

东西部对口支援政策实施能否降低脱贫农户返贫风险

贾男 王赫

摘要：对口支援是中国特色国家治理的重要方式和机制，东西部对口支援在脱贫攻坚中发挥了重要作用，进一步考察东西部对口支援在新时期预防规模性返贫、建立稳定脱贫长效机制中的作用对巩固脱贫攻坚成果和乡村振兴意义重大。本文借助“携手奔小康”行动的外生冲击，综合使用“中国家庭金融调查”和“中国城乡社区治理调查”数据，借助复原力指标测度脱贫农户的返贫风险，通过双重差分法、合成双重差分法、倾向得分匹配双重差分法等因果识别方法考察了东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响及主要作用机制。本文研究发现，东西部对口支援政策实施显著降低了脱贫农户的返贫风险，且对高返贫风险农户有良好的识别与帮扶效果，但对深度贫困地区农户和脱贫不稳定户则无政策倾斜。作用机制检验结果显示，产业帮扶、就业帮扶与消费帮扶共同稳定了脱贫农户的收入，医疗援助与人才援助共同提高了脱贫农户的人力资本水平，基础设施建设的帮扶效果则并不明显。据此，本文认为，应在保持东西部对口支援整体政策稳定的基础上，进一步调整对深度贫困地区的政策，加强产业帮扶与消费帮扶，缩小城乡公共服务差距。

关键词：对口支援 返贫风险 双重差分法 合成双重差分法

中图分类号：F328; F064.1 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告强调，全面推进乡村振兴必须巩固拓展脱贫攻坚成果。巩固拓展脱贫攻坚成果的底线是脱贫农户不发生规模性返贫。现有文献对脱贫农户返贫的研究主要探讨返贫风险的测度（Cissé and Barret, 2018; 周迪等, 2022）、规模性返贫的风险因素（赵普等, 2022）和返贫风险的生成机制（高远东等, 2022）。少数研究关注公共政策实施在防返贫方面的作用，如人力资本公共投资政策（和立道等, 2018）、全民医保政策（谢远涛和杨娟, 2018）、财政转移支付政策（张鹏等, 2022）、政企协作政策（徐娟等, 2022）、“脱贫不脱政策”（贾男和王赫, 2022）等。此外，众多延续性的帮

【资助项目】 教育部人文社会科学研究规划基金项目“建立健全稳定脱贫长效机制的政策体系研究——返贫风险测度与政策效应评估”（编号：22YJA790025）；国家社会科学基金一般项目“增强内生动力促进农村低收入群体稳定增收的理论机理与政策模拟”（编号：23BJY009）。

【作者信息】 贾男、王赫（通讯作者），四川大学经济学院，电子邮箱：1192728000@qq.com。

扶政策的实施也能够降低返贫风险，但对其作用和可持续性还缺乏充分探讨。

对口支援是中国特色国家治理的重要方式（王禹瀚，2022），在援疆（刘金山和徐明，2017）、援藏（董珍和白仲林，2019）、灾后援建（徐丽鹤和夏萌萌，2022）以及突发事件应急管理（徐丽鹤和张晓波，2022）中均有十分重要的作用。东西部对口支援（也称“东西扶贫协作”）是对口支援的一种具体类型，即在国家政策安排下，东部省份与西部省份形成结对关系，通过产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶、公共服务建设等方式促进西部省份的发展，以协助贫困地区脱贫、缩小地区差距。在脱贫攻坚战中，东西部对口支援发挥了重要作用，提升了贫困地区经济增长动力（王磊，2021），促进了贫困地区全要素生产率的提升（邹璠和周力，2023），降低了贫困地区的贫困发生率（王禹瀚，2022），提高了贫困农户的生活水平（徐明，2022）。不仅如此，东西部对口支援在促进区域协调发展中也发挥着积极作用，提升了受援县的实际地区生产总值和人均地区生产总值（张可云等，2023），促进了地方的产业升级（董珍和白仲林，2019），提高了劳动生产率并抑制了城乡收入差距的扩大（徐明和刘金山，2018）。在脱贫攻坚向乡村振兴过渡的新时期，东西部对口支援仍是关键政策。2022年、2023年和2024年的中央“一号文件”多次强调东西部对口支援在新时期的重要性，2024年中央“一号文件”更是将东西部对口支援作为预防规模性返贫的重要手段，强调预防规模性返贫需要“持续加强产业和就业帮扶”，“落实东西部劳务协作帮扶责任”^①。

现有文献对东西部对口支援的减贫效应进行了较全面的研究。但是，在巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴的新时期，东西部对口支援是否仍能成为降低返贫风险的关键抓手，持续巩固脱贫攻坚成果？该政策实施是否会加剧援助地的财政负担？是否应该在较长时间内持续存在？现有研究尚未较好回答以上问题。本文利用2017年“携手奔小康”行动这一准自然实验对以上问题进行研究。2020年打赢脱贫攻坚战后，对口支援政策的实施基本延续2017年“携手奔小康”行动的实施细则。与以往东西部对口支援的政策规定不同，2017年国务院发布的《东西部扶贫协作考核办法（试行）》首次对东西部对口支援政策设置了具体考核指标，对该政策实施效果的考核由“软约束”变为“硬约束”。因此，可将“携手奔小康”这一政策实施视为重新规定东西部对口支援帮扶关系的外生冲击，这一冲击为研究东西部对口支援提供了很好的准自然实验。本文构建东西部对口支援政策实施影响脱贫农户返贫风险的理论框架，利用中国家庭金融调查（China household finance survey，简称CHFS）、中国城乡社区治理调查（China community governance survey，简称CCGS）和《中国县域统计年鉴》数据，应用合成双重差分法对“携手奔小康”政策实施的效应及作用机制进行实证研究和效果评价，并进一步探讨该政策的实施是否可持续。

本文主要有以下三个方面的边际贡献：第一，在理论上，已有文献集中于研究对口支援在欠发达地区经济建设和脱贫攻坚中的作用，几乎没有研究其在巩固拓展脱贫攻坚成果及之后的时期（后文简称新时期）对降低返贫风险的作用。本文基于收入过程理论，构建东西部对口支援政策实施影响脱贫

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11186/202402/content_6934551.html。

农户返贫风险的理论框架，论证对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，既丰富对口支援政策的探讨，又拓展新时期返贫风险问题的研究边界。第二，在实证研究中，已有文献评价了2008年东西部对口支援政策实施的效应（张可云等，2023），但尚没有文献对“携手奔小康”这一政策展开实证研究。新时期的东西部对口支援政策基本延续了“携手奔小康”的实施细则，评估这一政策实施的效应对实现乡村振兴和共同富裕具有重要决策参考价值。本文首次评估“携手奔小康”这一具有硬性约束的东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，并采用严谨的因果识别策略和大量稳健性检验，为对口支援政策的巩固脱贫效应提供科学可靠的经验证据。第三，本文还探讨对口支援政策的一般均衡效应，这种探索在关于对口支援的已有研究中十分缺乏。如果受援地经济发展水平的提升要以牺牲援助地福利为代价，那么这类援助政策就不是可持续的。因此，从政策可持续性角度而言，不仅需要分析政策实施对受援地的影响，还有必要分析其对援助地的影响。

