

易地扶贫搬迁政策效果评估*

——基于S省三县贫困户建档立卡微观追踪数据

尹俊 孙博文 刘冲 易红梅

摘要: 本文基于西部S省G市三县贫困户建档立卡微观追踪数据,采用基于倾向得分匹配的渐进DID方法,系统评估了易地扶贫搬迁政策效果,并基于配套精准扶贫项目和帮扶人制度的双重视角,对促进搬迁政策效果的精准扶贫项目渠道作用和帮扶人制度保障作用进行了详细分析。研究发现,易地扶贫搬迁显著降低了家庭贫困发生率,并提升了家庭人均纯收入水平,表现出显著的脱贫效应和增收效应。三县的本土化集中安置特色模式,比分散安置表现出更好的政策效果。搬迁政策除了直接效应外,还通过配套精准扶贫项目发挥作用,主要通过产业扶贫、就业扶贫和公益岗位项目等渠道发挥作用,但短期内教育扶贫、金融扶贫项目的渠道作用不显著。帮扶人长期帮扶是搬迁政策起效的制度支撑,搬迁政策效果仅在长期帮扶样本中显著。

关键词: 易地扶贫搬迁 政策评估 渐进DID 精准扶贫项目 帮扶人制度

中图分类号: F320.3 F328 **JEL 分类号:** I31 I32 I38

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要目标。党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央把脱贫攻坚摆在治国理政的突出位置,通过精准扶贫“五个一批”工程,打赢了脱贫攻坚战,取得了伟大的历史性成就。脱贫攻坚战的全面胜利,标志着我国在实现共同富裕的道路上迈出了坚实的一大步。易地扶贫搬迁是“五个一批”工程的重要构成,是解决“一方水土养不起一方人”地区贫困人口脱贫发展问题的根本之策。它通过帮助贫困人口向适合可持续生存、就业、产业发展的地区迁移,改善他们的自然地理环境,并配套跟进基本公共服务保障措施和有关生产就业发展支持政策,助力贫困人口摆脱空间贫困陷阱,为走向共同富裕奠定坚实基础。2015年,我国提出在“十三五”时期对1000万左右贫困人口开展易地扶贫搬迁。2016年,习近平总书记在青海考察时强调:“一定要把易地移民搬迁工程建设好,保质保量让村民们搬入新居。大家生活安顿下来后,各项脱贫措施要跟上,把生产搞上去。”易地扶贫搬迁涉及面广、成本高,是一项复杂的系统工程和社会工程,既需要科学有序搬迁,也需要配套实施一系列脱贫项目和帮扶措施(Du等,2005;Hammond,2017;檀学文,2019)。“十三五”时

* 尹俊,北京学习习近平新时代中国特色社会主义思想研究院, E-mail: jyin@nsd.pku.edu.cn; 孙博文(通信作者),中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, E-mail: sunbowen@cass.org.cn; 刘冲,北京大学经济学院, E-mail: pkuliuchong@pku.edu.cn; 易红梅,北京大学现代农学院, E-mail: hmyi.ccap@pku.edu.cn。本文为国家社会科学基金重大项目“习近平总书记贫困治理的思想和实践研究”(项目编号:19ZDA002)和国家社会科学基金重点项目“增强消费促进经济发展效应的机制重构与政策体系创新研究”(项目编号:21&ZD097)的阶段性成果,文责自负。

期,为了扎实推进“搬得出、稳得住、能致富”的易地扶贫搬迁目标,我国通过对贫困户建档立卡精准识别以确保“应搬尽搬”,搬迁后配套实施包括保障型和发展型的精准扶贫项目,建立包括驻村帮扶和结对帮扶的帮扶人制度^①等一系列措施,实现近1000万贫困人口通过易地扶贫搬迁脱贫,创造了世界扶贫史上的空前壮举。而且,实现易地扶贫搬迁群众脱贫并非终点,我国要求“十四五”时期继续做好易地扶贫搬迁群众的后续扶持,包括一系列的基础设施建设与公共服务保障、多渠道促进就业、强化社会管理、促进社会融入等,这既是“后扶贫阶段”防止搬迁群众返贫、持续巩固脱贫攻坚成果的需要,也对于促进搬迁群众换穷业、拔穷根、社会融合,接续乡村振兴和推动共同富裕有重要意义。

与国际类似项目相比,中国易地扶贫搬迁政策的第一个特点在于其是中国精准扶贫工程的组成部分,在扶贫对象、项目安排、资金使用、措施到户、责任帮扶、脱贫成效等方面体现了一以贯之的“精准”要求,因此与国际上一些扶贫实践具有显著区分。国际上颇具规模和影响力的项目有非洲“千年村”扶贫项目和孟加拉国“极端贫困毕业”项目等,前者以村为单位,对非洲农村的农业、健康、教育、基础设施、水和公共厕所等项目开展大规模投资(Mitchell等,2018),后者聚焦家庭和个人开展帮扶救助,通过技能培训、消费支持、储蓄激励、入户服务、健康教育等,促进家庭资产与个体人力资本积累(Banerjee等,2015;Khanam等,2018),但由于扶贫信息不对称、市场失灵、异质性偏好以及偏重于农业领域投资等问题,这些扶贫实践并未取得类似中国的大规模脱贫效果(李芳华等,2020)。与之相比,中国的精准扶贫工程融合了国际经验,同时涵盖了对村的基础设施项目和对个人与家庭的帮扶救助政策,通过建档立卡的方式,将扶贫项目、行政力量、帮扶力量精准匹配给村庄、贫困户以及贫困人口,以精准的扶贫考评机制压实责任,系统缓解了贫困治理中政府、市场和社会的多重失灵问题(阎坤和于树一,2008;汪三贵,2020)。

“精准”是手段,“内生动力”培育才是最终目标,这是以易地扶贫搬迁政策为代表的中国精准扶贫工程的另一特点。长期的宏观统计数据说明,国外实施的主要依赖公共财政再分配机制的“输血式”扶贫政策效果并不好,比如孟加拉国、巴西、印度和印度尼西亚等国出台的政府直接投资贫困地区、建立发展基金等一系列财政扶贫政策,并没有取得大规模脱贫的效果。原因在于,财政资金多数用于转移支付、扶贫补贴、基础设施建设和社会保障支持等促进直接脱贫以及改善生存环境的项目(Caminada等,2012;Gachassin等,2015),少数用于教育支持和健康促进等人力资本培育项目(Niessen等,2018),缺乏系统性、精准性和长期性(贺立龙等,2020)。相较而言,中国因地制宜出台了包括产业扶贫、教育扶贫、就业扶贫、小额信贷等在内的多元化精准扶贫项目政策,构建了贫困户生存、就业和增收的项目支撑基础,实现了从财政专项“转移支付、支出减免”这一“输血式”扶贫策略向培育贫困户内生发展动力的“造血式”扶贫方向转变(贾俊雪等,2017;李芳华等,2020)。

目前,已有不少研究评估易地扶贫搬迁政策的影响。从关注的结果变量来看,Zhang

^① 国务院新闻办发布的《人类减贫的中国实践》白皮书显示,截至2020年底,全国累计选派25.5万个驻村工作队、三百多万名第一书记和驻村干部,同近两百万名乡镇干部和数百万村干部一道奋战在扶贫一线,他们在易地扶贫搬迁的实施过程中发挥了重要的作用。

等(2023)评估了易地扶贫搬迁对家庭收入和劳动供给的影响,其他学者主要基于调查数据评估搬迁对贫困脆弱性的影响(宁静等,2018),以及对农户生计(王君涵等,2020)、低收入户膳食质量(Qiu等,2021)以及收入结构的影响(Leng等,2021)。从研究方法来看,已有研究的因果识别方法主要包括农户固定效应方法(Leng等,2021;Qiu等,2021)、倾向得分匹配双重差分模型(PSM-DID)(宁静等,2018;王君涵等,2020)和双重差分法(DID)(Zhang等,2023;朱永甜和余劲,2020),基于准自然实验的评估方法渐成主流。从研究结论来看,已有研究表明,易地扶贫搬迁显著降低了农户的贫困脆弱性(宁静等,2018),提升了搬迁农户的生计资本(王君涵等,2020;朱永甜和余劲,2020),增加了家庭收入和劳动供给(Zhang等,2023),增加了非农收入和总收入(Leng等,2021),提升了农户膳食质量(Qiu等,2021),还可能与其他精准扶贫政策存在协同作用(黄薇和祝伟,2021)。但这些研究也存在有待丰富之处:一是已有研究主要使用的是跨省市抽样调查数据,只有少数研究使用了中部地区某个县的建档立卡数据分析搬迁政策效果(Zhang等,2023),因此缺乏使用其他地区建档立卡数据对搬迁政策效果的评估研究;二是关于搬迁脱贫和增收直接效应的研究较多,对与搬迁配套的其他精准扶贫项目间接机制讨论不足;三是鲜有研究对搬迁过程中的帮扶人制度的保障作用进行详细分析。

