

易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户 收入及收入质量的影响*

——基于 8 省 16 县的微观数据分析

汪三贵^{1,2} 马 兰^{1,2} 孙俊娜³

摘要：本文利用 8 省份 16 县 1144 户易地扶贫搬迁户的三期平衡面板数据，采用随机效应模型实证检验安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响。研究发现：与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应和提质效应分别提高了 14.6% 和 2.6%，这一结论在重新测量被解释变量和克服内生性后依然成立。从收入结构看，与农村安置相比，城镇安置带来的工资性收入、财产性收入和转移性收入增加效应更强；从收入质量不同维度看，与农村安置相比，城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性、优化其收入的结构性、降低其收入的成本性。进一步分析发现，上述效应具有一定异质性。从不同搬迁时间看，短期内，城镇安置的增收效应与农村安置相比更强；从长期看，城镇安置的增收效应和提质效应与农村安置相比均更强。从不同收入水平看，城镇安置较农村安置的增收优势突出表现为“益贫不益富”的特点，而提质优势则具有“益富不益贫”的特点。鉴于以上发现，乡村振兴阶段的搬迁要充分考量迁入地的区位选择，采用城镇安置优先的原则；长期动态关注农村搬迁户的收入和收入质量状况，防止出现规模性返贫；提高农村安置低收入群体的收入水平，缩小农村安置户内部收入差距。

关键词：易地扶贫搬迁 安置区位 收入 收入质量

中图分类号：F310 **文献标识码：**A

一、引言

易地扶贫搬迁政策作为“五个一批”脱贫措施的重要手段，通过重构农户发展空间、阻断贫困产生根源，来解决生态脆弱地区“一方水土养不好一方人”的问题（朱永甜和余劲，2021）。截至 2020

*本文研究受到中国人民大学科学研究基金项目“中华人民共和国脱贫攻坚史研究——解析脱贫攻坚的历史演进与成效”（编号：22XNLG07）的资助。本文通讯作者：孙俊娜。

年底, 960 多万贫困群众“搬得出”的任务已全部完成^①, 为消除绝对贫困和全面建成小康社会发挥了重要作用。但“搬得出”只是阶段性成果, 搬迁后搬迁户能否“稳得住、能致富”是易地扶贫搬迁后续帮扶阶段关注的重点, 也是决定易地扶贫搬迁工作成败的关键因素(武汉大学易地扶贫搬迁后续扶持研究课题组, 2020; 时鹏等, 2022)。收入是表征搬迁户是否能顺利实现“稳得住、能致富”的重要指标, 若搬迁后收入状况得不到改善, 就容易出现规模性返贫甚至返迁。同时, 若只关注收入数量的变化, 而忽略收入变化过程中搬迁户收入质量问题的特殊性, 就容易造成“为增长而增长”的倾向和“有增长无质量”的境况。因此, 确保搬迁户在“后搬迁”时期收入平稳有序增长、收入质量全面提升, 将是易地扶贫搬迁工程的重点工作, 也是备受社会关注的焦点问题。

然而, 已有易地扶贫搬迁相关文献主要围绕搬迁对生计资本和生计策略、减贫效果、社会融入和收入等几个方面的影响展开。例如, 在生计资本和生计策略方面, 较多研究指出易地扶贫搬迁改变了搬迁户的生计环境, 引发了生计资本结构重组, 整体上改善了搬迁户的生计资本和生计策略、提升了生计资本总量、优化了生计资本结构, 进而促进搬迁户生计策略向多元化发展, 并逐渐由农业主导型向非农主导型转化(Meinzen and Adato, 2008; 王君涵等, 2020)。在减贫效果方面, 易地扶贫搬迁不仅通过改善区域资源禀赋, 促进生产要素优化配置, 降低了贫困发生率、贫困深度和贫困强度(Bigsten, 1996; 张会萍和罗媛月, 2021), 还通过改善与搬迁户生产生活密切相关的基础设施和公共服务等条件, 降低了搬迁户的贫困脆弱性(Arnall et al., 2013; 宁静等, 2018)。在社会融入方面, 易地扶贫搬迁将搬迁户的居住方式从散居变成聚居, 造成原有的社会网络、代际关系、家庭结构等发生变化, 进而使搬迁户难以实现社区融入(郑娜娜和许佳君, 2019); 并且不同安置方式和社交距离同样会对搬迁户的社会融入产生影响, 与分散安置相比, 集中安置因社交距离的增加, 在一定程度上阻碍了搬迁户的社会融入(张晨等, 2022)。在收入方面, 已有研究主要集中于“是否搬迁”对农户总收入、收入结构、收入差距等方面的影响。在对总收入的影响方面, 时鹏等(2022)、朱永甜和余劲(2021)、时鹏和余劲(2023)、李聪等(2020)、李聪等(2019)已得出一致的结论, 认为搬迁促进了搬迁户收入水平的提高。而在收入结构和收入差距等方面, 已有研究暂未形成统一的意见。例如: 朱永甜和余劲(2021)指出, 易地扶贫搬迁显著提高了搬迁户的总收入和非农收入, 降低了搬迁户内部的收入差距; 李聪等(2019)则认为搬迁在增加搬迁户收入的同时, 在一定程度上加剧了低收入群体内部的收入差距。

可以看出, 已有文献主要基于“是否搬迁”这一识别策略对易地扶贫搬迁的收入效应进行评价, 较少有研究关注搬迁户被安置到不同区位所带来的收入效应差异。实际上, 易地扶贫搬迁工程涉及范围广、影响程度深, 若搬迁区域的选择与家庭资源禀赋无法适配, 那么在搬迁后的生计重建、社会融合、后续发展等方面将面临较多问题与挑战。因此, 若想“稳得住、能致富”, 安置区位的选择十分关键。易地扶贫搬迁从安置区位上可分为农村安置和城镇安置(郭华和黎洁, 2019)。与农村安置相比, 城镇安置因搬迁距离较远, 生计资本和生计策略改变较大, 不同的生计资本和生计策略对搬迁户

^①资料来源: 《“十三五”易地扶贫搬迁任务全面完成》, http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/03/content_5566832.htm。

的影响不同。因此，本文从收入和收入质量视角评估不同安置区位对搬迁户有何不同影响。本文研究不仅可以检验政策的实施效果，而且对于乡村振兴阶段是选择就地并村还是选择城镇安置来实现新型城镇化也有重要的参考价值。遗憾的是，既有研究对此缺乏相应的理论探讨与实证检验。基于此，本文首先对易地扶贫搬迁安置区位影响搬迁户收入和收入质量进行理论分析，并提出研究假说；其次，利用全国 8 省 16 县 1144 户易地扶贫搬迁户的三期平衡面板数据，采用随机效应模型的方法识别不同安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响；再次，利用工具变量法和处理效应模型对遗漏变量和自选择导致的模型内生性问题进行处理，对结果的稳健性进行检验；最后，本文进一步分析安置区位对搬迁户收入及收入质量影响的异质性，以深入探究易地扶贫搬迁不同安置区位“增收提质”的时间效应和群体效应。