二、政策梳理与理论分析

（一）政策梳理

东西部对口支援实践始于20世纪50年代。当时，在“全国一盘棋”理念的指导下，中国开始实施较大规模的省际援助与协作（张天悦，2021），对口支援政策开始在区域协调发展中的作用。然而，当时的对口支援尚未形成国家层面的统一政策，主要任务是缩小城乡差距、缓解区域发展不平衡，尚未将缓解贫困作为主要任务。改革开放以后，1979年，中共中央批转了乌兰夫在全国边防会议上的报告，要求“东部发达省份对口支援欠发达的少数民族地区，标志着对口支援政策首次上升为全国性的国家政策”（张可云等，2023）。此时，东西部对口支援的主要支援对象为边疆地区与民族地区。1979年，中央确定北京市支援内蒙古自治区、天津市支援甘肃省、河北省支援贵州省、山东省支援青海省、江苏省支援新疆维吾尔自治区和广西壮族自治区、上海市支援宁夏回族自治区和云南省、全国支援西藏自治区（王禹瀚，2022），对口支援的主要内容也逐渐从单纯的经济支援向农牧业、科教文卫、商业服务等领域扩展（钟开斌，2023）。然而，此时的对口支援对贫困问题的关注较少。

随着经济的进一步发展，贫困问题逐渐成为对口支援的重要议题。1994年发布的《国家八七扶贫攻坚计划》将东西部扶贫协作作为重要政策工具，提出要“通过经济合作、技术服务、吸收劳务、产品扩散、交流干部等多种途径，发展与贫困地区在互惠互利的基础上的合作”^①。1996年国务院发布的《关于组织经济较发达地区与经济欠发达地区开展扶贫协作报告的通知》指出，东西部对口支援的主要手段包括帮助受援地引进人财物、开展经济合作、动员社会力量捐款捐物等^②。2008年，东西部

^①参见《转发国务院关于印发国家八七扶贫攻坚计划的通知》，https://www.gd.gov.cn/zwgk/gongbao/1994/13/content/post_3357198.html。

^②参见《国务院办公厅转发国务院扶贫开发领导小组关于组织经济较发达地区与经济欠发达地区开展扶贫协作报告的通知》，https://www.gd.gov.cn/zwgk/gongbao/1996/24/content/post_3358310.html。

对口支援力度进一步加大，原国务院扶贫开发领导小组办公室下发《2008年东西扶贫协作工作指导意见》，强调要“优先把西部集中连片特殊贫困地区纳入对口帮扶范围”，“调整后参加东西扶贫协作的东部县（市、区）数不能减少，工作力度不能削弱”^①，延续了上一阶段东西部对口支援在扶贫领域的主要安排。

脱贫攻坚阶段，东西部对口支援作为重要政策手段，受到了中央的高度重视。2015年，《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》强调，要健全东西部扶贫协作机制^②。2016年12月，《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》（以下简称《意见》）印发，重新调整了对口支援结对关系，启动了“携手奔小康”行动^③。此后，东西部对口支援政策呈现新的趋势：从投入看，东西部对口支援投入力度不断增强，东部地区人、财、物投入力度不断加大；从政策内容看，重点强调人才支持、资金支持、产业合作、劳务协作等政策手段；从考核标准看，多次加强对东西部对口支援成果的考核工作，2017年8月，原国务院扶贫开发领导小组印发《东西部扶贫协作考核办法（试行）》，2018年援助地与受援地签订东西部扶贫协作协议书，2019年6月原国务院扶贫开发领导小组印发《东西部扶贫协作成效评价办法》，考核力度不断加大。

脱贫攻坚战取得全面胜利后，为了巩固脱贫攻坚成果，2020年，《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》印发，该文件强调，脱贫攻坚目标任务完成后，设立5年过渡期，过渡期内严格落实贫困地区摘帽后不摘责任、不摘政策、不摘帮扶、不摘监管“四个不摘”要求。东西部对口支援作为脱贫攻坚期间促进原贫困县发展、改善贫困农户生活条件的重要政策，在过渡期内仍被保留下来，被视为协调区域发展、促进乡村振兴的重要手段。随着农村工作的重心向乡村振兴与共同富裕倾斜，面对农村工作的新要求，东西部对口支援政策也进行了相应的调整。2021年4月8日，习近平总书记就脱贫攻坚后东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示，强调要“完善东西部结对帮扶关系，拓展帮扶领域，健全帮扶机制，优化帮扶方式，加强产业合作、资源互补、劳务对接、人才交流，动员全社会参与”^④。相应地，东西部对口支援的考核标准也围绕着习近平的指示进行了调整。2021年，中央农村工作领导小组印发《东西部协作考核评价办法》，在考核内容中进一步加入了东部地区乡村振兴经验复制情况及脱贫攻坚巩固情况。2022年的中央“一号文件”再次强调东西部对口支援的重要性，要求拓展东西部协作工作领域，深化区县、村企、学校、医院等结对帮扶。2023年的中央“一号文件”又对东西部对口支援提出新要求，要求组织东部地区经济较发达县

^①参见《扶贫办下发〈2008年东西扶贫协作工作指导意见〉》，https://www.gov.cn/gzdt/2008-03/11/content_916681.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2978250.htm。

^③参见《中办 国办印发〈关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/07/content_5144678.htm。

^④参见《习近平对深化东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示强调 适应形势任务变化 弘扬脱贫攻坚精神 加快推进农业农村现代化 全面推进乡村振兴》，http://www.qstheory.cn/yaowen/2021-04/08/c_1127307033.htm。

（市、区）与脱贫县开展携手促振兴行动，带动脱贫县更多承接和发展劳动密集型产业。通过对政策文件的分析可以发现，新时期的对口支援政策虽然在考核内容上有所扩展，但2017年“携手奔小康”的实施细则和考核方法仍然得到延续，因此，实证评价“携手奔小康”政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，对于新时期全面推进乡村振兴和实现共同富裕具有重要的决策参考价值^①。

（二）理论分析

本文将返贫风险视为收入低于某一标准的概率，这就与脱贫农户的收入过程结合起来。一般而言，收入过程是年龄、家庭特征、暂时性收入冲击以及永久性收入冲击的函数。然而，考虑到本文分析的是代表性家庭的返贫风险且并未涉及生命周期中收入的变动情况，因此，本文简化了模型中与年龄及家庭特征相关的部分，将永久性收入冲击与暂时性收入冲击合并，并参考 De Nardi et al. (2020) 与 Guvenen et al. (2021) 的研究，将收入过程描述如下：

$$\ln Y \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (1)$$

根据(1)式，脱贫农户收入(Y)的对数服从均值为 μ 、标准差为 σ 的正态分布，这里的 σ 表示合并后的暂时性收入冲击与永久性收入冲击。为了便于分析，假设收入为参与劳动（包括农业与非农劳动）所得收入的算术平均值，而且在本地参与劳动与在外地参与劳动所得收入的分布相同。考虑到原贫困县存在产业与就业失衡现象（钟宁桦等，2022），进入劳动力市场的脱贫农户能否参与劳动存在不确定性，本文用获得收入的概率 P 描绘这一现象。与不参与劳动相比，脱贫户参与劳动需要付出额外成本，不失一般地，本文设定参数 C 为参与劳动的平均成本，即务工成本。假设贫困线为 \bar{Y} ，则返贫风险（ $Risk$ ）可以表示为参与劳动获得的收入低于贫困线的概率，即：

$$Risk = \Pr[P(Y - C) \leq \bar{Y}] = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}\left[\frac{\ln\left(\frac{\bar{Y}}{P} + C\right)}{\sigma}\right] \quad (2)$$

(2)式中， erf 是一个函数且满足 $\operatorname{erf} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-u^2} du$ ，表示误差函数。接下来，需要根据政策的实施情况明确政策手段，并明确政策手段与模型参数 μ 、 σ 、 P 、 C 的关系。

从已有实践经验看，东西部对口支援可能通过促进收入增长与促进区域协调发展两个途径影响脱贫农户的返贫风险。一方面，该政策的实施可以通过发展产业（盛晓薇和马文保，2021）、劳务协作等手段（谢治菊和陈香凝，2023a）提高脱贫农户工资性收入，并通过消费帮扶等手段充分拓展受援地农产品消费市场（谢治菊和陈香凝，2023b），从而提高脱贫农户的农业收入。另一方面，东西部对口支援是一种横向转移支付政策，将资金和资源整合后不断流向贫困地区，可能通过提高基本公共服务水平、完善基础设施条件等途径为防止脱贫农户返贫提供必要的外部条件（陈少强和何妮，2023）。

