,其中一组为不加入控制变量或加入少数受约束控制变量(本文选择年龄和性别)的回归;另一组是加入全部控制变量的回归,并分别计算两组回归中核心解释变量的估计系数 β^r 和 β^f ;其次计算统计量 F 值,具体公式为 $F = |\beta^f / (\beta^r - \beta^f)|$ 。最后,根据 F 值判断结果的稳健性,若 $F > 1$,表明结果稳健,且 F 值越大,说明不可观测的变量对当前的研究结果造成的偏误越小。据此,本文计算了表4中不同情形下的 F 值。结果表明,不同情形中的所有 F 值均大于1,如果要提升表2(2)列估计结果的稳健性,那么未知的或者无法观测的变量的数量至少需要达到目前所有控制变量数量的2.5448倍和10.2509倍,但现实中这样做的可能性非常小,也即说明当前估计结果是较好避免潜在估计偏误的。

表4 潜在估计偏误测算

情形	受约束控制组	全部控制组	F 值
			是否为移民
情形一	不加控制变量	加表1所示的全部控制变量	2.5448
情形二	加年龄、性别	加表1所示的全部控制变量	10.2509

注:本部分核心解释变量是非自愿搬迁变量与父代受教育年限的交互项。

(三)基于搬迁安置方式的异质性分析

表5为搬迁安置方式影响移民教育代际流动性的OLS估计结果。(3)和(4)列结果显示,相比市内移民和市外原居民,市外移民教育代际传递系数明显更低,且通过10%的置信水平,表明市外迁安置比市内安置移民更有利于提高教育代际流动性。进一步地,(5)和(6)列结果显示,与市内原居民和市外原居民相比,非后靠安置移民代际传递系数相对更低,且在5%的显著水平上通过显著性检验,但后靠安置移民代际传递系数未通过显著性检验。可能的原因是,相对于非后靠安置移民,后靠安置移民属于短距离搬迁,即从淹没区就近退向非淹没区,其生产生活环境受到的冲击都相对有限,其所面临的区域经济社会发展环境没有发生实质性变化,因而移民搬迁对后靠安置移民的教育代际流动性改善作用不明显。整体而言,相比市内原居民与市外原居民,移民教育代际流动性强弱与搬迁安置方式相关,市外安置和非后靠安置方式更有利于提高移民教育代际流动性。研究假说H2a得到证实。

表 5 不同安置方式的效应分析

	市内原居民	市外原居民	市内移民	市外移民	非后靠安置移民	后靠安置移民
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>edu_f</i>	0.2611*** (0.0847)	0.2020** (0.0924)	0.1500 (0.0928)	0.1260* (0.0712)	0.1164** (0.0585)	0.1057 (0.1420)
<i>age_c</i>	-0.0530 (0.0359)	-0.1062** (0.0431)	-0.0535 (0.0458)	-0.1464*** (0.0423)	-0.1299*** (0.0322)	0.0621 (0.0887)
<i>age_c²</i>	-0.0150*** (0.0052)	-0.0136** (0.0059)	-0.0086 (0.0066)	-0.0099* (0.0058)	-0.0115* (0.0046)	-0.0099 (0.0093)
<i>sex_c</i>	0.7222* (0.4120)	0.0387 (0.5344)	0.1097 (0.4903)	0.2682 (0.4807)	0.3376*** (0.3725)	-0.0361*** (0.7892)
<i>poli_c</i>	1.6925*** (0.6200)	2.6690*** (0.6980)	1.9337*** (0.6801)	1.9918*** (0.6507)	1.5938 (0.5957)	2.6324 (0.6147)
<i>heal_f</i>	0.3655 (0.2758)	-0.1783 (0.3292)	0.3407 (0.2534)	0.2087 (0.2482)	0.0912 (0.2011)	0.6569* (0.3548)
<i>resi_f</i>	2.3219*** (0.4489)	1.7367* (0.9067)	0.1031 (0.5528)	1.3319 (0.8837)	0.4784 (0.6322)	0.2119 (0.7167)
<i>sisb</i>	-0.5845*** (0.1545)	0.0302 (0.1409)	-0.5592** (0.1678)	-0.0135 (0.1185)	-0.1539 (0.1063)	-0.6417* (0.3197)
<i>incom</i>	0.3307* (0.1791)	0.1070 (0.2993)	0.4356*** (0.2110)	0.1729 (0.1815)	0.2160 (0.1502)	0.5391* (0.3050)
<i>ln_pgdp</i>	-11.5773 (11.6514)	7.2287*** (2.4729)	-19.4369 (15.9693)	2.2190 (1.8252)	0.9818 (1.6332)	—
<i>C</i>	64.4132 (55.4174)	-20.8803* (12.2632)	104.2106 (76.8573)	2.0790 (9.0134)	8.2939 (8.1312)	7.1253 (3.6930)
<i>N</i>	168	129	160	183	271	72
<i>R²</i>	0.4306	0.3176	0.2427	0.1679	0.1557	0.2850