本文采用“十三五”时期西部S省G市三县贫困户建档立卡追踪数据,采用渐进DID方法对易地扶贫搬迁政策效果、安置方式异质性、其他配套精准扶贫项目的间接作用以及帮扶人制度保障作用进行系统分析。本文可能的贡献在于:第一,研究数据和研究对象上与既有研究明显区分。有别于Zhang等(2023)采用建档立卡数据对河南新县这一中部地区的搬迁政策评估,考虑到西部地区是易地扶贫搬迁的主战场^①,本文将视线转向西部地区,结合笔者的实际工作基础,获得了西部地区S省三个县“十三五”以来完整的贫困户建档立卡数据,开展搬迁政策效果评估,对于评估西部地区易地扶贫搬迁政策效果有独特意义,也有助于克服调查数据随机性和重要指标跨区域异质性问题,缓解内生估计偏误。第二,对易地扶贫搬迁政策的直接效应和间接效应进行讨论,不仅评估了搬迁政策的直接效应和不同搬迁安置方式的异质性效果,还探讨了配套精准扶贫项目的中介机制。第三,首次对帮扶人制度作用进行分析,通过识别“帮扶脱钩”数据样本,对长期与短期帮扶下的搬迁政策效果差异进行比较研究,揭示了“扶上马,送一程”这一长效帮扶机制对搬迁政策生效的保障作用。

二、政策背景与理论机制

(一) 易地扶贫搬迁政策

自2001年以来,我国易地扶贫搬迁政策的实施可概括为四个阶段,即试点探索阶段(2001—2010年)、全面推进阶段(2011—2015年)、脱贫攻坚阶段(2016—2020年)以及后扶贫阶段(2021年至今)等。2001年,我国开启全国性易地扶贫搬迁工作,在内蒙古、贵州、云南、宁夏四个省(自治区)开展易地扶贫搬迁试点,随后又陆续扩大到全国17个省(自治区、直辖市)。“十一五”和“十二五”期间,全国累计安排易地扶贫

^① 根据国家发展改革委2016年9月发布的《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》,西部地区12省(区、市)建档立卡搬迁人口约664万人,占建档立卡搬迁人口总规模的接近七成。

搬迁中央补助投资 363 亿元，支持地方搬迁贫困群众 680 多万人。^① 党的十八大以来，易地扶贫搬迁政策成为精准扶贫“五个一批”工程的重要构成。这一时期尚未搬迁的贫困人口，生存环境和居住条件更为恶劣、贫困程度更深，属于经过多轮扶持仍未啃下来的“硬骨头”。在“十三五”期间的脱贫攻坚阶段（2016—2020 年），国家发改委颁布《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》《“十三五”时期易地扶贫搬迁工作方案》，这一时期易地扶贫搬迁政策对象主要是居住在深山、石山、高寒、荒漠化、地方病多发等生存环境较差、不具备基本发展条件，以及生态环境脆弱、限制或禁止开发地区的农村建档立卡贫困人口，并优先安排位于地震活跃带及受泥石流、滑坡等地质灾害威胁地区的建档立卡贫困人口。在脱贫攻坚战全面胜利以后的后扶贫阶段（2021 年至今），易地扶贫搬迁政策的重点是继续做好搬迁群众的后续扶持，包括基础设施建设、公共服务供给不断健全和均等化、产业扶持、多渠道就业扶持、强化社会管理、立足新型城镇化战略推动安置区城镇化融合发展、推动县域统筹发展等，进而持续巩固脱贫攻坚成果，接续实现乡村振兴，推动实现共同富裕。

易地扶贫搬迁政策具体包括以下五个方面：一是搬迁方式，按照群众自愿、应搬尽搬的原则，包括自然村整村搬迁和分散搬迁两种。其中，生存环境差、贫困程度深、地质灾害严重的村庄，以自然村整村搬迁为主。二是安置方式，综合考虑水土资源条件和城镇化进程，采取集中安置与分散安置相结合的方式多渠道解决。集中安置包括行政村内就近安置、建设移民新村安置、小城镇或工业园区安置、乡村旅游区安置等，分散安置主要是插花安置，即依托安置区已有公共设施、安置房屋等资源，由当地政府采取回购安置房屋、配置耕地等方式进行安置，其他还包括投亲靠友安置等。三是建设要求，易地扶贫搬迁政策对集中安置区选择条件、安置住房建设任务、配套基础设施建设任务、基本公共服务设施建设任务、土地整治建设任务、迁出区生态恢复建设任务、资金筹措方式等提出了明确要求和具体标准。四是设立搬迁人口脱贫发展的配套扶贫项目，搬迁安置后，地方政府通过统筹整合财政专项扶贫资金和相关涉农资金，为搬迁户提供住房建设补助，协同包括产业扶贫、就业扶贫、公益岗位、教育扶贫、金融扶贫、综合保障性扶贫、生态扶贫、健康扶贫、生活条件改善项目等，对建档立卡搬迁人口给予后续扶持。^② 根据项目功能属性，可以分为保障型项目和发展型项目两类，前者为贫困户提供健康、生活、出行方面的兜底保障，是其参加就业和发展产业的重要基础条件，主要通过直接补贴发放、生态补偿金等实现，属于典型的“输血式”扶贫；相比而言，发展型项目则聚焦促进产业发展、就业参与、人力资本积累以及信贷资金支持等方面，旨在培养贫困户长期发展动力、实现长效增收，属于典型的“造血式”扶贫（贾俊雪等，2017）。五是做好保障措施，尤其是发挥帮扶人制度作用。中央印发的《建立精准扶贫工作机制实施方案》《关于打赢脱贫攻坚战的决定》要求建立干部驻村工作制度，做到每个贫困村都有驻村帮扶工作队、每个贫困户都有帮扶责任人，不断健全社会力量参与机制，做到每个贫困户都有党员干部或爱心人士结对帮扶，组织大量力量开展结对帮扶和

^① 参见：国家发展改革委，《中国的易地扶贫搬迁政策》白皮书，2018 年 3 月；国家发展改革委，《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》，2016 年 9 月。

^② 因篇幅所限，本文省略了对搬迁配套精准扶贫项目的描述，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

干部驻村帮扶，确保搬迁户实现稳定脱贫。在这五个方面的基础上，各地根据中央政策要求，结合地方自然地理条件、资源禀赋、产业发展基础等，因地制宜探索符合地方实情的易地扶贫搬迁政策。

（二）理论机制

分析评估易地扶贫搬迁政策效果不能将其视为孤立政策来讨论。易地扶贫搬迁绝非简单“一搬了之”，搬迁后相关配套政策保障是保障搬迁政策效果的关键。易地扶贫搬迁是打赢脱贫攻坚战的“难点”，中央要求付出更大气力、多措并举做好这项工作，因此，与搬迁配套实施的精准扶贫项目和帮扶人制度是搬迁政策促进脱贫、增收的重要保障，需要与搬迁政策同步跟进和发挥作用。

（1）易地扶贫搬迁政策效果及配套精准扶贫项目作用机制。第一，脱贫机制。实现贫困户脱贫是搬迁的基本要求，在中国“一收入、两不愁、三保障”的多维贫困识别标准下，易地扶贫搬迁通过帮助贫困人口向适合可持续生存、就业、产业发展的地区迁移，促进脱贫目标实现。除了直接效应，易地扶贫搬迁还通过间接渠道促进脱贫目标实现。搬迁后配套实施的保障型项目改善了贫困户的住房、饮水、生活环境，并通过各类补贴直接帮助贫困户脱贫。搬迁后产业扶贫、就业扶贫等发展型项目还通过促进就业、提高工资收入，实现贫困户脱贫。第二，增收机制。贫困户的收入构成包含转移性收入、工资性收入、财产性收入、经营性收入等多个方面。易地扶贫搬迁主要通过增加转移性收入和工资性收入实现贫困户增收，前者来自搬迁住房资金补助、医保与社保补贴、健康补贴、生态补偿资金等，后者则与搬迁后的产业发展和就业促进政策落实有关。由于搬迁后原有土地承包经营权不变、不会被政府强制收回、不涉及农户耕地面积调整问题，搬迁户享有的原林地和退耕还林、生态公益林等各种补助也不变，因此原有的土地等财产性收入将不变，或通过土地流转租金等得以增加。此外，搬迁后配套的一些特色农业项目有助于促进农业经营性收入增加。综上，本文提出研究假说1。