^①为便于理解，本文梳理了东西部对口支援相关政策实施的时间轴，具体内容见《中国农村经济》网站（zgnccj.ajcass.com）或中国知网本文附录A的附图A1。

结合以上分析，并根据《意见》内容，本文将东西部对口支援的主要帮扶手段概括为产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶和公共服务建设四种，设产业帮扶投入为 A_i 、就业帮扶投入为 A_e 、消费帮扶投入为 A_c 、公共服务建设投入为 A_d 。

产业帮扶既是实现长效脱贫与共同富裕的重要手段（马雯嘉和吴茂祯，2024），也是东西部对口支援的主要任务之一。脱贫攻坚过程中，产业帮扶促进了乡村特色产业的发展，一方面可以提供就业岗位、扩大务工规模，另一方面则能够显著提升农村居民人均可支配收入（席强敏等，2023），促进工资性收入的提高。因此，可以假设东西部对口支援中的产业帮扶投入与参数 μ 和 P 有关， $\mu(A_i)$ 、 $P(A_i)$ 均是产业帮扶投入的增函数。

就业帮扶可以提高脱贫农户的劳动供给（张鹏龙等，2024），是确保脱贫农户稳定脱贫的重要手段。在东西部对口支援过程中，就业帮扶的主要形式是组织劳务协作，促进脱贫农户外出务工。根据平卫英等（2021）对就业帮扶手段的梳理，就业帮扶可以降低务工的搜寻时间并通过劳务补贴方式降低务工成本，提高脱贫农户的工资性收入。因此，就业帮扶直接影响脱贫农户获得收入的概率 P 和务工成本 C 。设 $P(A_e)$ 为就业帮扶投入 A_e 的增函数， $C(A_e)$ 为就业帮扶投入 A_e 的减函数。

消费帮扶对促进脱贫人口增收具有重要作用（蔡睿堃等，2023），东西部对口支援可以通过动员社会组织参与的方式连接援助地与受援地，促进受援地农产品的销售，提高受援地脱贫农户的农业收入。因此，消费帮扶通过影响脱贫农户的农业收入直接影响对数收入的均值 μ ，设 $\mu(A_c)$ 为消费帮扶投入的增函数。

公共服务建设是巩固脱贫攻坚成果的重要手段（李卓和左停，2022）。在东西部对口支援中，公共服务建设主要体现为通过人才支援形式组织支教、支医、支农，通过加大资金投入方式支援受援地交通基础设施建设。人才援助中支教、支医均可提升脱贫农户人力资本水平：支教通过提升受援地教师数量提高脱贫农户子代人力资本水平，阻断贫困的代际传递；支医通过援建医院、改善脱贫农户健康状况等方式提升人力资本水平。已有文献认为，人力资本水平提升能够显著改善收入的分布，提高收入均值、降低收入方差（Dao, 2008）。交通基础设施建设可以通过建设本地通往县城的道路减少脱贫农户本地交通支出，直接影响务工成本。因此，本文假设 $\mu(A_d)$ 为 A_d 的增函数， $\sigma(A_d)$ 和 $C(A_d)$ 为 A_d 的减函数。

经过推导与分析可以发现，脱贫农户的返贫风险是各项帮扶手段投入的减函数^①。附录中的附图 A2^②总结了东西部对口支援影响脱贫农户返贫风险的潜在机制。产业帮扶、就业帮扶与消费帮扶可以影响对数收入均值 μ 、获得收入的概率 P 、务工成本 C ，提高脱贫农户工资性收入与农业收入，起到稳定收入的作用，本文将这条机制称为东西部对口支援的“稳定收入效应”。公共服务建设中，人才援助通过支医、支教等方式提高脱贫农户人力资本水平，影响对数收入均值 μ 与标准差 σ ，进而影

^①篇幅所限，具体推导过程见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的 A2 部分。

^②机制图见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的附图 A2。

响脱贫农户返贫风险，本文将这条机制称为东西部对口支援的“人力资本提升效应”。此外，公共服务建设也会通过交通基础设施投资影响务工成本 C ，进而影响脱贫农户返贫风险，本文将这条机制称为东西部对口支援的“交通通达效应”。后文将选择适当机制变量对上述机制进行检验。

三、概念界定、变量说明与实证策略

（一）脱贫农户界定

由于数据限制，本文实证研究中的脱贫农户概念与防止返贫动态监测中的脱贫户并不相同。在防止返贫动态监测中，脱贫户指的是在脱贫攻坚中被认定为“建档立卡”贫困户、后经政策帮扶达到脱贫标准实现脱贫的家庭。但防止返贫动态监测在 2020 年后才逐步建立，尚缺乏足够的数据进行实证检验。本文借鉴贾男和王赫（2022）的思路，将脱贫农户定义为在脱贫攻坚前处于贫困状态但在脱贫攻坚时期实现脱贫且未返贫的贫困户。这一部分农户虽然未被认定为“建档立卡户”，但在脱贫后仍能享受东西部对口支援政策，与现阶段政策意义上的“脱贫户”类似。

具体而言，本文将脱贫农户定义为：在 2013 年人均收入低于当年国家贫困线（2736 元，即处于贫困状态），但在脱贫攻坚开始前脱贫并在之后时期（2015—2019 年）未被识别为贫困户的农户。这一部分群体虽然不是 2020 年脱贫攻坚胜利后的“脱贫户”，但他们与这类“脱贫户”有相似的家庭特征，所接受的政策也具有高度相似性，因此可以作为本文研究返贫风险的对象。并且，由于 2014 年起各地逐步开始确立脱贫户监测机制，2015 年开始原国务院扶贫开发领导小组办公室多次组织“回头看”行动，重点关注脱贫户帮扶政策的持续状况，本文定义的脱贫农户在“携手奔小康”行动期间仍能一定程度上享受东西部对口支援政策。而且，与精准扶贫政策相比，东西部对口支援政策主要着眼于推动受援地产业、公共服务的发展，不仅影响贫困户，也惠及脱贫户。因此，本文定义的脱贫农户能够作为评估东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险影响的样本。

（二）变量说明

1. 被解释变量。在评估东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响前，需测度返贫风险。返贫风险的测度有脆弱性测度法与复原力测度法。虽然大量文献使用脆弱性测度法研究返贫风险，但该类方法预测返贫的准确性仍有待讨论（万广华和章元，2009）。

本文使用 Cissé and Barret（2018）提出的复原力指标动态地、前瞻地测度脱贫农户返贫风险。复原力指标测度的是家庭受到冲击后福利水平恢复到某一福利标准的可能性，能够通过引入福利水平的高次一阶自回归过程刻画“贫困陷阱”^①与过去状态对当前福利情况的长期影响，与脆弱性指标相比具有更强的预测能力与稳健性（Mcbride et al., 2021）。本文复原力测度模型设定如下：

$$\hat{\rho}_{it} \equiv P(W_{it} > \underline{W}) = \overline{F}[W; \hat{\mu}_{1it}(W_{it}, D_{it}, X_{it}, Z_{it}); \hat{\mu}_{2it}(W_{it}, D_{it}, X_{it}, Z_{it})] \quad (3)$$

^① 贫困陷阱指因贫困而不断再生产出贫困的状态，三阶滞后项能够刻画“贫困陷阱”（Barrett et al., 2006）。

(3) 式中： $\hat{\rho}_{it}$ 为复原力； W_{it} 为福利指标，即家庭人均消费对数，本文假设人均消费的对数值服从正态分布^①； \bar{W} 为福利标准，即世界银行提出的每人每天 3.2 美元的推荐贫困线； $\bar{F}[\cdot]$ 为一定福利水平指标 (W_{it}) 分布下估计出的互补累积密度函数； $\hat{\mu}_{1it}$ 与 $\hat{\mu}_{2it}$ 是脱贫农户人均消费对数的条件期望与条件方差； D_{it} 为政策变量； X_{it} 为农户的自身风险； Z_{it} 为农户面临的宏观风险。