注：(1)—(6)列 VIF 均小于 10。

(四)非自愿搬迁影响移民教育代际流动性的机制解释

根据前文分析,本文选取受教育机会、社会交往程度以及个体同伴相处关系程度作为机制变量 m_i , 并采用机制变量、非自愿搬迁变量和父代受教育年限的交互项检验机制变量在非自愿搬迁作用于移民教育代际流动性过程中所起到的具体作用。表征影响机制的三个变量说明如下: 本文使用“只要够努力、够聪明, 都有同样的上学机会”的主观感知衡量宏观受教育机会环境, 使用“与本地人交往情况”衡量家庭层面的发展环境, 使用“与同学关系融洽程度”衡量个体发展环境; 所有机制变量均采用李克特五点尺度度量, 分别 1—5 赋值。^①

表 6 为上述影响机制的 OLS 估计结果。估计结果显示: 机制变量、非自愿搬迁变量与父代受教育年限变量交互项系数分别为 -0.0465 、 -0.0300 和 -0.0459 , 且分别在 10%、10% 和 5% 的置信水平上通过显著性检验。这表明宏观受教育机会环境、家庭社会交往环境以及个体同伴相处关系环境正向减弱了非自愿搬迁对移民教育代际传递性的影响程度, 即宏观受教育机会环境、家庭社会交往环境以及个体同伴关系环境在非自愿搬迁改善移民教育代际流动性过程中起到了积极的强化作用。这一结果对于更好认识和促进移民教育公平值具有重要的现实意义。非自愿搬迁往往伴随着新的发展机会环境, 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)。因此, 非自愿搬迁纵向改善移民教育代际流动性也依赖于横向的宏观环境、家庭环境以及个体环境。从后期扶持政策角度来看, 除了帮助移民群体获得公平的教育机会外, 还应关注这个群体与本地原居民的社会融入程度, 增强与本地居民的社会交往和社会信任。

表 6 影响机制的估计结果

	宏观教育机会环境	家庭社会交往程度	个体同学关系相处程度
	(1)	(2)	(3)
edu_f	0.2193*** (0.0878)	0.2217*** (0.0613)	0.2661*** (0.0643)

^① 即对受教育机会公平认同程度、社会交往程度和与同学关系融洽程度由低到高分别 1—5 赋值。

续表

	宏观教育机会环境	家庭社会交往程度	个体同学关系相处程度
	(1)	(2)	(3)
$migr \times edu_f \times m_i$	-0.0465*	-0.0300*	-0.0459**
	(0.0248)	(0.0170)	(0.0192)
m_i	0.3479	0.3141**	0.9389***
	(0.2478)	(0.1572)	(0.1990)
$migr$	1.8004**	1.4644**	1.8145
	(0.9059)	(0.6504)	(0.6648)
C	14.8025	9.9276	3.4681
	(9.5347)	(7.4087)	(7.2770)
控制变量	控制	控制	控制
N	230	511	509
R^2	0.2633	0.2354	0.2618

五、非自愿搬迁对移民教育代际梯次流动与 跨越式流动影响的拓展分析

上述分析表明，非自愿搬迁能够显著改善移民教育代际流动性，但这种整体层面上的移民教育代际流动性并不能真正体现不同教育层级上代际流动性差异，进而没有从结构上反映移民教育代际流动性的质量问题。为进一步揭示非自愿搬迁对移民教育代际流动性质量的影响，本文使用代际转化矩阵对此进行分析。考虑到样本具体分布，本文将父代教育和后代教育分别按照从低到高的顺序依次划分为较低教育层级（Ⅰ）、中等教育层级（Ⅱ）、较高教育层级（Ⅲ）和最高教育层级（Ⅳ）四个等级，^①依次构建全样本、移民样本与非移民子样本的教育代际转换矩阵，如表 7 所示。