与已有研究成果相比，本文的边际贡献主要包括三个方面。首先，本文将“持久收入理论”与“收入质量”联系到一起进行阐述，尝试在经济学范式下探寻“收入质量”这一概念的理论起源与内涵。其次，已有文献主要从收入的充足性、结构性、稳定性、成本性和知识性五个维度构建收入质量指数，而本文认为收入的知识性是获得收入的主体所拥有的能够获得收入的知识技能，并非测量收入质量的指标。因此，本文构建收入质量指数的维度不包括收入的知识性，进一步修正和完善了收入质量指标体系。最后，中国在乡村振兴阶段仍有大量的搬迁工作，就地并村还是城镇安置这种搬迁区位选择的正确与否将在很大程度上决定着搬迁工程的效果和成败。本文将易地扶贫搬迁安置区位分为农村安置和城镇安置，分析不同安置区位带来的收入效果差异，以期从收入视角为乡村振兴阶段的搬迁以及其他有类似搬迁需要的国家提供借鉴和参考。

二、理论分析与研究假说

不同的安置区位对搬迁户有不同的影响，总体来看，农村安置和城镇安置均可以直接和间接影响搬迁户家庭的收入和收入质量。

（一）易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户收入的影响

农户行为理论认为农户是理性的个体，他们会基于现有的资源，根据自身的需求或偏好进行合理决策，以期达到帕累托最优，实现利益最大化。易地扶贫搬迁改变了搬迁户的生计资本（吴嘉莘等，2022），在利润最大化的驱使下，搬迁户会根据安置区现有的资源重新调整生计策略，不同的生计策略对搬迁户的收入和收入结构有不同的影响，因此不同的安置区位对搬迁户的收入和收入结构有不同的影响。具体来说，与农村安置相比，城镇安置距迁出地较远，随着搬迁距离的增加，回原居住地从事种养殖业投入的时间和成本也不断增加（赵元等，2016；曾琦和杨耀淇，2017）；同时，城镇安置多为无土安置，加上居住模式的改变（安置区多为高层建筑）（时鹏等，2022），使搬迁户无法在安置区从事种养殖业（李霄等，2019）。因此，作为理性经济人，城镇安置的搬迁户将完全放弃或较少在原居住地从事种养殖业（时鹏和余劲，2021），进而减少种养殖规模，直接减少经营净收入^①。而

^①由于搬迁户的经营净收入多为农业经营净收入，非农经营净收入占比较小，本文中的经营净收入仅指农业经营净收入。

农村剩余劳动力和从农业中释放的劳动力等可变要素在家庭内部经过再调整可以配置到其他生产部门,以实现家庭效用最大化(马志雄和丁士军,2013)。一是促进非农转移就业。在搬迁到城镇后,为了达到家庭效用最大化,搬迁户会根据家庭成员各自的优势进行劳动分工,尽可能把农村剩余劳动力和从农业中释放的劳动力转移到非农产业部门,通过增加非农就业人数来提高家庭工资性收入;或是将农村剩余劳动力或挤出的劳动力照料家中老人和孩子,让其他劳动力有更多时间专注于非农工作,通过提高非农劳动强度来增加工资性收入。二是获得更多的政府补贴。城镇安置虽然在短期内不会改变搬迁户的低保金、五保金和惠农补贴等,但非农就业人数的增加可以获得更多的政府务工补贴和省外交通补助,从而提高搬迁户转移性收入。三是促进土地流转。作为理性经济人,搬迁户家庭生产要素配置行为也符合帕累托最优原则。城镇安置引致家庭闲置耕地数量增加,在一定程度上促进了搬迁户土地转出行为,进而通过增加土地租金收入来提高家庭财产性收入(谢先雄等,2020)。

整体而言,与农村安置相比,城镇安置对搬迁户家庭收入的影响主要表现为:通过缩减种养殖规模减少经营净收入,通过促进劳动力从事非农工作增加工资性收入,通过获得更多政府补贴提高转移性收入,通过促进土地流转增加财产性收入。而工资性收入、财产性收入和转移性收入的增加能弥补经营净收入的下降,最终促进搬迁户收入的增加。

根据上述分析,本文提出以下假说。

H1: 与农村安置相比,城镇安置带来的收入增加效应更强。

H1a: 与农村安置相比,城镇安置带来的工资性收入、财产性收入和转移性收入增加效应更强。

(二) 易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户收入质量的影响

1. 持久收入理论视角下收入质量的内涵界定。持久收入理论是由美国著名经济学家弗里德曼提出来的。该理论把居民收入分为持久性收入和暂时性收入:持久性收入是指长期的、有规律的稳定收入,具有稳定性、多元化等特征;而暂时性收入是指在短期内得到的收入,可能是正值(如意外获得的奖金),也可能是负值(如遗失或者被盗等),具有不稳定性、非连续性和偶然性等特征(金春雨等,2012;赵航和吴迪,2019)。持久收入理论认为:持久性收入使居民心理预期稳定,暂时性收入无法形成稳定的预期,因此消费取决于持久性收入,而不取决于暂时性收入,即居民对不同类型的收入会作出不同的反应;作为理性经济人,为了实现长期效用最大化,他们会更倾向于获得持久性收入而非暂时性收入。

持久性收入和暂时性收入表现出的不同特征反映了个体收入存在显著的质态差异性,且因质态的差异,相同数量水平的收入所带来的效用水平也不同。即在实际生活中,因个体的增收能力、就业结构、工作性质和劳动成本等不同,获取的收入可能会存在显著的质态多元性,带来的效用水平也有高有低。因此,本文将搬迁户获取的收入中所反映的质态差异特性综合界定为收入质量,并认为获得的效用水平越高,收入质量也越高。已有研究将收入质量的质态差异归纳为收入的充足性、结构性、稳定性、成本性和知识性五个维度(孔荣和王欣,2013;罗永明和陈秋红,2020)。而本文认为,收入的知识性是获得收入的主体所拥有的能够获得收入的知识 and 技能,并非测量收入质量的指标。因此,本文拟从收入的充足性、结构性、稳定性和成本性四个维度构建易地扶贫搬迁户的收入质量评价指标

体系，并基于指标体系计算收入质量指数以及四个维度的分指数，全面测量搬迁户的收入质量。同时，本文预期高质量的收入表现为数量充足、结构合理、增长稳定、获取成本低（孔荣和王欣，2013）。