由于复原力指标需使用福利水平指标的滞后项，因此，本文以四期平衡面板方式使用数据。为控制各类不可观测因素，同时保证平衡面板的数据结构，本文对样本进行如下筛选：第一，仅保留户口所在地为农村地区的农户样本；第二，仅保留 2013—2019 年的追踪样本；第三，仅保留原贫困县农户样本^②；第四，仅保留 2013 年调研中处于贫困状态而在 2019 年及之前的调研中脱贫的农户^③；第五，根据所处县是否在“携手奔小康”对口支援名单，将样本农户划分为处理组与控制组。经过如上筛选，共得到 18 个省份、38 个县（市、区）、253 户脱贫农户共 1012 个观测值的平衡面板数据^④。

由于并非所有原贫困县均参与“携手奔小康”对口支援，因此本文所用样本是评估东西部对口支援政策实施效应的良好的处理组与控制组。同时，根据“携手奔小康”名单，此次援助省份共有 14 个，而本文的样本包含了除新疆维吾尔自治区、西藏自治区、广西壮族自治区外^⑤的 11 个省份，可以较为全面地覆盖政策的执行范围，具有较好的代表性。

2. 核心解释变量。为评估东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，本文构建双重差分项来评估二者间的因果关系。具体而言，将样本所在县是否为“携手奔小康”行动受援县（是=1，否=0）作为双重差分项的一个维度，将时间是否为 2017 年之后（是=1，否=0）作为双重差分项的另一维度，二者相乘构建双重差分项，以此作为本文的核心解释变量。

^①人均消费对数分布与正态分布对比图见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的附图 B1。

^②本文仅保留原贫困县样本基于以下两点原因：一是原贫困县与非贫困县各类特征差异较大（徐舒等，2020），将样本缩小至原贫困县有利于减轻样本选择偏误；二是东西部对口支援是针对原贫困县的帮扶措施，因此处理组与控制组应当设定为享受政策的原贫困县脱贫农户与不享受政策的脱贫农户。

^③由于 CHFS（2013）中未包含家庭贫困状态信息，本文将家庭人均年收入低于当年贫困标准的家庭视作贫困户。CHFS 中 2015—2019 年的数据包含家庭贫困状态信息，本文根据该问题判断家庭贫困状态。问卷中对贫困户的定义为：按照国家规定，农村家庭人均收入低于一定水平可以申请贫困户，需要填写《贫困手册》，经过村委会民主评议、公示、乡镇政府审核后称为贫困家庭，与国家建档立卡标准一致。

^④样本所在县情况、所在县是否为“携手奔小康”帮扶县情况以及样本数量情况见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的附表 B1。

^⑤将三个省份的样本排除在外主要由于以下原因：第一，CHFS 调查没有在新疆维吾尔自治区和西藏自治区进行，因此没有这两个省份的样本。第二，本文采用的是原贫困县的农户样本，在 CHFS 调查中，广西壮族自治区调查了 9 个县（区），分别是兴宁区、兴宾区、柳南区、桂平市、武鸣区、灵山县、苍梧县、青秀区、龙圩区，但这 9 个县（区）均不是原贫困县，因此不属于本文的研究范围。

3.控制变量。测度脱贫农户的复原力需要根据家庭特征估计当期福利分布，同时也需要控制家庭特征、区域宏观特征对福利水平的冲击，因此，本文从户主特征、家庭人口特征、家庭金融特征和区县宏观特征四个层面选择控制变量：户主特征包括户主性别、年龄、受教育年限；家庭人口特征包括务工人口平均受教育年限、家庭学龄前儿童数量、家庭就业人口数量、家庭不健康人口数量；家庭金融特征包括家庭人均资产与家庭人均负债；区域宏观特征包括县人均地区生产总值、县产业结构、县每万人普通中学在校生人数。由于机制分析中的部分代理变量为村庄层面变量，因此需要选择村庄层面的控制变量以缓解遗漏变量问题，本文村庄层面的控制变量包括村庄面积、村庄常住人口数、村庄集体收入、村庄集体资产、村庄人均收入和村庄是否实行“一肩挑”。

4.机制变量。根据第二部分的理论分析，后文还将检验东西部对口支援政策实施的“稳定收入效应”“人力资本提升效应”“交通通达效应”三大机制，为此，需要从三大机制出发，寻找代理变量。就“稳定收入效应”而言，以进行适当处理后的家庭劳均工资性收入、家庭劳均农业收入、村庄特色产业产值、村庄外出务工人员数等变量为代理变量；就“人力资本提升效应”而言，以家庭不健康人口数量、村庄附近医院数量和村庄小学教师数量为代理变量；就“交通通达效应”而言，以家庭人均本地交通支出、村庄连通县城道路数量为代理变量。

以上变量中，家庭层面的数据来自 CHFS2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年数据^①；村庄层面的数据来自 CCGS2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年数据；区域宏观特征数据则来自《中国县域统计年鉴》2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年数据。主要变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量描述性统计结果

	变量	均值	标准差	最大值	最小值
福利指标	人均消费（元）	9397.42	10092.80	93295.75	0
户主特征	户主性别（男性=1，女性=0）	0.86	0.34	1	0
	户主年龄（岁）	53.66	12.98	96	20
	户主受教育年限（年）	5.41	3.62	16	0
家庭人口特征	务工人口平均受教育年限（年）	5.58	3.31	18	0
	家庭学龄前儿童数量（人）	1.00	1.21	6	0
	家庭就业人口数量（人）	2.01	1.34	7	0
家庭金融特征	家庭人均资产（元）	48355.32	103572.90	2538500	0
	家庭人均负债（元）	4492.09	17124.40	280000	0
区县宏观特征	县人均地区生产总值（元）	19993.39	8085.47	52161.69	6679.18
	县产业结构（第二、第三产业增加值与地区生产总值的比值）	0.75	0.09	0.94	0.35
	县每万人普通中学在校生人数（人）	472.61	132.97	891.82	193.63

^①CHFS 调查问卷中的经济状况为调研年度前一年的家庭经济状况，因此实际数据期间为 2012—2018 年。

表1 (续)

村庄层面 控制变量	村庄面积 (平方千米)	7.32	3.48	15.34	3.01
	村庄常住人口数 (人)	1323.42	3234.34	14904	302
	村庄集体收入 (元)	220565.50	103013.24	3048651	61847
	村庄集体资产 (元)	662125.24	685723.12	4423359	499973
	村庄人均收入 (元)	29819.86	9323.46	420344	4404
	村庄是否实行“一肩挑”(是=1, 否=0)	0.42	0.33	1	0
机制变量	家庭劳均工资性收入 (元)	8000.84	5328.14	126642	4032
	家庭劳均农业收入 (元)	30847.10	10383.38	80038.51	-1039.20
	村庄特色产业产值 (元)	593468.85	169214.66	32017397	99980
	村庄外出务工人员数 (人)	154.35	69.34	469	30
	村庄附近医院数量 (所)	0.81	0.34	2	0
	村庄小学教师数量 (人)	15.28	13.32	85	10
	家庭人均本地交通支出 (元)	455.15	2302.99	63000	0
	村庄连通县城道路数量 (条)	1.03	0.34	5	0