从移民样本与非移民样本代际转换矩阵上的对角线数值可以看出，移民父代及其后代处于相同教育Ⅰ、Ⅱ和Ⅲ层级的概率分别为 14.12%、39.50% 和 35.90%，分别低于相同层级原居民 6.13% 和高于相同层级原居民 11.37% 和 10.90%。可以看出移民在较低教育层级的代际传递性比原居民

^① 较低教育层级是指教育年限低于 6 年(含 6 年)的层级，中等教育层级是指教育年限为 9 年的层级，较高教育层级是指教育年限为 12 年的层级，最高教育层级是指教育年限高于 15 年(含 15 年)的层级。

低,大致有85.88%的概率脱离较低教育层级,但在中等教育层级和较高教育层级上的代际传递性高于原居民,即相比原居民,非自愿搬迁对移民教育代际流动性的影响主要发生在较低教育层级上,对中等教育层级和较高教育层级的教育代际流动性作用相对有限。

从代际流动方向上来看^①,移民在Ⅰ、Ⅱ和Ⅲ层级上实现向上代际流动的概率总和分别为85.88%、57.14%和38.46%,原居民在相同教育层级上的向上代际流动分别为79.75%、60.94%和62.50%。这表明移民实现教育向上代际流动主要集中在较低教育层级上。而且,移民向下代际流动主要集中在较高教育层级以上,分别高于原居民13.14%和55.55%。从移民教育代际梯次向上流动来看,移民和非移民在第Ⅱ和Ⅲ层级上的差别不大,移民在第Ⅳ上的代际梯次向上流动概率远低于市内原居民24.04%(62.50%—38.46%)。表明非自愿搬迁未对移民代际梯次向上流向更高教育层级有明显的推动作用。从跨层级代际流动上来看,移民在Ⅰ、Ⅱ层级上实现跨层级向上流动的概率分别为47.06%和22.69%,前者高于原居民9.08%,后者低于原居民5.44%,表明移民跨层级代际流动也主要集中在较低教育层级上。因而,尽管非自愿搬迁移民整体上实现了教育代际流动性的改善,但与非移民群体的教育代际流动性也存在层级差异,移民实现向上代际流动和跨层级流动主要集中在较低教育层级上,且未明显代际梯次向上流向更高教育层级。研究假说H4基本得到证实。

此外,基于上述对移民教育代际流动性规模 and 不同教育层级上移民教育代际流动模式的比较分析,本文发现,非自愿搬迁尽管整体上改善了移民教育代际流动性,但移民教育代际流动性的质量有待进一步提高。这一研究结果对完善移民后续扶持工作具有重要的参考价值。随着非自愿搬迁移民安置发展向前发展,老一代移民因老龄化等问题相继开始退出劳动市场,家庭生产功能逐渐转移到后代,即移民后代开始从以父母为中心的家庭脱离出来,并逐渐进入劳动市场,构建以自身为中心的家庭。但由于非自愿搬迁所带来的差异性代际影响导致一部分移民后代发展缓慢,这势必会导致移民后代与本地原居民之间的新一轮发展机会的不平等,进而对安置地经济社会产生负面的影响。因而,如何在后续扶持中提高移民教育代际流动性质量以保障移民享有公平而有质量的受教育机会就需要理论工作者和实践工作给予重视。

^① 本研究将父代与后代处于相同教育层级定义为水平代际流动(代际传递),将后代教育层级高于父代教育层级的定义为向上代际流动,将后代教育层级低于父代教育层级的定位向下代际流动。