2. 易地扶贫搬迁安置区位影响收入质量的机制分析。根据农户行为理论，与农村安置相比，城镇安置的搬迁户为了实现利益最大化，会根据现有的资源将生计策略由农业生产转向非农就业（黎洁，2016），进而直接和间接影响搬迁户的收入质量。一是城镇安置直接降低收入的成本性。对于搬迁户来说，收入的成本主要是农业生产成本和务工成本。一方面，城镇安置促使搬迁户从农业生产转向非农就业，直接减少占比较高、费用较多的农业生产性投入；另一方面，城镇安置为搬迁户提供更多就近务工的机会，加上政府对脱贫户外务工发放交通补贴，务工成本增加较少。因此，与农村安置相比，城镇安置收入的成本性有所下降。二是城镇安置间接提高收入的充足性，优化收入的结构性。搬迁户不仅追求利润最大化而且追求风险最小化，为了可持续生计的需要，他们普遍根据现有资源选择多元化工作。因此，城镇安置工作机会的增加促进农村剩余劳动力或从农业中释放的劳动力从事多元化工作。一方面，这有利于增加搬迁户家庭收入，使收入的充足性进一步提高；另一方面，收入来源的增加使收入结构不断优化调整（罗媛月等，2022）。三是城镇安置间接降低收入的稳定性。搬迁户家庭劳动力大多文化素质偏低，技能水平差，为避免劳动力资源浪费，他们会选择从事一些低端或临时性工作（张会萍和罗媛月，2021），与稳定的农业生产相比，搬迁后工作频繁变动降低了搬迁户收入的稳定性。

整体而言，与农村安置相比，城镇安置对搬迁户家庭收入质量的影响主要表现为增加收入的充足性、优化收入的结构性以及降低收入的稳定性和成本性，并且充足性、结构性和成本性的优化效果会超过稳定性下降的影响效应，最终促进搬迁户收入质量的提高。

根据上述分析，本文提出以下假说。

H2：与农村安置相比，城镇安置带来的收入提质效应更强。

H2a：与农村安置相比，城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性、优化其收入的结构性、降低其收入的稳定性和成本性。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用的微观农户数据来源于“易地扶贫搬迁的社会经济与环境影响评估”项目在云南、四川、广西、湖北、湖南、甘肃、贵州和陕西 8 省份的调查数据。该项目对样本区域的选择主要基于两方面的考虑：第一，样本省份“十三五”易地扶贫搬迁总人口均超过 50 万，是《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》（以下简称《规划》）中搬迁规模最大的 8 个省份，也是《规划》中搬迁户所在的主要区域，样本分布具有良好的代表性；第二，样本区域涵盖所有的安置模式、搬迁模式和安置区位，为本文研究提供了良好的数据基础。

在确定样本省份后，基于地理分布、政策区域、搬迁规模等因素，该调查采取多阶段随机抽样的方法确定样本县、安置点和搬迁户。首先，在每个样本省份随机抽取 2 个样本县。其次，在每个样本

县随机抽取 3 个安置点。最后，在每个安置点根据安置点规模随机抽取一定比例的“十三五”期间入住的搬迁户。调查问卷包括安置区问卷、村问卷和农户问卷。

本文主要使用该项目 2017 年、2019 年和 2021 年的农户问卷数据，包括家庭基本情况、农业生产情况、就业状况、收入与消费、易地扶贫搬迁基本情况、借贷情况以及搬迁后的住房情况、后续帮扶等信息。本文获得的农户样本分别为 2017 年 1898 户、2019 年 2035 户和 2021 年 2030 户，受访者多为户主或对家庭情况较清楚的家庭成员。在剔除无效样本、关键变量缺失样本以及未追踪到的样本后，最终形成 1144 户搬迁户的三期平衡面板数据，观测值总数为 3432 户。

（二）收入质量指标体系构建

本文根据收入质量的内涵，从收入的充足性、结构性、稳定性、成本性四个维度选取 7 个具体指标（见表 1）构建搬迁户收入质量评价指标体系。

表 1 易地扶贫搬迁户收入质量评价指标体系

一级指标	二级指标	变量赋值	指标属性
充足性	家庭年收入	家庭年收入取对数	正向
结构性	收入来源数量	家庭收入来源个数	正向
	家庭务工收入比重	务工收入占家庭收入的比重	正向
稳定性	收入增长率	每两年家庭收入增长率	正向
	贷款金额	实际贷款金额	负向
成本性	农业生产成本	成本大于收入=2，成本等于收入=1，成本小于收入=0	负向
	务工成本	成本小于收入=2，成本等于收入=1，成本大于收入=0	负向

收入的充足性指收入总量是否能够满足家庭的需求，即收入的数量水平。家庭年收入是反映家庭收入数量的重要指标，因此收入的充足性由家庭年收入指标构成。收入的结构反映农户的就业状况和风险分散能力。一般来说，收入来源渠道越少、家庭务工收入占比越低，越是主要依靠或唯一依靠农业收入，收入结构就越不协调。因此，本文使用收入来源数量和家庭务工收入比重 2 个指标来综合反映收入是否具有多元化的结构特征。收入的稳定性指收入是否有稳定的来源和潜在的风险。一般来说，家庭收入逐年增长，说明家庭收入更稳定持久，同时家庭贷款金额越少，潜在的风险也越低。因此，收入的稳定性由收入增长率和贷款金额 2 个指标综合反映。收入的成本性指获取收入时发生的成本费用。理性经济人不仅关心收入的绝对量，而且关心收入的相对量，他们会将自己获得的收入与投入的成本进行比较，进而决定其经济行为。对于搬迁户来说，他们的收入成本主要是农业生产成本和务工成本，因此本文收入的成本性由农业生产成本和务工成本 2 个指标组成。

收入质量的构建不仅需要可获得的具体指标，也需要对相关指标赋予权重。常见的赋权方法有主观赋权法和客观赋权法两种，为了避免主观赋权造成指数测度不准确，本文采用客观赋权法中的熵值法测算收入质量及其四个维度。

（三）模型与变量

本文的核心解释变量为不随时间变化的变量，因此无法使用固定效应模型进行估计（王媛和杨广亮，2016）。为实现本文的研究目的，本文借鉴张海峰等（2021）的模型构建思路，将三期平衡面板随机效应模型设定如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z' + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： i 和 t 分别表示第 i 个搬迁户和第 t 年；被解释变量 y_{it} 表示搬迁户家庭收入或收入质量；核心解释变量 x_{it} 是安置区位，为0-1虚拟变量， $x_{it}=1$ 表示城镇安置， $x_{it}=0$ 表示农村安置； Z' 为控制变量，即其他可能影响搬迁户收入和收入质量的因素，包括户主特征、家庭特征、安置区特征等； η_t 为时间虚拟变量； ε_{it} 是随机误差项； β_0 、 β_1 和 β_2 是待估系数。

（四）变量说明与描述性统计

1.被解释变量。本文被解释变量为搬迁户收入和收入质量情况。其中，收入包括搬迁户家庭年收入及其分项收入。家庭年收入是经营净收入、工资性收入、财产性收入、转移性收入之和。其中：经营净收入包括种植业净收入和养殖业净收入2项；工资性收入指家庭全部工资性收入，含本地或外地打工的全部收入、退休金等；财产性收入包括土地、房屋等租金，入股分红和利息收入；转移性收入指政府补贴和人情往来等其他转移性收入。为减少异方差的影响，收入与分项收入均做对数处理^①和2%缩尾处理。收入质量包括收入的充足性、结构性、稳定性、成本性四个维度和基于这四个维度综合计算得出的收入质量。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为安置区位。继续在本村或外村生活的称为农村安置，赋值为0；而作为城镇居民在迁入乡镇或县城生活的称为城镇安置，赋值为1。