假说1：易地扶贫搬迁可以促进贫困户实现脱贫和增收，配套的精准扶贫项目使得脱贫和增收效应得以强化。

（2）帮扶人制度对搬迁政策效果的保障作用机制。易地扶贫搬迁的目标是“搬得出、稳得住、能致富”。帮扶人制度这一具有鲜明中国特色的制度安排，是易地扶贫搬迁政策及精准扶贫项目发挥作用的重要制度保障。帮扶人制度包括驻村帮扶和结对帮扶，驻村帮扶责任人和结对帮扶责任人作为农村扶贫工作的第三方力量在贫困户识别、明确贫困户帮扶需求、贫困帮扶政策在农村和农户的落实等方面发挥了领导、执行和监督的重要作用（黄薇和祝伟，2021），也体现了“扶上马，送一程”的长效帮扶要求。中央和地方政府结合贫困村经济发展、产业基础、社会治理情况进行帮扶人遴选、任务分配，可以充分发挥帮扶人专业优势，强化搬迁政策效果，促进配套的精准扶贫项目实施。帮扶人制度促进搬迁政策作用发挥的渠道主要有三个：一是强化基层党建，深入宣传与贯彻实施精准扶贫政策，确保搬迁高效、有序推进；二是推动改善贫困户生活条件，促进交通、医保、社保、教育补贴等保障措施落地；三是协助落实精准扶贫项目，参与特色产业扶贫、就业扶贫、公益岗位扶贫、劳务输出扶贫、教育扶贫等工作，不断强化扶贫扶智，协助制订脱贫致富计划，加强农民职业技能培训、就业信息宣传，促进本地就业和外出务工，激发脱贫内生动力等。综上，本文提出研究假说2。

假说2：帮扶人制度为搬迁政策起效提供重要保障，帮扶人制度可以促进搬迁政策

表现出更强的脱贫和增收效应。

三、研究设计

(一) 模型设定与变量说明

鉴于贫困户搬迁具有分批渐进特征，本文基于 Baker 等（2021）渐进 DID 方法评估搬迁政策效果，构建双向固定效应模型如下：

$$Y_{ijt} = padum_{ijt}(\ln pin) = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + X_{\gamma} + a_i + s_t + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中，被解释变量 Y_{ijt} 包括家庭贫困属性哑变量 $padum$ 和家庭人均纯收入的对数 $\ln pin$ ，以考察搬迁的脱贫效应和增收效应。核心解释变量为易地扶贫搬迁变量 $treat$ 。本文以建档立卡数据库中的“是否为易地扶贫搬迁户”为识别变量，若村庄 j 家户 i 在 t 年搬迁入住，则将家户搬迁当年及之后样本识别为搬迁变量 $treat$ 为 1，其他设定为 0。除此之外，对于搬迁户的识别还参照“搬迁入住时间”以及“搬迁安置方式”等相关信息交叉验证。研究关注的核心为搬迁变量系数 β_1 ，系数大小、符号及显著性反映了搬迁政策效果。模型还控制了 a_i 、 s_t 和 v_j ，分别表示家户、时间与村庄一系列固定效应，力求排除不随时间变动的潜在因素和宏观变动趋势特征的干扰，估计搬迁净效应。家户是否搬迁可能与自身的经济社会条件有关，为缓解搬迁的潜在内生问题，本文采取倾向得分匹配（PSM）方法进行样本筛选和估计。 ε_{ijt} 为残差扰动项。

考察搬迁对家户福利的影响，理想情况是比较同一个家户在搬迁或不搬迁两种情形下的福利差距，但现实中不存在。为此，本文基于倾向得分匹配估计模型以及采用 1:3 最近邻匹配法构建一个“反事实”样本，使得搬迁前搬迁户和非搬迁户特征变量近乎随机分配。^① 由于搬迁行为的渐进特征，本文采用逐年匹配法进行匹配。具体操作中，考虑到参与匹配协变量越多、匹配样本越少的方法属性（Austin, 2011），本文基于 Probit 估计模型，以样本窗口内发生搬迁的样本虚拟变量 $settle$ 作为决策变量，筛选出同时影响搬迁决策变量和被解释变量 Y 的协变量^②，遴选出家户总收入、户主年龄、户主教育、户主健康水平和村庄贫困人口占比等显著协变量。2016—2019 年间，数据库样本原有 38 080 户，匹配后剩余 25 570 户。为检验匹配结果的可靠性，本文进行了平行匹配检验，发现处理组与对照组匹配变量的差异偏差在 5% 以内， t 检验表明匹配后两组样本匹配变量均不存在显著差异，并且与匹配前相比，匹配后处理组与对照组倾向得分核密度分布及变化趋势高度吻合，证实了匹配的有效性（Rosenbaum 和 Rubin, 1983）。

控制变量方面： X 代表一系列户主、家户以及村庄层面控制变量。其中，户主控制变量包括户主年龄 fam_head_age 、户主性别 fam_head_gender （男性=1，女性=0）、户主健康 fam_head_health （健康=1，其他患有大病、长期慢性病、残疾=0）、户主教育程度

① 由于家户易地搬迁安置入住是逐渐进行的，本文采用逐年匹配法进行倾向得分匹配，除此之外还考虑了 1:1 最近邻匹配法（无替代匹配）以及半径匹配、卡尺匹配、核匹配、局部线性匹配及马氏距离匹配等方法进行稳健性分析。

② 与 $treat$ 变量相比， $settle$ 是指 2016—2019 年间存在搬迁行为的家庭，是在 $treat$ 基础上加上了当年未搬迁但随后年份搬迁的家户，后文描述性统计结果呈现了不同样本的分布特征，即处理组 $treat$ 累计 4 954 户，当年未搬后期搬样本 2 208 户， $settle$ 样本则为两者加总共计 7 162 户。以 $settle$ 作为决策变量，剔除了搬迁时间因素的干扰，有助于遴选出既影响分组又影响结果变量的特征变量，在保证平衡的同时带来最多配对样本，减少样本损失（Austin, 2011）。

fam_head_edu (大专及以上=1, 其他=0) 等; 农户控制变量包括是否加入农村合作社 *coop_dum* (加入=1, 未加入=0)、是否有龙头企业带动 *cor_dum* (有=1, 无=0)、是否有致富带头人带动 *richhelp_dum* (有=1, 无=0)、是否通电 *elec_dum* (通电=1, 未通电=0) 等; 村庄控制变量包括村庄劳动力数量 *vill_labor* 以及村庄总人口 *vill_person*。

(二) 数据来源与描述性统计

本文数据来自 2016—2019 年西部 S 省 G 市三县建档立卡入户调查数据库, 数据库覆盖了三县所有贫困人口的信息。选择这一时间窗口是因为, 从 2016 年开始, 精准扶贫正式进入“十三五”时期, 扶贫策略在“转移支付”和“支出减免”的基础上叠加以“增强内生动力”为主的新政策, 包括易地搬迁、就业扶贫、产业扶贫、教育扶贫等(李芳华等, 2020)。与全国层面的实践保持一致, S 省 G 市三县精准扶贫新政策也是从 2016 年开始大规模实施的, 而且样本农户易地扶贫搬迁集中在“十三五”期间, 2016 年之前均未开始搬迁, 2019 年底全部搬迁完毕。需要指出的是, 根据《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》全国建档立卡搬迁户分布情况, 西部地区 12 省(区、市)建档立卡搬迁人口占建档立卡搬迁人口总规模的 67.7%。本文选取的三县是西部具有代表性的样本, 对比 2016 年三县《国民经济和社会发展统计公报》与 2017 年《中国县域统计年鉴》有关指标数据发现, 三县经济社会发展水平总体低于全国平均水平, 因此样本具有一定的代表性, 也凸显了搬迁政策评估结论的一般性。^① 表 1 呈现了主要变量的描述性统计结果。

表 1 描述性统计

变 量	全部样本					搬迁样本		非搬迁样本	
	样本数	均 值	标准差	最小值	最大值	样本数	均 值	样本数	均 值
<i>padum</i>	25 570	0.173	0.379	0	1	4 954	0.0509	20 616	0.203
<i>lnpin</i>	25 570	8.803	0.405	6.961	10.62	4 954	8.907	20 616	8.778
<i>fam_head_age</i>	25 570	54.95	12.23	18	96	4 954	54.60	20 616	55.04
<i>fam_head_gender</i>	25 570	0.852	0.355	0	1	4 954	0.877	20 616	0.846
<i>fam_head_health</i>	25 570	0.510	0.500	0	1	4 954	0.560	20 616	0.498
<i>fam_head_edu</i>	25 570	0.00199	0.0446	0	1	4 954	0.00161	20 616	0.00209
<i>coop_dum</i>	25 570	0.378	0.485	0	1	4 954	0.477	20 616	0.354
<i>cor_dum</i>	25 570	0.0345	0.182	0	1	4 954	0.0486	20 616	0.0310
<i>richhelp_dum</i>	25 570	0.332	0.471	0	1	4 954	0.478	20 616	0.297
<i>elec_dum</i>	25 570	0.999	0.0306	0	1	4 954	1	20 616	0.999
<i>vill_person</i>	25 570	925.1	451.8	183	2 722	4 954	839.7	20 616	945.6
<i>vill_labor</i>	25 570	525.1	278.0	95	1 760	4 954	478.4	20 616	536.3