注：①由于 CHFS 仅包括个人受教育程度信息，本文将教育程度换算为受教育年限。②若受访者对“与同龄人相比，现在的身体状况如何？”这一问题的回答为“一般”与“不好”，则认为受访者不健康，加总后得到家庭不健康人口数量。③文中所有收入、产值均为年收入、年产值。④为使描述性统计有意义，人均消费、家庭人均资产、家庭人均负债、县人均地区生产总值、村庄特色产业产值、村庄外出务工人员数、家庭劳均工资性收入、村庄小学教师数量、家庭人均本地交通支出、村庄集体收入、村庄集体资产、村庄人均收入变量展示的是原值的信息，在后文回归中则对以上变量进行加1后取对数处理。⑤家庭劳均农业收入数据存在大量负值，无法取对数。考虑到农业收入数额较大，直接以元为单位会使政策效应估计系数较大，不利于结果解读，为使估计结果更易于理解，后文回归中通过将农业收入的水平值除以10000的方式表示农业收入。

(三) 实证策略

原国务院扶贫开发领导小组办公室在2016年扶贫日活动期间正式启动“携手奔小康”行动。截至2017年1月，共确定东部地区267个经济较发达县(市、区)与西部地区390个原贫困县结对开展“携手奔小康”行动^①。为进一步提升帮扶工作水平，原国务院扶贫开发领导小组于2017年印发《东西部扶贫协作考核办法(试行)》，并在2017年11月对东西部对口支援工作的开展情况进行了评估。这意味着，政策冲击于2017年已经发生，2017年前处理组与控制组接受的帮扶政策相似(因为均是原贫困县)，2017年处理组接受东西部对口支援而控制组没有，这就构成了一个准自然实验。为此，本文使用双重差分法评估政策效应，将“携手奔小康”行动中的受援的原贫困县作为处理组，未获得支援的其他原贫困县则为控制组，以控制其他帮扶政策实施对政策效应评估带来的潜在影响。本文将这些县与CHFS中的家庭数据匹配，共匹配到来自18个省份的38个原贫困县(其中受援的原贫困县12

^①资料来源：《携手奔小康行动结对帮扶名单》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-01/06/content_5157037.htm。

个，未获得支援的原贫困县 26 个），匹配后属于受援的原贫困县的家庭样本 108 个，即本文的处理组；属于未获支援的原贫困县的家庭样本 145 个，即本文的控制组。虽然本文研究数据截至 2018 年，但是该年数据实际为 2018 年年末数据，处理组已经过接近一年半的政策处理时间，政策效应可能会初步显现，虽然可能会低估政策效应，但不会影响结论的稳健性。

本文根据对口支援关系，首先构建双重差分模型（difference-in-differences，简称 DID）识别政策效应：

$$\hat{\rho}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Help_i \times Post_t + \beta_2 Control_{it} + v_i + \mu_t + \gamma_c + \xi_{it} \quad (4)$$

(4) 式中： $\hat{\rho}_{it}$ 为脱贫农户不同时期的复原力， $Help_i$ 为农户是否在“携手奔小康”行动的受援县（是受援县， $Help_i=1$ ，不是受援县， $Help_i=0$ ）， $Post_t$ 为时间虚拟变量（2017 年后 $Post_t=1$ ，2017 年前 $Post_t=0$ ）， $Help_i \times Post_t$ 为双重差分项， β_1 的估计值 $\hat{\beta}_1$ 反映东西部对口支援政策效应， $Control_{it}$ 为控制变量， v_i 、 μ_t 与 γ_c 分别为个体、年份和县域层面的固定效应， ξ_{it} 为残差项。

双重差分法能够有效识别的前提条件是处理组与控制组满足平行趋势假设、线性关系假设和个体处理稳定性假设。以上假设如果不满足，将会使估计结果有偏。本文采用合成控制双重差分法（synthetic difference-in-differences，简称 SDID）与倾向得分匹配双重差分法（propensity score matching difference-in-differences，简称 PSM-DID）处理不满足平行趋势假设的问题，使用双重变化模型（change-in-change，简称 CIC）处理不满足线性关系假设问题，借鉴 Lu（2019）提出的检验溢出效应的三重差分模型解决不满足个体处理稳定性假设的问题^①。

四、实证结果分析

（一）脱贫农户复原力的动态变化

表 2 汇报了处理组与控制组复原力的变动趋势与分布。从复原力变化趋势看，随着脱贫攻坚的深入，处理组与控制组的复原力均不断上升，但处理组的标准差显著缩小，表明越来越多的脱贫农户集中于高复原力部分。从处理组与控制组的差异看，2015 年，处理组与控制组的复原力无显著差异；到 2017 年时，处理组的复原力显著小于控制组；2019 年，在东西部对口支援政策实施后，处理组的复原力显著大于控制组。由此可以猜想东西部对口支援政策实施可能降低了脱贫农户的返贫风险。

表 2 处理组与控制组农户复原力测度结果

年份	处理组	控制组	差异
2015	0.5720 (0.2166)	0.5880 (0.1964)	-0.0160
2017	0.7363 (0.1891)	0.7795 (0.1676)	-0.0432*

^①具体模型设定情况见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 B 的 B3 部分。

表2 (续)

2019	0.8860 (0.1016)	0.8371 (0.1689)	0.0489**
观测值数	108	145	

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号内为变量标准差。

(二) 基准回归结果

由复原力测度结果可以看出，处理组与控制组的复原力在政策实施前后存在显著差异，本文使用(4)式中设定的双重差分模型测度了这一政策效应。表3列出了双重差分模型的回归结果。为避免同一县内个体间的异方差对估计结果的影响，以下估计均使用县域层面的聚类稳健标准误。

表3(1)列为没有控制变量时的估计结果，双重差分项的估计系数在1%的显著性水平上为正，初步证实，东西部对口支援政策实施能够提高脱贫农户复原力。表3(2)列控制了家庭特征及区县宏观特征，双重差分项仍然显著且系数为正，接受东西部对口支援使处理组脱贫农户的复原力平均提高8.49%，较政策实施前一年上升11.53%^①，可以认为，东西部对口支援能显著降低脱贫农户返贫风险。

表3 东西部对口支援政策实施对脱贫人口返贫风险影响的回归结果

变量	(1)	(2)
所在县是否携手奔小康(是=1)×是否2017年之后(是=1)	0.0786*** (0.0290)	0.0849*** (0.0232)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***表示1%的显著性水平。②括号内为估计量的标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

(三) 稳健性检验

本文在进行平行趋势检验^②后，按照上文的设计，使用SDID与PSM-DID方法解决平行趋势不满足的问题，使用CIC模型解决线性关系假设不满足的问题，使用三重差分模型控制溢出效应，估计结果如下。

1.处理平行趋势问题^③。第一，使用SDID方法。表4展示了SDID的估计结果，表4(1)列为未加入控制变量的估计结果，可以发现，核心解释变量显著且估计系数为正，与前文结论一致。表4(2)列为加入控制变量后的估计结果，加入控制变量后，核心解释变量仍显著且估计系数为正，说明上文的结论是稳健的，东西部对口支援政策的实施降低了脱贫人口的返贫风险。

^①计算式为： $(0.0849/0.7363) \times 100\%$ ，0.7363为表2中2017年处理组的平均复原力。

^②平行趋势检验的结果详见《中国农村经济》网站(zgncj.ajcass.com)或中国知网本文附录C1部分的附图C1与附表C1。

^③本文还通过控制事前趋势的方法处理平行趋势问题，限于篇幅并未汇报，具体结果详见《中国农村经济》网站(zgncj.ajcass.com)或中国知网本文附录C1部分的附表C2。

表 4 SDID 估计结果

变量	(1)	(2)
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.0836*** (0.0154)	0.0878*** (0.0117)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

第二，使用 PSM-DID 方法。根据附录中设定的倾向得分匹配模型，本文对样本进行了筛选。使用 PSM 方法，要求匹配后的样本满足共同支撑假设。本文对三种匹配方式下的样本均做了检验，三种匹配方法均基本满足共同支撑假设^①。使用倾向得分匹配法的估计结果如表 5 所示。可以发现，在不同匹配方法下，PSM-DID 的估计结果与基准回归结果基本一致，说明东西部对口支援政策的实施能够显著降低脱贫农户的返贫风险这一结论是稳健的。