3.控制变量。本文在回归分析中控制了其他可能影响搬迁户收入及收入质量的因素。一是户主特征。户主作为重要的家庭成员，在家庭分工决策上具有话语权，对家庭收入和收入质量有重要影响。本文选取户主年龄、户主受教育情况、户主健康状况和户主居家时间4个变量作为户主层面的控制变量。二是家庭特征。家庭特征反映家庭的资源禀赋和家庭结构，不同的资源禀赋和不同的家庭结构对搬迁户收入和收入质量有不同的影响，如果不考虑家庭之间的异质性，则得出的回归结果容易产生偏误。因此，本文选取家庭负担人口数量、家庭患病人数、人均耕地面积、对公共事务的影响力、是否本村大姓、亲戚朋友数量6个变量作为家庭层面的控制变量。三是安置区特征。安置区特征反映搬迁户居住地的区域禀赋，安置区的交通状况和市场距离等都会影响搬迁效果。在安置区差异较大的情况下，如果不对安置区特征进行有效识别，会导致回归结果出现偏误。故本文选取家到村委会距离、家到最近水泥路距离和家到最近县城距离3个变量作为安置区层面的控制变量。此外，为尽可能降低内

^①由于工资性收入、财产性收入和转移性收入存在0值，为防止样本缺失，在对数处理时将收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入加1后取对数。经营净收入存在收入为负的情况，为保留收入为负的样本，在对数处理时若经营净收入大于或等于0，加1取对数；若经营净收入小于0，对其取绝对值后再加1取对数的相反数。

生性问题，本文还控制了时间虚拟变量。

4. 变量描述性统计。各变量的赋值说明与描述性统计情况如表 2 所示。

表 2 变量赋值说明与描述性统计

变量	变量定义	均值	最小值	最大值
被解释变量				
收入	家庭年经营净收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入之和（元）	41543	882	186514
经营净收入	家庭年经营净收入（元）	6727	-10000	80000
工资性收入	家庭年工资性收入（元）	28288	0	142700
财产性收入	家庭年财产性收入（元）	243	0	4000
转移性收入	家庭年转移性收入（元）	4797	0	31635
收入质量	综合四个分指数计算得出	0.14	0.02	0.63
收入充足性	通过熵值法计算得出	0.64	0	1
收入结构性	通过熵值法计算得出	0.52	0	1
收入稳定性	通过熵值法计算得出	0.02	0	1
收入成本性	通过熵值法计算得出	0.83	0	1
核心解释变量				
安置区位	城镇安置=1，农村安置=0	0.39	0	1
控制变量				
户主年龄	实际年龄（岁）	56.12	30	82
户主受教育情况	未上学=0，学前班=1，小学=2，初中=3，高中=4，高中以上=5	2.03	0	5
户主健康状况	自评健康=1，否则=0	0.55	0	1
户主居家时间	每年实际在家居住时间（月）	10.58	0	12
负担人口数量	家庭 16 周岁以下孩子与 65 周岁及以上老人人数之和（人）	1.32	0	6
患病人数	自评不健康的家庭成员人数之和（人）	1.19	0	6
人均耕地面积	家庭人均耕地面积（亩）	2.02	0	11.25
对公共事务的影响力	农户自评家庭对村庄公共事务有影响=1，没有影响=0	0.42	0	1
是否本村大姓	是否为本村最大姓氏：是=1，否=0	0.36	0	1
亲戚朋友数量	家中有合得来的亲戚朋友数量（人），连续变量	35.14	0	500
家到村委会距离	连续变量（千米）	3.50	0	170
家到最近水泥路距离	连续变量（千米）	0.05	0	1.50
家到最近县城距离	连续变量（千米）	53.69	0	220
工具变量				
迁出村海拔	连续变量（米）	1170	75	2800

四、模型估计结果与分析

(一) 基准回归结果

1.安置区位对搬迁户家庭收入的影响。表3报告了采用随机效应模型估计安置区位对搬迁户家庭收入以及经营净收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入影响的基准回归结果。同时,与混合回归作对比,两种模型估计的结果几乎无差异^①。因此,本文仅对随机效应模型的估计结果进行汇报。表3(1)列显示,核心解释变量安置区位在1%的统计水平上显著,且系数估计值为0.146。这说明,与农村安置相比,城镇安置带来的增收效应增强了14.6%。从收入结构看,表3(2)列安置区位的系数为-1.757,且通过1%水平的显著性检验。即相比于农村安置,城镇安置对搬迁户的经营净收入产生显著的负向影响。这可能是因为,搬迁导致耕作半径增加,进而迫使搬迁户调整生计策略,减少农业生产经营。调查数据显示,与农村安置搬迁户相比,城镇安置的搬迁户户均土地撂荒面积增加1.32亩,非农化特征更加明显,这一调查结果与王倩等(2019)的观点一致。与之相反,表3(3)~(5)列中,安置区位的估计系数均显著为正。这说明,与农村安置相比,城镇安置对搬迁户的工资性收入、财产性收入和转移性收入的增加效应更强,主要原因有三个方面。一是搬迁导致农业生产活动减少,进而促进非农就业。调查数据显示,与农村安置的搬迁户相比,城镇安置的搬迁户户均非农就业人数增加0.30人、非农就业时间增加2.40个月,进而通过增加非农就业人数和时间来增加工资性收入。二是城镇安置的搬迁户耕作半径扩大,进而促进土地流转。调查数据显示,与农村安置的搬迁户相比,城镇安置的搬迁户户均土地转出增加1.03亩,城镇安置的搬迁户通过增加土地租金的方式增加了财产性收入。三是城镇安置促进搬迁户从事非农就业,进而获得了更多的政府就业补贴和省外务工补贴。调查数据显示,城镇安置的搬迁户户均获得的政府就业补贴和省外务工补贴比农村安置的搬迁户多1940.91元,从而增加了转移性收入。这意味着,与农村安置相比,城镇安置带来较强的增收效应主要源于较高的工资性收入、财产性收入和转移性收入,且弥补经营净收入损失后仍有结余。

表3 安置区位对搬迁户收入影响的随机效应模型回归结果

变量	(1) 收入	(2) 经营净收入	(3) 工资性收入	(4) 财产性收入	(5) 转移性收入
安置区位	0.146*** (0.041)	-1.757*** (0.216)	0.537*** (0.123)	0.435*** (0.104)	0.480*** (0.126)
户主年龄	0.004* (0.002)	-0.002 (0.010)	0.047*** (0.005)	0.006 (0.004)	0.015*** (0.006)
户主受教育情况	0.070*** (0.018)	0.066 (0.095)	0.168*** (0.054)	0.116*** (0.044)	0.048 (0.055)
户主健康状况	0.103** (0.043)	0.389 (0.266)	0.436*** (0.138)	0.002 (0.126)	-0.022 (0.143)