表 7 教育代际转换矩阵分析结果

全样本		后代教育等级			
		I	II	III	IV
父代 教育 等级	I	0.1606	0.3976	0.2530	0.1888
	II	0.0601	0.3552	0.3388	0.2459
	III	0.0364	0.1818	0.3273	0.4545
	IV	0.0000	0.5417	0.2500	0.2083
移民样本		后代教育等级			
		I	II	III	IV
父代 教育 等级	I	0.1412	0.3882	0.2706	0.2000
	II	0.0336	0.3950	0.3445	0.2269
	III	0.0256	0.2308	0.3590	0.3846
	IV	0.0000	0.7333	0.2667	0.0000
原居民样本		后代教育等级			
		I	II	III	IV
父代 教育 等级	I	0.2025	0.4177	0.2152	0.1646
	II	0.1094	0.2813	0.3281	0.2813
	III	0.0625	0.0625	0.2500	0.6250
	IV	0.0000	0.2222	0.2222	0.5556

六、结论与政策启示

中国正处于一个社会转型期，由“乡土中国”向“迁徙中国”的转变过程为我们提供了一种理解、认识和阐释社会阶层代际流动或社会阶层代际再生产背后动力机制的新场景。在此背景下，本文基于非自愿搬迁的代际影响视角，具体利用三峡库区非自愿搬迁移民调查数据，从教育代际流动性视角探讨了非自愿搬迁对移民教育公平性的影响。研究发现：第一，非自愿搬迁这一外力冲击具有代际影响效应，能够显著改善移民教育代际流动性，促进教育代际公平发展。第二，非自愿搬迁在改善移民教育代际流动性的同时，也会因不同安置模式引起移民教育代际流动性程度的分化，相比市内安置和后靠安置，市外安置和非后靠安置更有利于改善移民教育代际流动。第三，宏观受教育机会环境、家庭社会交往环境以及个体同伴相处环境在非自愿搬迁改善移民教育代际流动性过程中起到了积极的强化作用。第四，非自愿搬迁对移

民教育代际流动性的影响是存在结构差异的，非自愿搬迁对移民教育代际流动性的改善主要发生在较低教育层级上，移民教育代际跨越式向上流动也主要集中在该层级上，且移民教育并未明显由较高教育层级代际梯次流向更高教育层级。

基于本文的这些研究结论，可以得到如下政策启示：一是在过去从短期评估移民搬迁带来的经济社会结果基础上，移民搬迁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，从代际发展的中长期视角建立更加科学的评估体系。二是在低空间流动性的“乡土中国”向大规模、高频率迁移的“迁徙中国”持续转变情况下，移民搬迁有利于促进教育代际公平发展，这对于缓解由阶层差距和阶层固化所带来的社会压力和冲突是一个非常有价值信号。尤其在“寒门难出贵子”“寒门子弟入学机会少、入学难”论调被视为一项稳定的“社会事实”的当下，通过科学的移民搬迁方式改变个体长期固定生产生活空间的束缚，无疑是有利于消除教育代际发展中存在的困境，实现教育公平发展。三是要充分认知到搬迁安置方式在搬迁后产生新一轮教育不平等中的重要影响以及合理配置扶助资源的重要性。如何采取有针对性的措施平衡不同安置模式下移民教育代际流动性差距，避免非自愿搬迁产生的“新式教育不平等”，显然是移民搬迁后需要重新重点关注的一个领域。而这恰恰需要未来结合搬迁前后教育基本公共服务供给差异以及结合个体教育发展程度进行更加精准和有针对性地进行资源配置。四是鉴于宏观的受教育机会的宏观环境、家庭的社会交往环境以及个体同伴相处环境在非自愿搬迁改善移民教育代际流动性过程中起到的积极的强化作用，未来继续改善移民教育代际流动性的至少需要从宏观层面、家庭层面以及个体层面协同发力，不仅为移民后代提供公平的受教育机会，增强移民家庭的社会融入和归属感，也有必要营造有利于移民后代在搬迁安置地校园生活的包容性环境。此外，由于非自愿搬迁对移民教育代际流动性的影响是有限度的。这意味着，非自愿搬迁的教育代际流动性改善效应不能被高估或过分夸大。要结合不同教育层级上的移民自身特征，为改善移民在较高教育层级上的梯次流动和跨越式流动制定针对性的差异化政策。而且在继续改善移民较低教育阶层的开放性的同时，打破移民较高教育阶层所存在的一些深层次壁垒和藩篱，才能切实保障移民公平而有质量的教育发展权。