^① 数据显示, 2016 年 A 县人均 GDP 为 23 728 元, 一、二、三产业的结构比为 16.5 : 54.6 : 28.9, 城镇居民人均可支配收入达到 26 060 元、农村居民人均可支配收入达到 9 886 元; B 县人均 GDP 为 15 012 元, 一、二、三产业的结构比为 23.2 : 40.8 : 36.0, 城镇居民人均可支配收入为 24 713 元、农村居民人均可支配收入为 9 589 元; C 县(区)人均 GDP 为 20 801 元, 一、二、三产业的结构比为 15 : 37 : 48, 城镇居民人均可支配收入为 25 832 元、农村居民人均可支配收入为 9 576 元。全国层面人均 GDP 为 53 980 元, 一、二、三产业的结构比为 8.6 : 39.8 : 51.6, 城镇居民人均可支配收入为 33 616 元、农村居民人均可支配收入为 12 363 元。总体上三县经济社会发展水平低于全国平均水平, 表现出显著的西部欠发达地区样本典型性。考虑到易地扶贫搬迁大都集中于经济欠发达、自然条件较为恶劣地区, 样本凸显了搬迁政策评估结论的一般性。

四、实证结果讨论

(一) 基准回归

表 2 报告了基准回归结果。^① 第 (1) — (4) 列报告了样本未匹配下渐进 DID 估计结果, 第 (1) 列和第 (3) 列未加入控制变量, 发现搬迁具有显著的脱贫效应和增收效应。第 (2) 列和第 (4) 列进一步加入家户和村庄层面控制变量, 且对年份、家户及村庄固定效应进行控制, 发现搬迁脱贫效应和增收效应同样显著, 但系数绝对值显著下降。同理, 第 (5) — (8) 列报告了经过倾向得分匹配 (PSM) 之后样本的渐进 DID 估计结果, 发现不论是否控制相关特征变量, 易地扶贫搬迁脱贫效应和增收效应均较为显著, 结论稳健, 但未经匹配的样本政策效果有低估倾向, 接下来的讨论均基于匹配样本。

表 2 基准结果

	渐进 DID 估计				渐进 PSM-DID 估计			
	脱贫效应		增收效应		脱贫效应		增收效应	
	<i>padum</i>	<i>padum</i>	<i>lnpin</i>	<i>lnpin</i>	<i>padum</i>	<i>padum</i>	<i>lnpin</i>	<i>lnpin</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat</i>	-0.161*** (0.009)	-0.156*** (0.009)	0.051*** (0.008)	0.047*** (0.008)	-0.272*** (0.013)	-0.260*** (0.013)	0.067*** (0.010)	0.063*** (0.010)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
家户固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
村庄固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	38080	38076	38080	38076	25308	25308	25308	25308
R^2	0.683	0.687	0.793	0.795	0.580	0.590	0.779	0.781

注: ***, **, * 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著水平检验; 控制家户、时间、村庄固定效应, 标准误在家户层面聚类调整; 回归自动删除单例值 262 户; 后同。

(二) 平行趋势检验

识别政策净效应, 要求政策前处理组与对照组特征变量满足平行趋势假定。本文采用事件分析法 (Jacobson 等, 1993), 对搬迁之前对照组与处理组平行趋势进行检验, 构建以下模型:

$$padum_{ijt}(\lnpin, \lnwage) = \beta_0 + \sum_{\tau=-3}^3 \alpha_{\tau} \times treat_{it\tau} + X_{\tau} + a_i + s_t + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

模型 (2) 相关变量内涵同模型 (1), 研究关注核心是不同搬迁期数变量 $treat_{it\tau}$ 系数 α_{τ} , 由于样本时间窗口为 2016—2019 年且起始年份均有搬迁样本, 因此存在 $\tau \in [-3, 3]$ 。为缓解多重共线性, 以搬迁前一期 ($\tau = -1$) 为参照基准 (benchmark), 故而 α_{τ} 的含义是与基准期相比处理组与对照组在 τ 期搬迁目标变量差异性。若搬迁前 α_{τ} 不显著异于 0, 则处理组与对照组政策目标变量不存在系统性差异, 满足平行趋势假定。图 1 和图 2 分别呈现了易地扶贫搬迁脱贫效应和增收效应平行趋势图。结果显示搬迁前, 处理组

^① 本文进一步采用 1:1 最近邻匹配法 (无替代)、半径匹配、卡尺匹配、核匹配、局部线性匹配及马氏距离匹配等方法进行渐进 PSM-DID 估计, 结论稳健, 限于篇幅未呈现。

与对照组家庭贫困状况和家庭人均纯收入都不存在显著差异，满足平行趋势假设。

图1 搬迁脱贫效应平行趋势检验

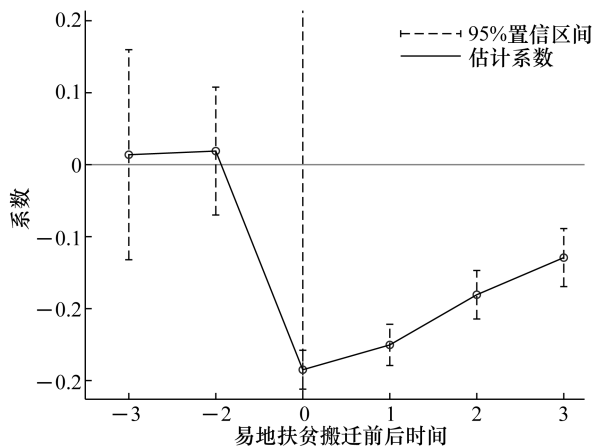
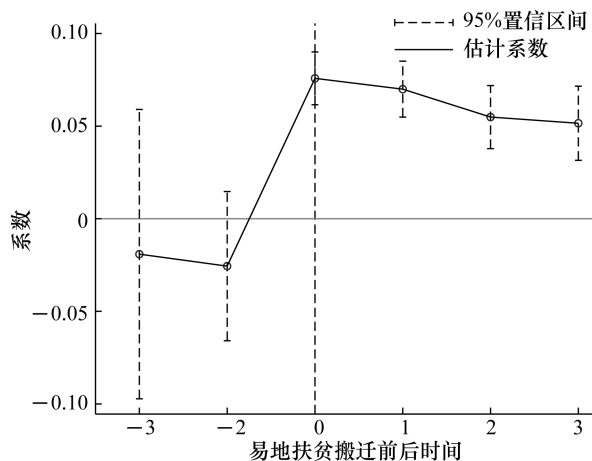


图2 搬迁增收效应平行趋势检验



(三) 稳健性检验

本文采取如下策略进行稳健性检验，结果如表3所示。

(1) 控制搬迁前样本系统差异。搬迁政策目标、参照基准选择差异都会影响搬迁前处理组与对照组平行趋势检验。为此，第(1)列和第(2)列通过控制搬迁前 τ 期虚拟变量 $treat_{it}$ ($\tau = -1$ 至 -3) 以排除系统差异，研究结论稳健。

(2) 控制影响搬迁决策有关前定变量。即便基准模型采用PSM方法构造了搬迁家户反事实样本，但考虑到不同村庄还存在影响家户搬迁决策的不可观测因素，为确保搬迁前处理组与对照组有关特征变量不存在显著差异，本文遴选政策冲击年份(2016年)前两年(2014年)的有关变量，对搬迁决策变量进行回归。结果发现，通过显著性检验的家庭层面变量有：脱贫状态 $padum$ ，人均纯收入 $lnpin$ ，工资收入 $lnwage$ ，是否龙头企业带动 cor_dum ，户主健康与否 $health$ ；村庄层面有村庄规模 $vill_person$ ，村庄劳动力数量 $vill_labor$ 等。故而，前定变量 $Pre2014$ 设定为家庭脱贫状态 $padum2014$ 、家庭人均纯收入

lnpin2014、家庭工资收入 lnwage2014、家庭龙头企业带动 cor_dum2014、家庭户主健康 fam_head_health2014、村庄规模 vill_person2014 以及村庄劳动力数量 vill_labor2014 等, 在第 (3) 列和第 (4) 列加入前定变量 Pre2014 与时间虚拟变量交叉项发现, 结论依旧稳健。

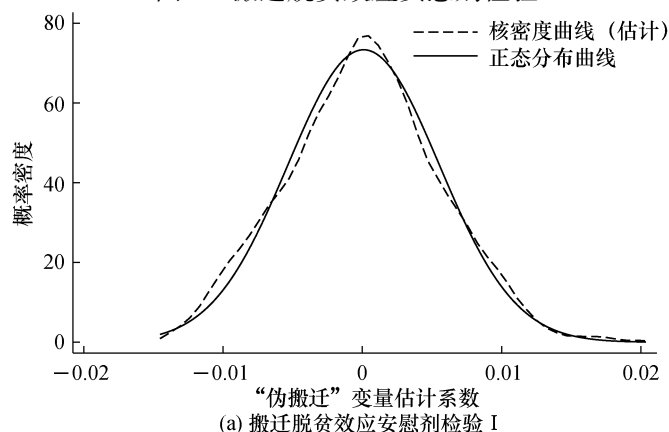
(3) 控制县城层面不可观测因素。第 (5) 列和第 (6) 列进一步控制年份—县城联合固定效应, 排除县城随时间变动不可观测因素, 结论依然稳健。