^①由于篇幅限制,混合模型回归结果未在文中展示,若有需要,可联系笔者。

表3 (续)

户主居家时间	-0.053*** (0.005)	0.122*** (0.032)	-0.211*** (0.014)	-0.050*** (0.016)	0.004 (0.017)
负担人口数量	0.068*** (0.015)	0.143 (0.089)	0.242*** (0.047)	-0.042 (0.042)	0.090* (0.050)
患病人数	0.012 (0.021)	-0.033 (0.129)	0.083 (0.062)	0.027 (0.059)	0.333*** (0.071)
人均耕地面积	0.001 (0.008)	-0.015 (0.054)	-0.049* (0.026)	0.018 (0.025)	0.120*** (0.027)
对公共事务的影响力	0.081*** (0.030)	0.725*** (0.190)	0.175* (0.091)	0.093 (0.089)	-0.013 (0.106)
是否本村大姓	0.055 (0.042)	0.376* (0.211)	0.009 (0.127)	-0.006 (0.100)	-0.207* (0.126)
亲戚朋友数量	0.000* (0.000)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.002 (0.001)
家到村委会距离	-0.002 (0.002)	0.025** (0.011)	-0.018** (0.008)	-0.017*** (0.003)	-0.012* (0.006)
家到最近水泥路距离	-0.014 (0.094)	0.732 (0.448)	-0.276 (0.311)	-0.446** (0.184)	-0.217 (0.341)
家到最近县城距离	-0.000 (0.001)	0.013*** (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.007*** (0.001)	0.003* (0.002)
常数项	9.659*** (0.136)	1.812** (0.730)	6.560*** (0.405)	1.200*** (0.351)	4.670*** (0.438)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432
R ²	0.250	0.099	0.160	0.086	0.057

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内的数值为稳健标准误；③时间虚拟变量已控制。

2.安置区位对搬迁户家庭收入质量的影响。表4报告了安置区位对搬迁户收入质量影响的随机效应模型的回归结果。与混合回归作对比，两种模型估计的结果几乎无差异^①，因此本文仅汇报随机效应模型估计结果。表4（1）列显示，安置区位在1%的统计水平上显著，且估计系数为0.026，即与农村安置相比，城镇安置带来的收入提质效应显著提高了2.6%。这说明，与农村安置相比，城镇安置带来一定的提质效应，有助于搬迁户实现收入的可持续性。

从不同维度看，安置区位对搬迁户收入的充足性、结构性、稳定性和成本性有不同影响。首先，表4（2）列和（3）列显示，安置区位均在1%的水平上显著且估计系数为正。这说明，与农村安置相比，城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性和结构性。城镇安置为搬迁户提供了更多的工作机会，有利于促进搬迁户从事多元化工作。调查数据显示，与农村安置搬迁户相比，城镇安置的搬迁户收入

^①由于篇幅限制，混合模型回归结果未在文中展示，若有需要，可联系笔者。

渠道增加 0.33 个, 说明城镇安置搬迁户不再仅仅依靠农业收入, 而是通过增加收入渠道、促进工作多元化进一步提升收入的充足性和优化收入的结构性。其次, 表 4 (5) 列显示, 安置区位在 1% 的水平上显著且估计系数为负。即与农村安置比, 城镇安置更有利于降低搬迁户收入的成本性。城镇安置促使搬迁户从农业生产转向非农就业, 直接减少了占比较高、费用较多的农业投入, 进而降低了收入的成本性。最后, 表 4 (4) 列显示, 安置区位的估计系数为负但不显著, 说明与农村安置相比, 城镇安置对搬迁户收入的稳定性无显著影响。

表 4 安置区位对搬迁户收入质量影响的随机效应模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	收入质量	收入充足性	收入结构性	收入稳定性	收入成本性
安置区位	0.026*** (0.005)	0.027*** (0.008)	0.052*** (0.009)	-0.001 (0.002)	-0.044*** (0.009)
户主年龄	-0.001*** (0.000)	0.001* (0.000)	0.002*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.002*** (0.000)
户主受教育情况	-0.002 (0.002)	0.013*** (0.003)	0.011*** (0.004)	-0.001 (0.001)	0.005 (0.004)
户主健康状况	-0.013** (0.006)	0.019** (0.008)	0.016* (0.010)	0.001 (0.002)	0.030** (0.012)
户主居家时间	-0.000 (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)
负担人口数量	-0.007*** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.008** (0.003)	-0.000 (0.001)	0.014*** (0.004)
患病人数	-0.004 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.002*** (0.001)	0.005 (0.006)
人均耕地面积	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.001* (0.000)	-0.003 (0.002)
对公共事务的影响力	-0.012*** (0.004)	0.015*** (0.006)	0.009 (0.007)	0.002 (0.002)	0.027*** (0.008)
是否本村大姓	-0.004 (0.005)	0.010 (0.008)	0.003 (0.010)	0.000 (0.001)	0.009 (0.009)
亲戚朋友数量	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
家到村委会距离	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
家到最近水泥路距离	-0.010 (0.010)	-0.003 (0.018)	-0.031 (0.022)	-0.003 (0.002)	0.014 (0.020)
家到最近县城距离	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	0.001*** (0.000)

表 4 (续)

常数项	0.260*** (0.016)	0.537*** (0.025)	0.531*** (0.030)	0.050*** (0.006)	0.610*** (0.032)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432
R ²	0.084	0.250	0.113	0.017	0.086

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内的数字为稳健标准误；③时间虚拟变量已控制。

(二) 稳健性检验

1.稳健性检验一：更换被解释变量测量方法的稳健性检验。在搬迁户收入的测量上，基准回归中的收入核算扣除了家庭各项成本。考虑到各项成本可能对回归结果造成影响，表 5（1）列中对收入的核算并未扣除各项成本。可以看到，回归结果与前文结果保持一致，说明安置区位对搬迁户收入的影响不受成本的影响。为进一步探究搬迁户在搬迁后不依赖转移性收入的创收能力，本文在基准回归基础上剔除转移性收入后再次检验安置区位对搬迁户收入的影响。表 5（2）列显示，安置区位显著且估计系数为正，说明即使在不依靠政府补贴和亲友转移收入的情况下，与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应更强，进一步证明了基准回归结果的稳健性。

表 5 更换被解释变量测量方法的稳健性检验结果

变量	收入		收入质量	
	未扣除各项成本核算收入 (1)	剔除转移性收入 (2)	采用因子分析法测量 (3)	增加收入的知识性维度 (4)
安置区位	0.121* (0.069)	0.116* (0.070)	0.140*** (0.021)	0.025*** (0.005)
常数项	9.834*** (0.235)	8.929*** (0.225)	0.209*** (0.073)	0.269*** (0.015)
观测值	3432	3432	3432	3432
R ²	0.071	0.179	0.084	0.078