表 5 PSM-DID 估计结果

变量	1:1 匹配		1:4 匹配		半径匹配	
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.0831* (0.0433)	0.1183** (0.0363)	0.0802** (0.0371)	0.0964*** (0.0371)	0.0642** (0.0297)	0.0800*** (0.0260)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	156	156	339	339	642	642

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

2.处理线性关系问题。为了处理线性关系假设不满足的问题，本文使用 CIC 模型进一步检验前述结论的稳健性。表 6 为使用 CIC 模型的估计结果，可以发现，在不加入控制变量时，政策的实施使脱贫农户复原力平均提高 7.36%；加入控制变量后，政策的实施使脱贫农户的复原力平均提高 8.13%。而且，上述结果均在统计上显著，与表 3 的估计结果差异很小，说明无论是否满足线性关系假设，本文关于东西部对口支援政策实施能够降低脱贫农户返贫风险的结论仍是稳健的。

表 6 使用 CIC 模型估计结果

变量	(1)	(2)
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.0736*** (0.02391)	0.0813*** (0.0170)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

^①详细结果见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 C2 部分的附表 C6~C8。

3.溢出效应检验。本文还估计了政策实施的溢出效应，具体结果如表7所示。可以发现，无论是否加入控制变量，表示溢出效应的交乘项均显著且系数为正。这说明，政策的实施存在正向溢出效应，该政策的实施不但降低了受援县脱贫农户的返贫风险，也降低了同省其他非受援县脱贫农户的返贫风险。由于基准模型仅估计了直接效应而未估计溢出效应，因此可能会低估政策的实施对降低脱贫农户返贫风险的作用。在剔除溢出效应后，包含控制变量的模型中表示直接效应的交乘项仍显著且系数为正，表明政策实施能够直接降低受援县脱贫农户的返贫风险，与基准模型结论一致。

表7 东西部对口支援政策实施的溢出效应检验结果

	(1)	(2)
省内是否有县(区)参与携手奔小康(是=1)×所在县是否携手奔小康(是=1)×是否2017年之后(是=1)	0.0351 (0.0287)	0.0415** (0.0200)
省内是否有县(区)参与携手奔小康(是=1)×是否2017年之后(是=1)	0.0573** (0.0282)	0.0564*** (0.0185)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②(1)列和(2)列括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

此外，本文还通过更换被解释变量、扩大样本量、控制家庭享受的其他政策等方式进行稳健性检验，结果^①显示政策效应仍显著，东西部对口支援政策实施显著降低了脱贫农户的返贫风险。以上回归结果及相关说明均汇报于附录C中。

五、作用机制检验

根据前文理论分析可知，产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶与公共服务建设等手段对降低脱贫农户返贫风险有重要作用。现有文献也认为，在东西部对口支援中产业帮扶与技术转移是最重要的手段(李小云, 2017)，教育援助与培育人力资本是产长期脱贫效应的核心手段(单菲菲和张雅茹, 2021)，消费帮扶与公共服务均等化建设是实现共同富裕的关键手段(张晓颖和王小林, 2021)。但是，关于东西部对口支援政策预防返贫的作用机制尚缺乏充足的经验证据。根据前文的理论分析与变量设定，本文使用SDID方法分别检验“稳定收入效应”“人力资本提升效应”“交通通达效应”。

(一) 稳定收入效应

稳定脱贫农户的收入是预防规模性返贫的首要任务(汪三贵和周园翔, 2022)。根据上文的分析，稳定收入效应通过产业帮扶、就业帮扶与消费帮扶共同形成，表现为增加农户劳动收入。表8的(1)列和(2)列汇报了东西部对口支援政策实施对劳均工资性收入和农业收入的影响。可以发现，该政策

^①具体结果详见《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)或中国知网本文附录C的附表C3~C5。

的实施使脱贫农户的劳均工资性收入提高 1.25%，劳均农业收入提高 2642 元，说明该政策实施起到了稳定脱贫农户收入的作用。表 8 的（3）列和（4）列汇报了增收效应的可能作用路径。表 8 的（3）列展示了该政策实施对乡村特色产业产值的影响，可以发现，该政策实施使乡村特色产业产值提高了 6.85%，说明该政策实施通过促进乡村特色产业发展提高了脱贫农户劳均工资性收入，降低了脱贫农户返贫风险。表 8（4）列汇报了该政策实施对村庄外出务工人数的影响，东西部对口支援政策实施使本地外出务工人数增加 16.45%，说明该政策实施能促进农户外出务工提高其工资性收入，降低返贫风险。

表 8 稳定收入效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭劳均工资性收入	家庭劳均农业收入	村庄特色产业产值	村庄外出务工人数
所在县是否携手奔小康(是=1)× 是否 2017 年之后(是=1)	1.2504** (0.6341)	0.2642*** (0.12428)	6.8475*** (2.0718)	16.4453*** (2.0401)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	759	759	108	108

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为标准误。③家庭层面回归控制家庭层面特征、区县宏观特征以及个体、时间与县域固定效应，村庄层面仅控制村庄层面控制变量以及村庄与时间固定效应。

（二）人力资本提升效应

人力资本在预防规模性返贫中具有突出作用（高远东等，2022）。根据前文理论分析，东西部对口支援政策实施可能通过支医与支教两条路径提高脱贫农户的人力资本水平：对脱贫农户中已进入劳动力市场的人口，该政策实施可以通过支医方式改善其健康状况，提高其劳动生产率，预防因病返贫；对未进入劳动力市场的人口尤其是学龄儿童，该政策实施可以通过支教方式实行人才援助，提高本地教育质量，阻断父代的低人力资本向子代的传递。

表 9 的（1）列和（2）列汇报了支医路径的人力资本提升效应回归结果，可以发现，该政策实施使脱贫农户家庭不健康人口数平均减少 0.16 人。由于处理组中家庭不健康人口数均值仅为 0.36，因此，东西部对口支援政策实施显著降低了脱贫农户中不健康人口的数量，提高了脱贫农户的人力资本水平，降低了脱贫农户因病返贫的风险。不过，该政策实施对村庄附近医院数量并无显著影响，说明该政策主要通过提高本地医疗质量、降低家庭不健康人口数量的方式降低家庭人力资本贬值风险，从而降低脱贫农户返贫风险。从东西部对口支援中医疗援助在各地的实践成果看，受援地医疗机构的医疗设备得以更新、医疗人才队伍逐渐壮大、医疗观念逐步更新，从侧面印证了东西部对口支援政策实施在降低家庭不健康人口数量方面的潜在作用。例如，贵州省受援地区接受帮扶后，医疗资源显著改善，医疗能力明显提升，医疗水平实现跨越式发展^①。

^①资料来源：《贵州与 7 个帮扶城市深入推进东西部扶贫协作》，https://www.guizhou.gov.cn/home/tt/202109/t20210913_70070147.html

表 9 人力资本提升效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	家庭不健康人口数	村庄附近医院数量	村庄小学教师数量
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	-0.1552** (0.0707)	-0.1243 (0.3401)	16.6990*** (4.5694)
控制变量	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	759	108	108

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为标准误。③家庭层面回归控制家庭层面特征、区县宏观特征以及个体、时间与县域固定效应，村庄层面仅控制村庄层面控制变量以及村庄与时间固定效应。

表 9 的（3）列为支教路径的人力资本提升效应的检验结果，可以发现，该政策实施使受援地小学教师数量上升了 16.70%。更多教师的进入提高了本地小学的教学质量，提高了脱贫农户家庭学龄儿童人力资本积累的速度，起到了阻断贫困代际传递的作用，可以降低脱贫农户的返贫风险。