表 3 稳健性检验

变 量	控制搬迁前样本系统差异		控制影响搬迁前定变量		控制年份—县城联合固定效应	
	padum (1)	lnpin (2)	padum (3)	lnpin (4)	padum (5)	lnpin (6)
treat	-0.267*** (0.014)	0.028*** (0.010)	-0.237*** (0.013)	0.017* (0.010)	-0.236*** (0.013)	0.024** (0.010)
样本量	25308	25308	22745	22745	22745	22745
R ²	0.590	0.782	0.655	0.789	0.658	0.792

(4) 安慰剂检验。为进一步排除不可观测随机因素干扰, 本文基于 Li 等 (2016) 和孙琳琳等 (2020) 方法进行安慰剂检验。在搬迁政策变量设定的基础上, 在全样本中随机抽取模拟处置组和对照组, 模拟处置组和对照组的样本量与实际处置组和对照组的样本量相同, 随机生成 500 个新搬迁政策变量并基于模型 (1) 进行“伪搬迁”政策效应估计, 估计均控制了各类特征变量与固定效应。在回归基础上, 排除不可观测因素影响有两种方法: 方法 I 是判断“伪搬迁”政策估计系数核密度分布与标准正态分布重合程度, 若两者高度重合则可以排除“伪政策”真实存在性; 方法 II 是根据“伪搬迁”政策估计系数 t 值绘制直方分布图和核密度图, 进一步观察真实搬迁政策 (基准结果) 估计系数的偏离情况, 本文综合采用两种方法交叉验证。图 3(a) 和图 3(b) 分别呈现搬迁脱贫效应两种安慰剂检验的结果。图 3(a) 中, “伪搬迁”变量估计系数核密度曲线 (估计) 与标准正态分布高度重合, 经计算系数均值为 0.0000911 且非常接近于 0; 图 3(b)

图 3 搬迁脱贫效应安慰剂检验



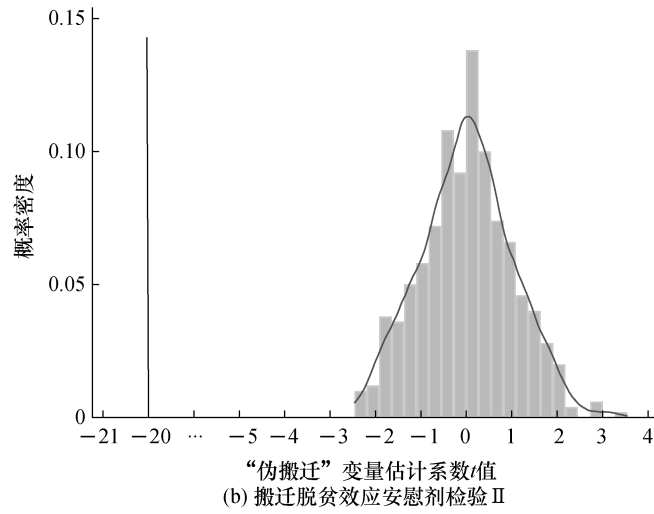
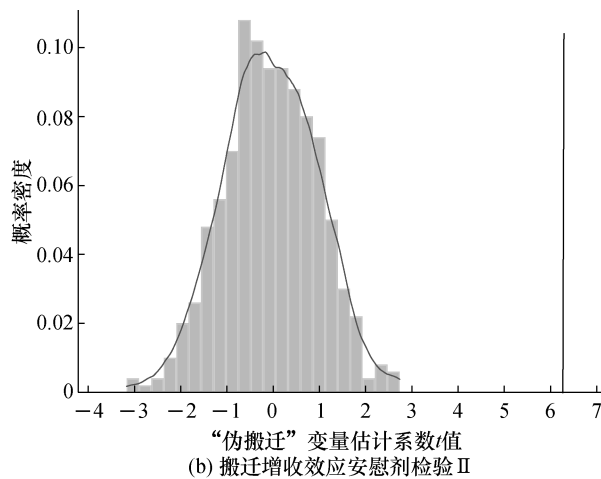
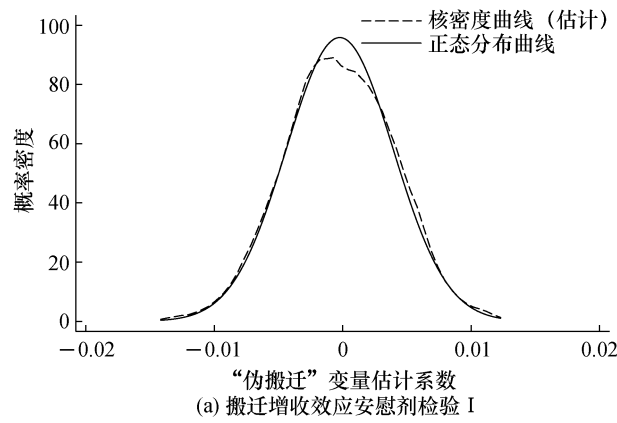


图 4 搬迁增收效应安慰剂检验



中，左侧竖线为基准结果 t 值 (-0.26/0.013)，显著偏离且异于“伪搬迁”变量估计系数核密度分布。以上结果表明随机生成搬迁政策未表现出显著脱贫效应，排除了不可观测因素对家庭脱贫的影响。同理，图 4(a) 和图 4(b) 分别呈现了“伪搬迁”变量估计系

数分布与整体分布、真实搬迁政策（基准结果）的重合、偏离情况，且系数均值为-0.0002295，右侧竖线为基准结果 t 值(0.063/0.010)，发现搬迁增收效应通过安慰剂检验。

(5) 工具变量回归。为排除搬迁潜在内生问题，本文采取工具变量回归法进行稳健性检验。借鉴 Wong 等（2017）做法，首先通过计算同村内其他农户搬迁比例 $vill_other_rate$ 以及同县内其他农户搬迁比例 $county_other_rate$ 两个变量，分别反映贫困户所在村庄和县城搬迁情况。工具变量需要同时满足外生性及相关性，一方面，其他地区搬迁可能通过社会关系网络、心理从众效应影响家户搬迁决策，满足相关性要求；另一方面，村内或者县内其他家户（特别是村外的家户）搬迁情况通常不会直接影响本家户政策目标，满足外生性要求。由于样本数据中，村内安置、行政村内就近安置、乡镇安置占比分别为 69.3%、10.8%、8.3%，三者合计接近 90%，而乡镇外本县内搬迁安置仅占 6% 左右，搬迁户集中安置在较小地理范围内，因此工具变量的构造要在同村内其他农户搬迁比例的强相关和同县内其他农户搬迁比例的强外生做权衡。综合考虑两方面要求，本文构造同村内其他农户搬迁比例（IV1）、同村内其他农户搬迁比例×同县内其他农户搬迁比例（IV2）等两个工具变量进行两阶段最小二乘估计。

表 4 报告了两阶段最小二乘估计结果。第（1）列和第（3）列报告了 IV1 估计结果，第（2）列和第（4）列报告了 IV2 估计结果。结果显示，第一阶段回归中，识别不足检验统计量 Kleibergen-Paap rk LM、弱工具变量检验统计量 Cragg-Donald Wald F 和 Kleibergen-Paap rk Wald F 都有效拒绝原假设、拒绝识别不足原假设，且弱工具变量检验 F 统计量大于 Stock 和 Yogo（2005）审定的 16.38 临界值，证明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示，在有效缓解潜在内生问题后，易地扶贫搬迁依旧表现出显著的脱贫效应和增收效应。但与基准回归相比，估计系数绝对值普遍有所增加，工具变量回归缓解了内生带来的政策效果低估问题。

表 4 2SLS 回归结果

变 量	$padum$ (1)	$padum$ (2)	$lnpin$ (3)	$lnpin$ (4)
$treat$	-0.218*** (0.017)	-0.080*** (0.013)	0.123*** (0.027)	0.080*** (0.028)
样本量	25 570	25 570	25 570	25 570
R^2	0.218	0.219	0.242	0.242
第一阶段回归结果				
IV	0.803*** (0.027)	1.096*** (0.042)	0.803*** (0.027)	1.096*** (0.042)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	675.32 [$p=0.000$]	501.3 [$p=0.000$]	675.32 [$p=0.000$]	501.3 [$p=0.000$]
Cragg-Donald Wald F statistic	3 011.79	2 558.9	3 011.79	2 558.9
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	921.09 [16.38]	676.1 [16.38]	921.09 [16.38]	676.1 [16.38]