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；③括号内的数值为稳健标准误；④时间虚拟变量已控制。

在收入质量的测量上，基准回归中采用熵值法计算收入质量指数。为了避免测算方法差异对回归结果的影响，本文进一步采用因子分析法^①对收入质量指数重新测量。表 5（3）列估计结果与基准回归结果基本一致，再次说明与农村安置相比，城镇安置有利于提升搬迁户收入质量的结论基本稳健。在指标选择上，本文借鉴已有研究，增加收入的知识性维度（用户主学历、是否参加培训 2 个指标衡量），然后采用熵值法重新计算收入质量指数。表 5（4）列显示，即使测量指标变化，基准回归结果依然稳健成立。

2.稳健性检验二：遗漏变量导致内生性的稳健性检验。根据《规划》的总体布局，在搬迁户安置区

^①在因子分析前需要进行 KMO 值和 Bartlett 球形检验。检验结果显示：Bartlett 球形检验的卡方统计量为 3445.757，相应的概率 p 值为 0；KMO 检验的值为 0.586，大于 0.5。这说明，本文的数据适合进行因子分析法。

位的选择上，应坚持宜城则城、宜乡则乡的原则，根据安置地人口规模，尊重群众意愿合理划分安置区。也就是说，将搬迁户安置在城镇还是农村，虽由政府统一规划，但也要尊重搬迁户的意愿，因此，本文的基准回归可能遗漏了一些影响搬迁户区位选择的不可观测因素（如搬迁户的区位偏好、生活习惯、职业规划等）。为此，本文采用工具变量法缓解遗漏变量导致的内生性问题，选取迁出村海拔作为工具变量，进行两阶段最小二乘估计。海拔是地理位置的重要标志之一，海拔越高的迁出村越有可能位于山区。与高海拔的山区村相比，低海拔的平原村可以提供更多的建设区位，建设成本和建设难度更低，可以安置的人数更多，农村安置尤其是本村安置的可能性也更大。因此，迁出村海拔是影响搬迁户安置区位选择的重要因素之一，满足工具变量相关性的要求；迁出村海拔作为反映地理位置情况的变量，属于较为外生的变量，对搬迁户搬迁后的收入和收入质量没有直接影响，满足工具变量外生性的要求（张晨等，2022）。在此基础上，本文对工具变量的有效性进行检验。从检验结果来看，不可识别检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 190.270，对应的 p 值为 0.000，拒绝“不可识别”的原假设。弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald 统计量为 239.486，大于 10% 偏误水平下的临界值 16.38，拒绝存在弱工具变量的原假设。因此，迁出村海拔作为工具变量通过了工具变量有效性检验，证明了其作为工具变量的合理性。

表 6 汇报了两阶段最小二乘法的估计结果。结果显示，在克服遗漏变量导致的内生性问题后，安置区位对搬迁户收入和收入质量依然有显著的正向影响，估计系数虽然均大于基准回归结果的系数，但系数的符号和显著性没有实质性变化。这说明，与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应和提质效应更强的结论较稳健。

表 6 安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响：工具变量法

变量	收入		收入质量	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
迁出村海拔	0.0002*** (0.000)		0.0002*** (0.000)	
安置区位		0.240* (0.125)		0.143*** (0.019)
常数项	0.150** (0.061)	9.570*** (0.128)	0.150** (0.061)	0.215*** (0.019)
观测值	3432	3432	3432	3432
R ²	0.161	0.249	0.161	

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③括号内的数值为稳健标准误；④时间虚拟变量已控制。

3.稳健性检验三：自选择导致内生性的稳健性检验。上文使用工具变量法在一定程度上解决了遗漏变量导致的内生性问题，但仍可能存在搬迁户基于家庭禀赋或比较优势分析后进行区位选择的自选择偏差，进而影响研究结果的准确性和可靠性（尹志超等，2020；岳崑等，2021）。为缓解潜在的自选择问题，本文进一步使用处理效应模型进行分析。同时，本文的内生变量安置区位为二值虚拟变量，

适用于处理效应模型。表7汇报了安置区位对搬迁户收入和收入质量影响的处理效应模型两步法估计结果。结果显示，安置区位对搬迁户收入和收入质量均产生显著的正向影响。这说明，通过处理效应模型缓解自选择内生性后，城镇安置带来的增收效应和提质效应比农村安置更强的结论依然稳健。

表7 安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响：处理效应模型

变量	收入		收入质量	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
迁出村海拔	0.0005*** (0.000)		0.0005*** (0.000)	
安置区位		0.248* (0.150)		0.167*** (0.023)
常数项	-0.830*** (0.047)	9.568*** (0.130)	-0.830*** (0.047)	0.207*** (0.018)
观测值	3432	3432	3432	3432
伪R ²	0.039		0.039	

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***和*分别表示1%和10%的显著性水平；③括号内的数值为标准误；④时间虚拟变量已控制。

（三）异质性分析

1.不同搬迁时间的异质性分析。搬迁时间不同，搬迁户在安置区生活的适应能力不同，可能会造成安置区位对搬迁户收入和收入质量的异质性影响。表8分别报告了安置区位对不同搬迁时间^①的搬迁户收入和收入质量的异质性影响结果。

表8 不同搬迁时间下安置区位对搬迁户收入与收入质量的影响

变量	收入			收入质量		
	搬迁1年	搬迁2年	搬迁2年以上	搬迁1年	搬迁2年	搬迁2年以上
安置区位	0.247*** (0.096)	0.157* (0.080)	0.104* (0.058)	0.001 (0.010)	0.011 (0.010)	0.043*** (0.007)
常数项	8.680*** (0.339)	9.662*** (0.260)	9.940*** (0.180)	0.283*** (0.038)	0.251*** (0.033)	0.260*** (0.022)
观测值	717	888	1827	717	888	1827
R ²	0.245	0.237	0.280	0.100	0.072	0.108

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***和*分别表示1%和10%的显著性水平；③括号内的数值为稳健标准误；④时间虚拟变量已控制。

从收入情况来看，与农村安置相比，无论搬迁时间长短，城镇安置带来的增收效应均更强。从收入质量情况来看，与农村安置相比，随着搬迁时间的增加，安置区位系数由正向不显著变为正向显著。这说明：在短期内，与农村安置相比，城镇安置的增收效应更强；而从长期来看，与农村安置相比，

^①此处搬迁时间指截至2020年底搬迁户搬迁到安置住房的时长，其中搬迁时长不足一整年按一整年计算。

城镇安置的增收效应和提质效应均更强。由此表明，城镇安置更有利于促进搬迁户长期可持续发展。

2.不同收入搬迁户的异质性分析。不同收入水平搬迁户的人力资本禀赋亦不同，可能会造成安置区位对搬迁户收入和收入质量的异质性影响。为检验安置区位对不同收入水平搬迁户的影响是否存在差异，本文根据搬迁户收入和收入质量情况，采用分位数回归模型进行检验。表9报告了安置区位对搬迁户收入影响的分位数回归结果。结果显示，安置区位对不同收入水平搬迁户收入的影响存在重要差异，与农村安置相比，城镇安置带来的收入优势随着收入水平分位数的上升整体上呈不断下降的趋势。这表明，与农村安置相比，城镇安置对中低收入搬迁户具有较强的增收效应，而对高收入水平搬迁户的影响较弱，表现出一定的“益贫不益富”特点。即与农村安置相比，城镇安置较有利于降低搬迁户内部的收入不平等程度。