本文表明，非自愿搬迁是具有代际影响效应的，仅从父代移民生产生活的视角评判非自愿搬迁的影响效应是不客观和全面的。随着移民后代进入从以父母为中心的家庭脱离出来并构建以自身为中心的家庭的阶段，从代际可持续发展视角来关注非自愿搬迁问题变得非常迫切。当前，这种非自愿搬迁

的外力冲击干扰是否能够影响到多代人的发展，本文无法对更长期的趋势做出判断。不过，这也是未来探讨非自愿搬迁与社会流动关系时一个重要的研究课题。

[参考文献]

- 杜凤莲、石婧、张悦平、张麟，2019：《有其父必有其子吗？中国教育代际传递规模与影响因素分析》，《劳动经济研究》第1期。
- 费孝通，1998：《乡土中国生育制度》，北京：北京大学出版社。
- 高峻、李珍，2013：《古田溪水库移民的历史考察》，《中国经济史研究》第1期。
- 郭华、黎洁，2019：《城镇安置模式对陕南移民搬迁农户生计活动影响研究——基于广义精确匹配模型》，《中国人口·资源与环境》第7期。
- 李强，2019：《同伴效应对农村义务教育儿童辍学的影响》，《教育与经济》第4期。
- 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》，《经济学动态》第2期。
- 罗楚亮、刘晓霞，2018：《教育扩张与教育的代际流动性》，《中国社会科学》第2期。
- 吕炜、郭曼曼、王伟同，2020：《教育机会公平与居民社会信任：城市教育代际流动的实证测度与微观证据》，《中国工业经济》第2期。
- 彭豪祥、冯耕耘，2015：《三峡移民社会适应性研究》，武汉：武汉大学出版社。
- 施国庆、古安琪，2018：《非自愿移民社会分层研究：一个分析框架》，《南京社会科学》第8期。
- 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。
- 石智雷，2018：《移民、贫困与发展——中国水库移民贫困问题研究》，经济科学出版社。
- 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4期。
- 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。
- 杨云彦，2008：《社会变迁与边缘化人群的能力再造》，《中南财经政法大学学报》第6期。
- 张建华、万千，2018：《高校扩招与教育代际传递》，《世界经济》第4期。
- 张彤进、万广华，2019：《家庭金融市场参与能改善教育的代际流动性吗？》，《经济评论》第3期。
- 张义祯，2016：《教育代际流动及其不平等实证研究》，《东南学术》第4期。
- 郑磊、吴映雄，2014：《劳动力迁移对农村留守儿童教育发展的影响——来自西部农村地区调查的证据》，《北京师范大学学报(社会科学版)》第2期。
- 周兴、张鹏，2014：《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》，《经济学(季刊)》第1期。
- Alexi, G., M. Mckee, M. J. Murphy, A. Azarova, D. Irdam, K. Doniec and L. King, 2019,

- “Inter-generational Mobility in Relative Educational Attainment and Health-Related Behaviours”, *Social Indicators Research*, 141(1):413–441.
- Altonji, J. G. , E. E. Todd and R. T. Christopher, 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables; Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1):151–184.
- Bauer, T. K. , S. Braun and M. Kvasnicka, 2013, “The Economic Integration of Forced Migrants: Evidence for Post-War Germany”, *The Economic Journal*, 123(571):998–1024.
- Becker, S. O. , I. Grosfeld, P. Grosjean, N. Voigtländer and E. Zhuravskaya, 2020, “Forced Migration and Human Capital: Evidence from Post-WWII Population Transfers”, *American Economic Review*, 110(5):1430–1463.
- Chetty, R. , N. Hendren, P. Kline and E. Saez, 2014, “Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Inter-generational Mobility in the United States”, *Quarterly Journal of Economics*, 129(4):1553–1623.
- Hagan, J. , R. MacMillan and B. Wheaton, 1996, “New Kid in Town: Social Capital and the Life Course Effects of Family Migration on Children”, *American Sociological Review*, 61(3):368–385.
- Magnani, E. and R. Zhu, 2015, “Social Mobility and Inequality in Urban China: Understanding the Role of Inter-generational Transmission of Education”, *Applied Economics*, 47(43):4590–4606.
- Mazumder, B. , 2014, “Black-White Differences in Inter-generational Economic Mobility in the United States”, *Social Science Electronic Publishing*, 38(1):1–18.
- 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.
- 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.
- Takesada, N. , 2009, “Japanese Experience of Involuntary Resettlement: Long-term Consequences of Resettlement for the Construction of the Ikawa Dam”, *International Journal of Water Resources Development*, 25(3):419–430.
- Wilmsen, B. , 2016, “After the Deluge: A longitudinal study of Resettlement at the Three Gorges Dam, China”, *World Development*, 84(8):41–54.
- 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.
- 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.