（三）交通通达效应

县城是距离贫困农村最近的中心市场，交通通达性对农户获取务工信息、教育资源和医疗资源均有重要意义（朱方明和李敬，2020；邹先强和赵心源，2023）。表 10 汇报了交通通达效应的回归结果。表 10 的（1）列和（2）列分别为政策实施对家庭人均本地交通支出与村庄连通县城道路数量的影响，可以发现，该政策实施对农户的交通成本与道路建设状况均无显著影响。

结合中国扶贫政策实际情况，本文认为，交通通达效应在东西部对口支援中作用不明确可能是出于如下原因：第一，东西部对口支援中交通基础设施建设更多涉及的是村（屯）内部道路的援建^①，对县城的可达性并无特别强调；第二，在村庄内部，交通方式主要为步行、骑行，这类本地交通的成本无法统计，而各村通往县城的方式相对固定，所以去往县城的成本并不会受东西部对口支援的影响；第三，东西部对口支援在交通上的补贴主要为针对受援地农户前往帮扶地务工时产生的交通成本，不涉及本地交通成本补贴。

表 10 交通通达效应回归结果

变量	(1)	(2)
	家庭人均本地交通支出	村庄连通县城道路数量
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.76992 (0.57407)	-0.09588 (0.19892)
控制变量	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制

^①如粤桂扶贫协作就强调“集中力量解决贫困人口住房、村（屯）道路、饮水、特色产业、教育、医疗等方面的突出困难”。资料来源：《广东省人民政府 广西壮族自治区人民政府印发关于进一步加强粤桂扶贫协作工作意见的通知》，https://www.gd.gov.cn/gkmlpt/content/0/146/post_146414.html#7。

表 10 (续)

观测值数	759	108
------	-----	-----

注：①括号内为标准误。②家庭层面回归控制家庭层面特征、区县宏观特征以及个体、时间与县域固定效应，村庄层面仅控制村庄层面控制变量以及村庄与时间固定效应。

六、进一步讨论：政策优化方向

第一，东西部对口支援政策的风险识别效应。根据《中央农村工作领导小组关于健全防止返贫动态监测和帮扶机制的指导意见》，预防规模性返贫的主要监测对象为脱贫不稳定户、边缘易致贫户和严重困难户等返贫风险较高的人口^①。为完善东西部对口支援政策，进一步发挥好东西部对口支援政策在预防规模性返贫中的作用，需明确现有的东西部对口支援政策能否精准识别高风险农户并对其给予适当的帮扶。为了验证是否存在这一识别机制，本文使用分位数双重差分法估计政策实施对不同复原力分位数下脱贫农户复原力的影响。本文附录的附表 D1^②汇报了不同复原力分位数下的政策效应，可以发现，政策效应随着农户复原力的提升逐步降低，在 80%分位数时（对应的脱贫人口的复原力为 0.92），政策已无显著效应，而对 30%分位数（对应的脱贫人口的复原力为 0.68）及以下脱贫人口的政策效应更强，说明现有东西部对口支援政策实施能够精准识别高返贫风险的农户。

第二，东西部对口支援政策的深度贫困倾斜效应。位于原深度贫困地区的农户面临基础设施建设短板、精神贫困突出、基层干部能力薄弱等诸多困境（吴乐，2018），抵御风险的能力有限，返贫风险高（杜婵和张克俊，2021），是脱贫攻坚胜利后应继续关注的群体。检验现有的东西部对口支援政策是否对原深度贫困地区有所倾斜，进而帮助原深度贫困地区脱贫农户更好地抵御返贫风险，对调整东西部对口支援政策有重要意义。为此，本文根据受帮扶地区是否为原深度贫困地区，检验是否存在倾斜性政策。本文附录 D 的附表 D2（A）栏汇报了估计结果。可以发现，无论是否加入控制变量，是否为原深度贫困地区（是=1，否=0）与双重差分项的交乘项均不显著，说明现有政策对深度贫困地区并无倾斜。

第三，东西部对口支援政策的脱贫不稳定户倾斜效应。脱贫不稳定户指建档立卡贫困户中家庭人均年纯收入在当地防止返贫监测范围内^③且存在返贫风险的农户，是预防返贫监测的重点对象。本文根据家庭人均年收入是否达到各年国家贫困线的 1.5 倍将样本划分为脱贫不稳定户与稳定脱贫户^④，并构建该变量与双重差分项的交乘项，以对东西部对口支援政策的脱贫不稳定户倾斜效应进行检验。估计结果见本文附录 D 的附表 D2（B）栏。可以看到，是否为脱贫不稳定户（是=1，否=0）与双重差

^①参见《中央农村工作领导小组关于健全防止返贫动态监测和帮扶机制的指导意见》，https://dara.gd.gov.cn/ztzx/xczxgztxw/gk/zcfg/gjzcfg/content/post_4379892.html。

^②本部分所有结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 D。

^③在《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》以及各地返贫风险监测实践中，通常按照家庭人均年收入是否超过当年贫困线 1.5 倍的标准定义脱贫不稳定户。

^④由于各地对于何为存在返贫风险的界定并不一致，为了保证样本划分口径的一致，本文仅根据收入对样本进行划分。

分项的交乘项并不显著，说明东西部对口支援不存在对脱贫不稳定户的倾斜效应^①。

第四，东西部对口支援政策对援助地财政负担的影响。评价东西部对口支援政策的实施效果，不仅需要明确该政策在受援地的效果，也需考虑支援行为对援助地财政负担的可能影响。为此，本文收集了2014—2019年各地一般公共预算支出决算表中“援助其他地区支出”项的金额^②，并将其除以当年一般公共预算收入决算数，据此观察援助地财政负担的变化情况，结果如本文附录D的附表D3所示。从对口支援金额的增长速度看，除北京市、上海市、福建省、广东省在2017年前后援助其他地区支出金额出现较大幅度增长外，其他省份的援助支出变动较小。从援助其他地区支出占一般公共预算收入的比例看，援助其他地区支出占一般公共预算收入的比例很小，最高不超过1.28%。可以认为，现有政策不仅降低了受援地脱贫农户的返贫风险，也并未显著增加援助地的财政负担，因此，东西部对口支援具有较强的可持续性。

七、结论与政策含义

在脱贫攻坚战全面胜利后，如何调整、优化脱贫攻坚过程中的各项政策，使其在预防规模性返贫、促进共同富裕过程中发挥更大的作用，以实现脱贫攻坚与乡村振兴的有效衔接成为农村工作的重点之一。作为对口支援的一种典型形式和脱贫攻坚的重要手段，东西部对口支援政策的实施在平衡地区发展、促进贫困地区脱贫中发挥了关键作用。但是，在巩固拓展脱贫攻坚成果的新时期，需要进一步探讨：东西部对口支援政策是否还应长期持续？如何优化调整该政策使其在预防规模性返贫中的作用更有效？

本文基于收入过程理论，构建了东西部对口支援政策实施影响脱贫农户返贫风险的理论框架，并将“携手奔小康”这一重新划定东西部对口支援关系的行动作为一项准自然实验，以接受帮扶的原贫困县中的脱贫农户为处理组、未接受帮扶的原贫困县的脱贫农户为控制组，借助复原力指标测度了农户的返贫风险，结合CHFS、CCGS与《中国县域统计年鉴》数据，综合利用DID、SDID、PSM-DID、CIC等因果识别方法，估计了东西部对口支援政策的实施对脱贫农户返贫风险的影响，主要得出以下结论：第一，东西部对口支援政策实施可以显著提高帮扶地区脱贫农户的复原力，有效降低其返贫风险。因此，该政策在巩固拓展脱贫攻坚成果阶段仍需要继续保持。第二，东西部对口支援政策实施能够有效识别高返贫风险农户并对其给予适当帮扶，但未对深度贫困地区与脱贫不稳定户有倾斜性帮扶效应。第三，东西部对口支援政策实施主要通过两个渠道降低返贫风险，一是通过产业帮扶、就业帮扶和消费帮扶促进脱贫农户就业，稳定脱贫农户的收入；二是通过支医与支教提高脱贫农户人力资本