表9 安置区位对搬迁户收入的影响：分位数回归

变量	10% 分位数	20% 分位数	30% 分位数	40% 分位数	50% 分位数	60% 分位数	70% 分位数	80% 分位数	90% 分位数
安置区位	0.166** (0.074)	0.192*** (0.050)	0.173*** (0.053)	0.137*** (0.048)	0.127*** (0.045)	0.126*** (0.038)	0.113*** (0.035)	0.067** (0.033)	0.007 (0.037)
常数项	8.625*** (0.260)	9.156*** (0.178)	9.437*** (0.185)	9.536*** (0.169)	9.723*** (0.160)	9.958*** (0.135)	10.269*** (0.122)	10.574*** (0.115)	10.780*** (0.131)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432
伪R ²	0.187	0.186	0.166	0.146	0.127	0.114	0.110	0.107	0.104

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③括号内的数值为标准误；④时间虚拟变量已控制。

表10报告了安置区位对搬迁户收入质量影响的分位数回归结果。结果显示，与农村安置相比，城镇安置整体上带来的提质效应更强，但效果大小随着分位数的变化存在差异。具体来看，随着搬迁户收入水平分位数上升，安置区位的系数值呈现先增加后下降的“倒U型”变化趋势，且在60%分位数处达到最大值。总的来说，城镇安置对中等偏上收入水平搬迁户的提质效果高于中等偏下收入水平搬迁户，表现出一定的“益富不益贫”特点。

表10 安置区位对搬迁户收入质量的影响：分位数回归

变量	10% 分位数	20% 分位数	30% 分位数	40% 分位数	50% 分位数	60% 分位数	70% 分位数	80% 分位数	90% 分位数
安置区位	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.017** (0.008)	0.110*** (0.007)	0.063*** (0.010)	0.050*** (0.018)	0.006** (0.002)
常数项	0.063*** (0.003)	0.069*** (0.004)	0.072*** (0.003)	0.083*** (0.004)	0.121*** (0.029)	0.180*** (0.025)	0.367*** (0.035)	0.456*** (0.063)	0.411*** (0.009)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432
伪R ²	0.026	0.018	0.011	0.009	0.014	0.081	0.075	0.073	0.171

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③括号内的数值为标准误；④时间虚拟变量已控制。

与农村安置相比，城镇安置的增收效应表现出一定的“益贫不益富”特点，而提质效应具有“益富不益贫”特点。可能的原因是，中低收入搬迁户主要为人力资源禀赋较差或无劳动能力的社保兜底户，因自身能力限制，搬迁后主要从事临时性工作和低技能型工作，虽能在短期内促进收入增加，但需要更长时间的后续帮扶才能实现收入的转型升级。因此，城镇安置对中低收入水平搬迁户收入的影响较大，而对其收入质量的影响较小。而高等收入搬迁户家庭人力资源禀赋较好，搬迁前在城镇从事非农就业的比例高于中低收入搬迁户，收入数量提升空间较小，但其学习能力和适应能力较好，在搬迁的作用下更容易抓住有利机会实现收入的转型升级，因而收入质量提升幅度比中低收入搬迁户更为明显（周丽等，2020）。

五、结论与启示

本文基于8省份16县1144户易地扶贫搬迁户的三期平衡面板数据，采用随机效应模型识别了安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响，同时使用工具变量法和处理效应模型克服内生性问题，并进一步探究了安置区位对搬迁户收入和收入质量影响的时间效应和群体效应。

本文研究得出如下结论。第一，与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应和提质效应更强。基准回归结果显示，与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应和提质效应分别提高了14.6%和2.6%。第二，从收入结构视角看，城镇安置带来的工资性收入、财产性收入和转移性收入增加效应比农村安置更强；从收入质量不同维度看，与农村安置相比，城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性、优化收入的结构性、降低收入的成本性。第三，安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响存在异质性。从不同搬迁时间来看，在短期内，与农村安置相比，城镇安置的增收效应更强，而从长期看，与农村安置相比，城镇安置的增收和提质效应均更强。从不同收入水平搬迁户来看，与农村安置相比，城镇安置对中低收入搬迁户带来的增收效应更强，表现出一定的“益贫不益富”特点；而对中高收入搬迁户的提质效应更强，表现出一定的“益富不益贫”特点。

基于上述结论，本文得出如下启示。第一，从总体上看，与农村安置相比，城镇安置对于搬迁户收入无论是量的增加还是质的提升均有显著优势，故城镇安置比农村安置为搬迁户提供了更好的收入保障。因此，乡村振兴阶段的搬迁，尤其是中西部地区，要充分考量迁入地的区位选择，在承载能力允许且做好后续扶持保障的前提下，应以城镇搬迁为主，充分发挥城镇化的带动效应。第二，从长期看，与农村安置相比，城镇安置的增收效应和提质效应均更强，即城镇安置比农村安置更有利于促进搬迁户收入和收入质量的提升。因此，在乡村振兴阶段，需长期动态关注农村安置搬迁户的收入和收入质量状况，尤其是人力资本较差、适应能力不强的搬迁户，防止其因收入下降或不稳定而出现规模性返贫。第三，与农村安置相比，城镇安置的增收效应表现出“益贫不益富”的特点，即城镇安置比农村安置更有利于缩小搬迁户内部收入差距。因此，易地扶贫搬迁后续帮扶应更多关注农村安置搬迁户的内部收入差距问题，谨防低收入群体“因搬迁返贫”，从而对易地扶贫搬迁政策的实施造成不利影响。