五、异质性与机制分析

(一) 搬迁安置方式异质性

为探讨搬迁集中安置和分散安置的政策效果差异，本文通过识别搬迁户搬迁安置地特征以及结合多期 DID 的设定方式分别构造了集中安置 $treat_jz_{it}$ 和分散安置 $treat_fs_{it}$ 两个政策变量，并对异质性搬迁政策效果进行了评估，估计模型见式 (3)。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \lambda_1 treat_jz_{it} + \lambda_2 treat_fs_{it} + X_{\gamma} + a_i + s_t + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

式 (3) 估计结果如表 5 所示。结果显示，集中安置和分散安置的脱贫效应及增收效应都较为显著，但系数绝对值存在差异。具体地，第 (1) — (3) 列显示，集中安置和分散安置都取得了显著的脱贫效果，而且脱贫效应未有显著区别。这是因为不论对于集中安置还是分散安置，国家都会严把“人均住房建设面积不超过 25 平方米”“户均自筹原则上不超过 1 万元”的政策红线，给予建档立卡贫困户同等水平住房补贴或者其他精准扶贫项目的支持，取得了较好的脱贫效果。

第 (4) — (6) 列显示，集中安置要比分散安置的增收效应更强，对于本文的西部 S 省三县而言，根据地理位置及资源禀赋特征，依托靠近交通要道的中心村或交通条件较好的行政村进行集中安置，实现了本土化集中安置、打造新型农村安置社区，这也是其有别于全国其他地区搬迁安置的特色模式。与分散安置贫困户相比，本土化集中安置的贫困户能够更好地融入新社区，原有的社会关系网络也不会被轻易破坏，有利于通过集中培训提升就业能力、实现本地就业或者获得外出务工信息等，而且，农户承包地的距离也相对较近，便于通过土地流转获得财产性收入以及发展特色农业等。相反，分散安置使得贫困户原本社会关系网络遭到破坏，而且不利于就业信息的获得利用，导致其更倾向于通过城镇劳动市场或者外出务工增加收入，存在较大不确定性。

表 5 搬迁安置方式异质性

变 量	<i>padum</i> (1)	<i>padum</i> (2)	<i>padum</i> (3)	<i>lnpin</i> (4)	<i>lnpin</i> (5)	<i>lnpin</i> (6)
<i>treat_jz</i>	-0.163*** (0.024)		-0.169*** (0.024)	0.093*** (0.014)		0.094*** (0.014)
<i>treat_fs</i>		-0.154*** (0.009)	-0.155*** (0.009)		0.039*** (0.007)	0.039*** (0.007)
样本量	25308	25308	25308	25308	25308	25308
R^2	0.573	0.579	0.580	0.780	0.780	0.780

(二) 精准扶贫项目渠道

本文借鉴 Maccini 和 Yang (2009) 的做法进行中介机制检验，首先将模型 (4) 中被解释变量替换为精准扶贫项目 *Project* 得到模型 (5)，随后将项目变量作为控制变量得到模型 (6)。若模型 (5) 中搬迁能够显著增加有关项目的实施，则搬迁可能通过项目渠道实现政策目标。进一步若模型 (6) 中项目变量系数显著且易地扶贫搬迁政策变量系数显著下降，则意味着搬迁通过具体的项目渠道起效。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + X_{\gamma} + a_i + s_t + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$Project_{ij} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + X_{\gamma} + a_i + s_t + v_j + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + \lambda Project_{ij} + X_{\gamma} + a_i + s_t + v_j + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

表6报告了本文研究样本中有关精准扶贫项目搬迁前后实施比例变动情况。不难发现,除健康扶贫项目搬迁前后均实现100%全覆盖、未发生变动外,搬迁后其他精准扶贫项目比例均显著增加,与搬迁政策协同配套,易地扶贫搬迁的脱贫效应和增收效应也在很大程度上通过专项项目渠道起效。但搬迁后项目实施比例统计上显著增加,并不一定源于易地扶贫搬迁的作用,留待进一步计量模型的精确验证。

表6 精准扶贫项目

精准扶贫项目	变量	搬迁前 (%)	搬迁后 (%)	Δ (%搬迁后-搬迁前)
产业扶贫	<i>indus_project</i>	47.70	56.50	8.80***
就业扶贫	<i>job_project</i>	74.70	83.90	9.20***
公益岗位	<i>public_project</i>	7.84	11.40	3.56***
教育扶贫	<i>edu_project</i>	16.50	21.40	4.90***
金融扶贫(小额信贷)	<i>fin_project</i>	14.30	15.30	1.00*
综合保障性扶贫	<i>compre_project</i>	92.30	96.80	4.50***
生态扶贫	<i>eco_project</i>	49.60	51.70	2.10***
健康扶贫	<i>health</i>	100.00	100.00	0.00
生活条件改善项目	<i>life_project</i>	25.00	30.50	5.50***

注:***、**、*分别表示通过1%、5%、10%的*t*检验。

表7基于中介机制检验方法,报告了易地扶贫搬迁政策起效项目渠道的实证检验结果。由于保障型项目的兜底保障特征,我们重点考察发展型项目的作用渠道,但也不能忽略保障型项目的作用,因而设定保障型项目实施虚拟变量*assure_project*并在模型中进行控制,即将至少存在综合保障性扶贫、生态扶贫、生活条件改善等项目中一项的家户设定*assure_project*为1。由于健康扶贫项目针对全部贫困户同时进行,保障率为100%,政策全覆盖、缺乏变动性,无法与精准帮扶政策的总体效应分离,因而不在本文模型控制变量集,否则将因缺少样本变异而被直接省略。

第(1) — (5)列结果显示,搬迁之后产业扶贫、就业扶贫、公益岗位等项目实施比重显著增加,但搬迁对教育扶贫、金融扶贫促进作用不明显。基于基准回归方程,第(6) — (8)列进一步加入了精准扶贫项目变量,发现搬迁的脱贫和增收效应均显著,不仅证实了考虑其他有关专项项目后易地扶贫搬迁效果的准确性和稳健性,还发现除教育扶贫项目外,其他发展型项目的脱贫效应和增收效应均显著。搬迁通过产业扶贫、就业扶贫、公益岗位三条项目渠道发挥作用,教育扶贫、金融扶贫项目渠道未通过显著检验。对这一结果的解释是,本文S省G市三县样本中,建档立卡搬迁人口脱贫发展高度依赖产业帮扶和就业帮扶的作用;对于行政村内就近集中安置(占比70%左右)的家户而言,可能主要通过特色种植、乡村旅游或者扶贫车间等产业项目实现增收;对于不愿本地就业的搬迁户而言,地方政府通过加强就业指导和劳务输出工作,拓宽搬迁户的就业创业渠道,并将公益岗位项目作为就业促进有效补充。由于教育人力资本积累的长期要求、金融信贷的高度市场化特征,本文尚未发现其作用发挥的显著证据,这也从侧面提醒,推进乡村振兴可能面临的人力资本培育、市场资金下乡的短板问题,需要强化有

关政策落实、着力补齐短板。

表 7 精准扶贫项目渠道

变 量	<i>indus_project</i> 产业扶贫 (1)	<i>job_project</i> 就业扶贫 (2)	<i>public_project</i> 公益岗位 (3)	<i>edu_project</i> 教育扶贫 (4)	<i>fin_project</i> 金融扶贫 (5)	<i>padum</i> 脱贫效应 (6)	<i>lnpin</i> 增收效应 (7)
<i>treat</i>	0.062 *** (0.016)	0.020 ** (0.009)	0.021 *** (0.008)	-0.009 (0.009)	-0.013 (0.012)	-0.250 *** (0.013)	0.059 *** (0.009)
<i>indus_project</i>						-0.115 *** (0.005)	0.035 *** (0.004)
<i>job_project</i>						-0.064 *** (0.011)	0.030 *** (0.009)
<i>public_project</i>						-0.049 *** (0.011)	0.036 *** (0.008)
<i>edu_project</i>						0.007 (0.009)	0.025 *** (0.007)
<i>fin_project</i>						-0.036 *** (0.006)	0.012 *** (0.004)
<i>assure_project</i>						-0.098 *** (0.019)	0.042 ** (0.017)
样本量	25312	25312	25312	25312	25312	25312	25312
R^2	0.337	0.796	0.624	0.709	0.266	0.609	0.783

(三) 帮扶人制度

帮扶时间的长短差异和“帮扶脱钩”现象^①，为本文评估和对比分析长期和短期帮扶下搬迁政策作用效果提供了数据支撑。表 8 呈现了研究样本中帮扶时间特征。数据显示，自 2014 年精准扶贫战略全面推进开始，帮扶人制度便开始同步推进，仅在当年就实现了 86% 帮扶人到岗，并且一直到 2020 年期间依旧有 86.1% 帮扶人在岗，体现帮扶人制度“扶上马，送一程”的长效帮扶要求。但由于贫困户脱贫、帮扶工作交接等问题，部分家户（14%）的帮扶人未能延续至 2020 年，出现了“帮扶脱钩”现象，这一数据为比较长期与短期帮扶下的搬迁效果差异提供了较好样本支撑。