The Effect and Mechanism of Involuntary Resettlement on the Inter-generational Mobility of Education of Re-settlers

TENG Xiang-he¹, WANG Xin-ya², WEN Chuan-hao²

(1. School of Business and Tourism Management, Yunnan University;

2. School of Economics, Yunnan University)

Abstract: Based on the inter-generational mobility of education (IME), this article analyzed the impact of involuntary relocation on the educational equity of the re-settlers, and conducted an empirical test using the survey data collected from re-settlers' households in Three Gorges Reservoir Area. The results show that there are significant differences on the IME between re-settlers and indigenous inhabitants, and the involuntary resettlement significantly increases the IME. The heterogeneity and mechanism analysis shows that re-settlers out of Chongqing have significantly increased the IME, compared to re-settlers in Chongqing or resettled in nearby area, and the macro environment of fair educational opportunities, the family environment of social interaction and the individual environment of getting along well with classmates is beneficial to positively strengthen the effect of involuntary relocation on the IME. Also, the effect of the involuntary resettlement on the IME is asymmetry at different educational levels. The IME mainly occurs at the lower educational levels, and the re-settlers at the lower educational levels also have obvious upward leapfrog mobility across educational levels. Yet the re-settlers do not adjacently move upward to the highest educational classes from from the higher ones. These finds have important policy implications for improving the scale and quality of the IME to realize educational equity.

Key words: re-settler; involuntary resettlement; educational equity; inter-generation mobility of education

(责任编辑：杨娟 责任校对：杨娟 刘泽云)

附表 1 变量间的 Pearson 相关系数

变量	edu_c	edu_f	$migr$	age_c	sex_c	$poli_c$	$heal_f$	$resi_f$	$sisb$	$incom$	\ln_pgdp
edu_c	1										
edu_f	0.2097*** (0.0000)	1									
$migr$	-0.0140 (0.7521)	-0.0402 (0.3647)	1								
age_c	-0.2051*** (0.0000)	0.0097 (0.8264)	-0.0708 (0.1100)	1							
sex_c	-0.0910** (0.0397)	-0.0358 (0.4192)	0.0111 (0.8024)	0.0711 (0.1086)	1						
$poli_c$	0.1967*** (0.0000)	0.0444 (0.3166)	0.0246 (0.5796)	0.0125 (0.7773)	-0.0733* (0.0979)	1					
$heal_f$	0.1601*** (0.0003)	0.1106** (0.0124)	-0.1467*** (0.0009)	-0.1564*** (0.0004)	0.0332 (0.4535)	-0.0451 (0.3089)	1				
$resi_f$	0.2277** (0.0000)	0.1058** (0.0167)	-0.1428*** (0.0012)	0.0422 (0.3414)	0.0299 (0.4997)	0.0445 (0.3150)	0.1162*** (0.0085)	1			
$sisb$	-0.2168*** (0.0000)	-0.1001** (0.0236)	0.2333*** (0.0000)	0.0982** (0.0265)	0.1086** (0.0141)	-0.0461 (0.2986)	-0.0937** (0.0342)	-0.1315*** (0.0029)	1		
$incom$	0.1560*** (0.0004)	0.1136** (0.0102)	-0.0172 (0.6985)	-0.1674*** (0.0001)	0.0710 (0.1087)	0.0164 (0.7108)	0.2110*** (0.0000)	0.1000** (0.0238)	0.1870*** (0.0000)	1	
\ln_pgdp	0.0445 (0.3149)	0.0044 (0.9215)	-0.1506*** (0.0006)	0.0539 (0.2236)	-0.0228 (0.6069)	0.0498 (0.2611)	0.1103 (0.0126)	0.0541 (0.2219)	-0.1637*** (0.0002)	-0.1217*** (0.0059)	1