参考文献

- 1.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, 第149-156页。
- 2.金春雨、程浩、黄敦平, 2012: 《基于持久收入假说的我国农村居民消费行为研究》, 《农业经济问题》第5期, 第65-73页。
- 3.孔荣、王欣, 2013: 《关于农民工收入质量内涵的思考》, 《农业经济问题》第6期, 第55-60页、第111页。
- 4.黎洁, 2016: 《陕西安康移民搬迁农户的生计适应策略与适应力感知》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第44-52页。
- 5.李聪、刘若鸿、许晏君, 2019: 《易地扶贫搬迁、生计资本与农户收入不平等——来自陕南的证据》, 《农业技术经济》第7期, 第52-67页。
- 6.李聪、王磊、李明来, 2020: 《鱼和熊掌不可兼得? 易地搬迁, 家庭贫困与收入分异》, 《中国人口·资源与环境》第7期, 第140-150页。
- 7.李霄、卢圣华、汪晖, 2019: 《征地对农户收入的影响及其空间分异性研究——基于CHFS数据的倍差法分析》, 《中国土地科学》第10期, 第102-110页。
- 8.罗永明、陈秋红, 2020: 《家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构——基于子女异质视角下的家庭生命周期模型》, 《中国农村经济》第8期, 第85-105页。
- 9.罗媛月、张会萍、肖人瑞, 2022: 《易地扶贫搬迁对移民收入质量的影响研究——基于宁夏947个搬迁移民的调研数据》, 《干旱区资源与环境》第10期, 第18-24页。
- 10.马志雄、丁士军, 2013: 《基于农户理论的农户类型划分方法及其应用》, 《中国农村经济》第4期, 第28-38页。
- 11.宁静、殷浩栋、汪三贵、王琼, 2018: 《易地扶贫搬迁减少了贫困脆弱性吗? ——基于8省16县易地扶贫搬迁准实验研究的PSM-DID分析》, 《中国人口·资源与环境》第11期, 第20-28页。
- 12.时鹏、王倩、余劲, 2022: 《易地扶贫搬迁对农户收入的影响机理及效应——基于陕南3市8县1712个农户数据的实证分析》, 《经济地理》第2期, 第190-202页。
- 13.时鹏、余劲, 2021: 《风险预期、市民化感知及农户认知对易地扶贫搬迁农户宅基地退出的影响》, 《资源科学》第7期, 第1387-1402页。
- 14.时鹏、余劲, 2023: 《易地扶贫搬迁对农户非农就业的影响——基于内生转换Probit模型》, 《农业技术经济》第4期, 第101-120页。
- 15.王君涵、李文、冷淦满、仇焕广, 2020: 《易地扶贫搬迁对贫困户生计资本和生计策略的影响——基于8省16县的3期微观数据分析》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第143-153页。
- 16.王倩、邱俊杰、余劲, 2019: 《移民搬迁是否加剧了山区耕地撂荒? ——基于陕南三市1578户农户面板数据》, 《自然资源学报》第7期, 第1376-1390页。
- 17.王媛、杨广亮, 2016: 《为经济增长而干预: 地方政府的土地出让策略分析》, 《管理世界》第5期, 第18-31页。
- 18.吴嘉莘、熊吉安、杨红娟, 2022: 《基于准自然实验的少数民族地区农户易地扶贫搬迁对生计的影响研究》, 《中国软科学》第4期, 第129-138页、第148页。
- 19.武汉大学易地扶贫搬迁后续扶持研究课题组, 2020: 《易地扶贫搬迁的基本特征与后续扶持的路径选择》, 《中

国农村经济》第12期，第88-102页。

20.谢先雄、赵敏娟、蔡瑜、邓悦，2020：《农地休耕如何影响农户收入？——基于西北休耕试点区1240个农户面板数据的实证》，《中国农村经济》第11期，第62-78页。

21.尹志超、刘泰星、张诚，2020：《农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响》，《中国工业经济》第1期，第24-42页。

22.岳崴、王雄、张强，2021：《健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性》，《中国工业经济》第10期，第175-192页。

23.曾琦、杨耀淇，2017：《压煤村庄搬迁对农业生产的影响——以兖州市为例》，《中国人口·资源与环境》第2期，第102-108页。

24.张晨、马彪、仇焕广，2022：《安置方式、社交距离与社会融入——来自中国8省（区）16县易地扶贫搬迁户的证据》，《中国农村观察》第4期，第153-169页。

25.张海峰、林细细、梁若冰，2021：《遵循普遍合意法则的有限理性消费行为选择——税负感知度与“替代转移效应”视角》，《管理世界》第2期，第51-65页、第5页、第20-21页。

26.张会萍、罗媛月，2021：《易地扶贫搬迁的促就业效果研究——基于劳动力非农转移和就业质量的双重视角》，《中国人口科学》第2期，第13-25页、第126页。

27.赵航、吴迪，2019：《持久收入假说下两种收入分解方法的比较研究》，《数量经济技术经济研究》第3期，第38-58页。

28.赵元、胡月明、张新长、王璐、陈飞香、赵之重，2016：《农村居民点耕作距离空间分布特征估测分析》，《地理科学》第5期，第760-765页。

29.郑娜娜、许佳君，2019：《易地搬迁移民社区的空间再造与社会融入——基于陕西省西乡县的田野考察》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第1期，第58-68页、第165页。

30.周丽、黎红梅、李培，2020：《易地扶贫搬迁农户生计资本对生计策略选择的影响——基于湖南搬迁农户的调查》，《经济地理》第11期，第167-175页。

31.朱永甜、余劲，2021：《易地扶贫搬迁对农户收入及收入差距的影响——基于陕南三市1680份农户数据》，《资源科学》第10期，第2013-2025页。

32.Arnall, A., D. S. Thomas, C. Twyman, and D. Liverman, 2013, "Flooding, Resettlement, and Change in Livelihoods: Evidence from Rural Mozambique", *Disasters*, 37(3): 468-488.

33.Bigsten, A., 1996, "The Circular Migration of Smallholders in Kenya", *Journal of African Economies*, 5(1): 1-20.

34.Meinzen, R., and M. Adato, 2008, "Integrated Management for Sustainable Agriculture, Forestry and Fishery, Applying the Sustainable Livelihoods Framework to Impact Assessment in Integrated Natural Resource Management", *American Journal of Neuroradiology*, 26(8): 192-208.

（作者单位：¹中国人民大学农业与农村发展学院；

²中国人民大学中国扶贫研究院；

³中国农业科学院农业经济与发展研究所）

（责任编辑：黄 易）

The Impact of the Destination of Poverty Alleviation Resettlement on Relocated Households' Income and Income Quality: A Microdata Analysis of 16 Counties in 8 Provinces

WANG Sangui MA Lan SUN Junna

Abstract: This paper uses three-stage balanced panel data from 1144 households participating poverty alleviation resettlement in 16 counties of 8 provinces to empirically test the impact of resettlement destination on the income and income quality of relocated households using a random effects model. We find that compared to resettlement to rural areas, resettlement to urban areas has 14.6% and 2.6% higher income and quality improvement effects for relocated farmers, respectively. This conclusion remains valid after remeasuring the explained variable and addressing endogeneity. From the perspective of income structure, farmers resettled to urban areas have higher wage income, property income, and transfer income than those resettled to rural areas. From different dimensions of income quality, compared with rural resettlement, urban resettlement is more conducive to improving the adequacy of income, optimizing the structure of income, and reducing the cost of income. Further analysis reveals that the above effects exhibit certain heterogeneity. From the perspective of different relocation time, in the short term, the income increase effect of urban resettlement is stronger than that of rural resettlement; in the long term, the income increase and quality improvement effects of urban resettlement are both stronger. From the perspective of different income levels of relocated farmers, the prominent advantage of urban resettlement over rural resettlement in increasing income is characterized by “benefiting the poor but not the rich”, while the advantage of improving quality has the characteristic of “benefiting the rich but not the poor”. In view of the above findings, the resettlement during the rural revitalization stage should fully consider the selection of destination and prioritize urban resettlement; long-term dynamic monitoring of the income statuses of relocated households to prevent large-scale return to poverty is highly required; improving the income level of low-income groups resettled to rural areas and narrowing the income gap among relocated households to rural areas are strongly pursued.

Keywords: Poverty Alleviation Resettlement; Resettlement Destination; Income; Income Quality