表 9 报告了不同帮扶时间下搬迁效果。据样本数据，帮扶时间为 1—7 年的家户占比分别是 0.2%、2.2%、5.6%、6.0%、8.1%、4.0% 和 73.9%。大多数样本帮扶时间为 7 年（2014—2020 年），体现了从精准扶贫全面推进到 2020 年全面完成脱贫攻坚任务的一个完整周期，也体现了帮扶人制度的长期特征。结果显示，帮扶时间 2—3 年样本中搬迁政策效果均不显著。帮扶期为 4—5 年样本中搬迁的脱贫效应开始显著。帮扶期为 6—7 年样本中搬迁政策的脱贫效应和增收效应均显著。研究结果体现了长期帮扶机制的必要性，与短期帮扶样本相比，长期帮扶机制为易地扶贫搬迁起效提供了长效的制度保障，证实了对脱贫户“扶上马，送一程”、构建长期帮扶机制政策的有效性和必要性。帮扶

^① 结对帮扶是指每名帮扶责任人结对帮扶 1 至 5 名贫困户，不脱产承担帮扶贫困户。现行政策对驻村帮扶的约束机制设计较多，如到期轮换、无缝衔接等。但对结对帮扶责任人的约束机制设计较少，结对帮扶责任人的实际工作主要依靠驻村工作队与结对帮扶派出单位协商共同实施，一旦全局工作重心转移、上级压力减弱，有一定的可能性出现“帮扶脱钩”现象。

人不仅能够发挥监管职能、确保有关扶贫项目资金落地，还参与实施特色产业扶贫、劳务输出扶贫、贫困户危房改造、教育扶贫、科技扶贫、健康扶贫、生态保护扶贫等精准扶贫工作，确保搬迁之后有关专项政策更好地实施，同时做好贫困群众思想发动、宣传教育和情感沟通工作，不断激发群众摆脱贫困内生动力，最终在帮扶人作用下，搬迁户表现出更强的脱贫效应和增收效应。

表 8 帮扶人特征

年 份	当年开始 帮扶家户数	当年结束 帮扶家户数	当年开始帮扶 家户占比(%)	当年结束帮扶 家户占比(%)	当年帮扶 家户占比(%)	当年贫困 发生率(%)
2014	13 886	0	86.0	0.0	86.0	86.0
2015	305	0	1.9	0.0	87.9	67.3
2016	146	191	0.9	1.2	87.6	47.3
2017	850	194	5.3	1.2	91.70	26.7
2018	680	1 218	4.2	7.6	88.30	7.0
2019	283	669	1.8	4.2	86.0	0.7

注：当年帮扶家户占比等于上一年帮扶家户占比+当年开始帮扶家户占比-当年结束帮扶家户占比；2013年11月精准扶贫战略提出后，绝大多数帮扶人于2014年到岗帮扶，2015—2019年间，即使大多数家户脱贫，但帮扶人依旧持续开展帮扶工作，使得当年帮扶家户占比远大于当年贫困发生率，体现了“扶上马，送一程”的长效帮扶理念；2020年底我国彻底消除了绝对贫困，根据中央有关扶贫工作要求和课题组实地调查，绝大多数帮扶人依旧在岗，限于数据可得性未呈现2020年帮扶情况有关数据；进一步计算显示，有874户搬迁户出现了“帮扶脱钩”问题，帮扶时间低于7年（2014—2020年），占搬迁户总数的12.2%。

表 9 帮扶制度与搬迁效果

变 量	2 年		3 年	
	<i>padum</i> (1)	<i>lnpin</i> (2)	<i>padum</i> (3)	<i>lnpin</i> (4)
<i>treat</i>	-0.138 (0.292)	0.002 (0.076)	-0.320 (0.205)	0.075 (0.141)
样本量	40	40	396	396
R^2	0.696	0.987	0.626	0.938
变 量	4 年		5 年	
	<i>padum</i>	<i>lnpin</i>	<i>padum</i>	<i>lnpin</i>
<i>treat</i>	-0.281*** (0.083)	0.050 (0.056)	-0.325*** (0.053)	0.051 (0.041)
样本量	888	888	1 236	1 236
R^2	0.679	0.876	0.709	0.779
变 量	6 年		7 年	
	<i>padum</i>	<i>lnpin</i>	<i>padum</i>	<i>lnpin</i>
<i>treat</i>	-0.188** (0.093)	0.163** (0.079)	-0.256*** (0.021)	0.046*** (0.015)
样本量	474	474	11 813	11 813
R^2	0.680	0.814	0.569	0.771

六、结论与启示

本文基于西部S省G市三县2016—2019年贫困户建档立卡微观追踪数据,采用渐进DID方法系统评估了“十三五”时期易地扶贫搬迁政策效果。主要结论是:第一,易地扶贫搬迁表现出显著的脱贫效应和增收效应。搬迁不仅能够帮助建档立卡贫困户摆脱贫困,还能够显著促进家庭人均纯收入的增加,实现兜底保障扶贫和促进增收、培育内生发展动力的双重目标。第二,与分散安置相比,集中安置表现出更强的增收效应,彰显了本土化集中安置、打造新型农村安置社区特色模式的显著效果。第三,搬迁通过产业扶贫、就业扶贫、公益岗位等项目渠道发挥作用,但短期内教育扶贫、金融扶贫渠道作用不显著。第四,帮扶人制度是易地扶贫搬迁政策起效的长效制度保障。基于以上结论,在实现搬迁户全面脱贫的基础上,“十四五”及未来一段时间内要持续做好易地扶贫搬迁后续扶持工作,巩固拓展脱贫攻坚成果,接续乡村振兴,推动实现共同富裕。

第一,加大对搬迁户搬迁后短期内的兜底保障力度,确保易地扶贫搬迁“稳得住”。加强基础设施建设和公共服务供给,发挥保障型项目的兜底作用。深入推进综合保障性扶贫、生态扶贫、健康扶贫、生活条件改善项目实施,严防帮扶资源与帮扶力量“急刹车”。加快补齐安置区水、电、路、气、网等基础设施以及教育、卫生、文化等公共服务设施建设短板。提高生态优势突出、欠发达地区生态补偿金额,成立生态产业扶持基金。统筹用好公益岗位,对符合条件的就业困难人员进行就业援助。第二,因地制宜开展搬迁后产业支持和就业帮扶,帮助搬迁户“换穷业”。积极发挥政府引导作用,完善安置区产业后续发展支持政策,因地制宜强化特色产业发展和就业促进政策的落实,提升安置区产业发展与劳动力结构的适应性、协调性,建设就业帮扶车间,创造更多本地就业岗位。坚持扶志、扶智、扶技、扶业相结合,支持本地企业优先吸纳搬迁人口就业,加大对搬迁人口外出劳务培训投入,加强输出地和输入地劳务对接。不断完善中西部企业“订单式”“定向式”培训模式,引导搬迁人口就地就近就业或向经济发达地区转移。第三,构建帮扶人长效帮扶机制,坚持“扶上马,送一程”,保障各类政策落实。本文基于严谨的实证模型证实了长效帮扶机制的有效性和必要性,为世界各国脱贫模式探索提供有益借鉴。未来要继续做好搬迁后驻村和结对帮扶工作,确保任期结束后接续实行到期轮换、压茬交接,助力实现工作重心向乡村振兴全面过渡转移。优化帮扶单位、结对帮扶责任人的帮扶工作进入与退出机制,确保脱贫后帮扶人持续跟进,避免出现大规模“帮扶脱钩”现象。着力提高帮扶人的专业匹配性,加强具有经济管理、农业技术、社会管理、心理辅导等专业特长帮扶人选派力度,满足搬迁户就业、发展产业、社会融合的多元需求。健全社会力量参与机制,继续鼓励支持民营企业、社会组织、有条件个人参与结对帮扶工作。第四,持续开展教育扶持,帮助搬迁户“拔穷根”。人力资本不足是造成能力贫困以及代际贫困的重要因素,本文虽然未发现教育扶贫项目对搬迁户脱贫的显著促进作用,但这与人力资本的长期积累属性有关,其作用发挥具有时间滞后性,为此有必要多措并举提升农村整体人力资本水平。要围绕产业发展需要,加强农村实用技能培训,加强人才队伍建设。加大搬迁户适龄教育子女教育补贴力度,健全助学金、助学贷款、“雨露计划”职业教育补贴等多元补贴机制。开展扫盲行动、加强新型职业农民培训,提高劳动人员人力资本水平,促进培育家庭内生发展动力。破除城乡要素流动障碍,促进城镇转移人口公共服务均等化,保障农民工子女在城市接受教育权利,帮

助阻断贫困代际传递。第五,完善农村金融扶持。金融扶贫项目对解决搬迁户资金约束、打破贫困陷阱具有重要作用,但受限于多元化资金渠道不通畅等因素,本文未发现这一渠道对搬迁户脱贫的显著促进作用。未来既要用好存量,健全扶贫资金使用机制,鼓励将符合条件的财政资金特别是扶贫资金量化到农村集体经济组织和农户后,以自愿入股方式投入新型农业经营;也要多渠道拓展资金来源,不断完善金融服务路径,发挥政策性金融主导作用,完善扶贫贴息贷款政策,完善农村金融扶贫支持方式,缓解安置区产业发展、农民专业合作社、就业创业的融资约束难题。要加强金融服务基础设施建设,推动中国邮政储蓄银行、农村信用社、村镇银行等金融机构网点向搬迁安置地延伸,强化易地扶贫搬迁后续帮扶专项信贷支持。第六,构建开放融合安置社区,促进安置区与县域经济融合发展。加强社区治理后续扶持,加快补齐社区服务短板,重点解决搬迁群众生活社会关系的网络重构问题,促进搬迁群众与所在地居民融合,营造社区共同体,提高搬迁群众的归属感和幸福感。将安置区发展融入县域经济发展规划范畴,建立健全系统化支持政策,助力城乡融合和乡村振兴。

参考文献:

1. 贺立龙、朱方明、刘丸源:《结构视角下的深度贫困研究进展》[J],《经济学动态》2020年第2期,第132—145页。
2. 黄薇、祝伟:《精准帮扶政策的多维评估:基于G省B市扶贫实践的经验分析》[J],《管理世界》2021年第10期,第111—128页。
3. 贾俊雪、秦聪、刘勇政:《“自上而下”与“自下而上”融合的政策设计——基于农村发展扶贫项目的经验分析》[J],《中国社会科学》2017年第9期,第68—89、206—207页。
4. 李芳华、张阳阳、郑新业:《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》[J],《经济研究》2020年第8期,第171—187页。
5. 宁静、殷浩栋、汪三贵、王琼:《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》[J],《中国人口·资源与环境》2018年第11期,第20—28页。
6. 孙琳琳、杨浩、郑海涛:《土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析》[J],《经济研究》2020年第11期,第156—173页。
7. 檀学文:《中国移民扶贫70年变迁研究》[J],《中国农村经济》2019年第8期,第2—19页。
8. 王君涵、李文、冷淦潇、仇焕广:《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》[J],《中国人口·资源与环境》2020年第10期,第143—153页。
9. 汪三贵:《中国扶贫绩效与精准扶贫》[J],《政治经济学评论》2020年第1期,第130—148页。
10. 阎坤、于树一:《公共财政减贫的理论分析与政策思路》[J],《财贸经济》2008年第4期,第61—67页。
11. 朱永甜、余劲:《陕南易地扶贫搬迁减贫效应研究——基于分阶段的讨论》[J],《干旱区资源与环境》2020年第5期,第64—69页。
12. Austin, P. C., 2011, “An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies” [J], *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 46, No. 3: 399-424.
13. Baker, A., Larcker, D. F., Wang, C. C., 2021, “How Much Should We Trust Staggered Difference-In-Differences Estimates?” [J], *Journal of Financial Economics*, Vol. 144, No. 2: 370-395.
14. Banerjee, A., Duflo, E., Glennerster, R., Kinnan, C., 2015, “The Miracle of Microfinance? Evidence

- from a Randomized Evaluation” [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 7, No. 1: 22-53.
15. Caminada, K. , Goudswaard, K. , Koster, F. , 2012, “Social Income Transfers and Poverty: A Cross-country Analysis for OECD Countries” [J], *International Journal of Social Welfare*, Vol. 21, No. 2: 115-126.
 16. Du, Y. , Park, A. , Wang, S. , 2005, “Migration and Rural Poverty in China” [J], *Journal of Comparative Economics*, Vol. 33, No. 4: 688-709.
 17. Gachassin, M. , Najman, B. , Raballand, G. , 2015. “Roads and Diversification of Activities in Rural Areas; A Cameroon Case Study” [J], *Development Policy Review*, Vol. 33, No. 3: 355-372.
 18. Hammond, L. , 2017, “Strategies of Invisibilization: How Ethiopia’s Resettlement Programme Hides the Poorest of the Poor” [J], *Journal of Refugee Studies*, Vol. 21, No. 4: 517-536.
 19. Jacobson, L. S. , LaLonde, R. J. , Sullivan, D. G. , 1993, “Earnings Losses of Displaced Workers” [J], *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 4: 685-709.
 20. Khanam, D. , Mohiuddin, M. , Hoque, A. , Weber, O. , 2018, “Financing Micro-Entrepreneurs for Poverty Alleviation: A Performance Analysis of Microfinance Services Offered by BRAC, ASA, and Proshika from Bangladesh” [J], *Journal of Global Entrepreneurship Research*, Vol. 8, No. 1: 1-17.
 21. Leng, G. , Feng, X. , Qiu, H. , 2021, “Income Effects of Poverty Alleviation Relocation Program on Rural Farmers in China” [J], *Journal of Integrative Agriculture*, Vol. 20, No. 4: 891-904.
 22. Li, P. , Lu, Y. , Wang, J. , 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.
 23. Maccini, S. , Yang, D. , 2009, “Under the Weather: Health, Schooling, and Economic Consequences of Early-life Rainfall” [J], *American Economic Review*, Vol. 99, No. 3: 1006-1026.
 24. Mitchell, S. , Gelman, A. , Ross, R. , Chen, J. , Bari, S. , Huynh, U. K. , Sachs, J. D. , 2018, “The Millennium Villages Project: A Retrospective, Observational, Endline Evaluation” [J], *The Lancet Global Health*, Vol. 6, No. 5: e500-e513.
 25. Niessen, L. W. , Mohan, D. , Akuoku, J. K. , Mirelman, A. J. , Ahmed, S. , Koehlmoos, T. P. , Peters, D. H. , 2018, “Tackling Socioeconomic Inequalities and Non-Communicable Diseases in Low-Income and Middle-Income Countries under the Sustainable Development Agenda” [J], *The Lancet*, Vol. 391, No. 10134: 2036-2046.
 26. Qiu, H. , Leng, G. , Feng, X. , Yang, S. , 2021, “Effects of the Poverty Alleviation Relocation Program on Diet Quality Among Low-income Households” [J], *China Agricultural Economic Review*, Vol. 13, No. 2: 397-417.
 27. Rosenbaum, P. R. , Rubin, D. B. , 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects” [J], *Biometrika*, Vol. 70, No. 1: 41-55.
 28. Stock, J. H. , Yogo, M. , 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression” [J], *NBER Technical Working Papers*, Vol. 14, No. 1: 80-108.
 29. Wong, H. L. , Wang, Y. , Luo, R. , Zhang, L. , Rozelle, S. , 2017, “Local Governance and the Quality of Local Infrastructure: Evidence from Village Road Projects in Rural China” [J], *Journal of Public Economics*, Vol. 152: 119-132.
 30. Zhang, L. , Xie, L. , Zheng. , 2023, “Across a Few Prohibitive Miles: The Impact of the Anti-Poverty Relocation Program in China” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 160: 102945.

The Comprehensive Effects Evaluation of the Poverty Alleviation Relocation Project: Analysis Based on the Micro-tracking Data of Poor Households from Three Counties in S Province

Yin Jun¹, Sun Bowen², Liu Chong³, Yi Hongmei⁴

(1. Institute of Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, Peking University)

(2. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

(3. School of Economics, Peking University)

(4. School of Advanced Agriculture Sciences, Peking University)

Abstract: This paper adopts the micro-tracking data of poor households from three counties in G City of S Province in western China, and uses the staggered DID method based on propensity score matching (PSM) to systematically evaluate the effects of the poverty alleviation relocation project. This paper further discusses the roles of targeted poverty alleviation projects and grassroots-leader assistance system. Based on the dual perspectives of supporting targeted poverty alleviation special projects and grassroots-leader assistance system, this paper makes a detailed analysis of the function of targeted poverty alleviation relocation special projects and the guarantee of grassroots-leader assistance system to promote the effect of relocation policy. Results show that the poverty alleviation relocation project significantly reduces the incidence of family poverty and increases the family's per capita net income, showing significant poverty alleviation effect and income-increasing effect. The type of collective relocation in these three counties shows better relocation performance than that of dispersed one. The follow-up targeted poverty alleviation special projects are the vital support of targeted poverty alleviation relocation special projects, which work through industrial poverty alleviation project, employment poverty alleviation project and public welfare job project and other projects. However, in the short term, education poverty alleviation and financial poverty alleviation channels have no significant effects. The grassroots-leader assistance system is the key for the poverty alleviation relocation project, because the policy effects of the latter are only significant in the long-term assistance samples.

Keywords: poverty alleviation relocation project; policy evaluation; staggered DID; targeted poverty alleviation special projects; grassroots-leader assistance system

JEL Classification: I31; I32; I38