^①根据《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》以及各地返贫风险监测实践，与脱贫不稳定户相似的概念有边缘易致贫户、突发严重困难户。但对以上两个群体没有统一认可的定量标准，本文数据也没有“是否纳入监测”“是否出现病灾意外”等信息，因此无法对以上两类群体进行准确界定，故此未能对此展开分析。

^②选择2014—2019年的原因在于：第一，2014年之前的数据缺失较为严重，影响对数据的处理；第二，2019年后，受新冠疫情影响，各地财政收入均有一定波动，为防止这一外生冲击影响判断，本文仅使用2019年及之前的数据。

水平，但受帮扶地人才质量的提高是短期效应还是长期效应有待进一步检验。第四，东西部对口支援政策实施并未显著增加援助地区的财政负担，东西部对口支援政策具有可持续性。

本文的发现具有以下重要的政策含义：

第一，本文明确了东西部对口支援政策实施在预防规模性返贫中的作用，对巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴与共同富裕具有重要价值。因此，该政策在过渡期甚至更长时期内应该继续实施，并应作为构建稳定脱贫长效机制的一个重要组成部分。

第二，从具体政策手段看，产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶在稳定脱贫农户收入中优势突出，因此，应继续保持和不断优化。消费帮扶存在潜在的“福利依赖”效应，应加强其与产业帮扶的结合，做到“产有所销”，形成脱贫农户增收的长效机制。

第三，教育帮扶、医疗帮扶是阻断贫困代际传递的重要措施，进一步加强农村基础教育、基础医疗建设以及缩小城乡公共服务差距将是东西部对口支援政策的关键着力点。

第四，东西部对口支援政策实施虽然能够降低脱贫农户的返贫风险，但对深度贫困地区与脱贫不稳定户并没有政策倾斜效应，因此，在对口支援过程中，根据深度贫困地区资源禀赋开发特色产业，提升深度贫困地区劳动力与市场的融合程度，有针对性移风易俗、扶贫扶志将是政策优化的重要方向。

参考文献

- 1.蔡睿堃、叶胥、毛中根，2023：《消费帮扶是否提升了脱贫农户家庭发展韧性？》，《财贸研究》第10期，第30-41页。
- 2.陈少强、何妮，2023：《论构建中国特色横向转移支付制度》，《中央财经大学学报》第12期，第21-32页。
- 3.董珍、白仲林，2019：《对口支援、区域经济增长与产业结构升级——以对口援藏为例》，《西南民族大学学报（人文社科版）》第3期，第130-138页。
- 4.杜婵、张克俊，2021：《新发展阶段巩固拓展脱贫攻坚成果的多重逻辑、科学内涵与实现维度》，《农村经济》第10期，第62-72页。
- 5.高远东、李华龙、马辰威，2022：《农户防范返贫：应该更关注人力资本还是社会资本？》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第4期，第135-143页。
- 6.和立道、王英杰、路春城，2018：《人力资本公共投资视角下的农村减贫与返贫预防》，《财政研究》第5期，第15-24页。
- 7.贾男、王赫，2022：《脱贫农户返贫风险防范政策研究》，《经济研究》第10期，第121-137页。
- 8.李小云，2017：《东西部扶贫协作和对口支援的四维考量》，《改革》第8期，第61-64页。
- 9.李卓、左停，2022：《“后精准扶贫”时代的贫困：性质、成因及其治理路径——基于基本公共服务的视角》，《西南大学学报（社会科学版）》第5期，第1-9页。
- 10.刘金山、徐明，2017：《对口支援政策有效吗？——来自19省市对口援疆自然实验的证据》，《世界经济文汇》第4期，第43-61页。

11. 马雯嘉、吴茂祯, 2024: 《从全面脱贫到乡村振兴: 国家级贫困县政策对当地经济发展的影响》, 《中国软科学》第 S1 期, 第 1-15 页。
12. 平卫英、罗良清、张波, 2021: 《我国就业扶贫的现实基础、理论逻辑与实践经验》, 《管理世界》第 7 期, 第 32-43 页。
13. 单菲菲、张雅茹, 2021: 《边疆民族地区对口支援政策的结构特征与历史演进——基于 1979—2019 年的政策文本量化分析》, 《中南民族大学学报(人文社会科学版)》第 4 期, 第 45-53 页。
14. 盛晓薇、马文保, 2021: 《“闽宁模式”: 东西部扶贫协作对口支援的实践样本》, 《人民论坛·学术前沿》第 4 期, 第 108-111 页。
15. 万广华、章元, 2009: 《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期, 第 138-148 页。
16. 汪三贵、周园翔, 2022: 《构建有效的防规模性返贫的机制和政策》, 《农业经济问题》第 6 期, 第 12-22 页。
17. 王磊, 2021: 《对口支援政策促进受援地经济增长的效应研究——基于省际对口支援西藏的准自然实验》, 《经济经纬》第 4 期, 第 3-12 页。
18. 王禹瀚, 2022: 《中国特色对口支援机制: 成就、经验与价值》, 《管理世界》第 6 期, 第 71-85 页。
19. 吴乐, 2018: 《深度贫困地区脱贫机制构建与路径选择》, 《中国软科学》第 7 期, 第 63-70 页。
20. 席强敏、张颖、张可云, 2023: 《产业扶贫与乡村产业振兴的关系辨析与衔接路径》, 《中共中央党校(国家行政学院)学报》第 2 期, 第 55-65 页。
21. 谢远涛、杨娟, 2018: 《医疗保险全覆盖对抑制因病致贫返贫的政策效应》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 141-156 页。
22. 谢治菊、陈香凝, 2023a: 《协同治理视域下东西部劳务协作研究》, 《广州大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 5-15 页。
23. 谢治菊、陈香凝, 2023b: 《东西部协作的制度逻辑、实践经验与时代价值》, 《学术研究》第 8 期, 第 61-69 页。
24. 徐娟、童胡艺、徐久香, 2022: 《如何实现“防止返贫”的长效性?——基于政企协同的角度》, 《财经研究》第 7 期, 第 18-32 页。
25. 徐丽鹤、夏萌萌, 2022: 《灾后援建、新企业进入与灾区经济恢复——基于汶川地震“对口援建”政策的自然实验》, 《世界经济文汇》第 1 期, 第 54-70 页。
26. 徐丽鹤、张晓波, 2022: 《中国抗疫的制度创新: 对口援助》, 《经济学(季刊)》第 5 期, 第 1639-1658 页。
27. 徐明, 2022: 《省际对口支援与农户生活水平提升——基于消费视角的实证检验》, 《财经研究》第 2 期, 第 138-152 页。
28. 徐明、刘金山, 2018: 《省际对口支援如何影响受援地区经济绩效——兼论经济增长与城乡收入趋同的多重中介效应》, 《经济科学》第 4 期, 第 75-88 页。
29. 徐舒、王貂、杨汝岱, 2020: 《国家级贫困县政策的收入分配效应》, 《经济研究》第 4 期, 第 134-149 页。
30. 张可云、冯晟、席强敏, 2023: 《东西部协作政策效应评估——基于要素流动的视角》, 《中国工业经济》第 12 期, 第 61-79 页。

- 31.张鹏、吴明朗、张翔, 2022:《家庭财政转移支付如何有效阻止脱贫家庭重返贫困——基于多维返贫测量视角》,《农业技术经济》第6期,第61-76页。
- 32.张鹏龙、钟建乐、胡羽珊, 2024:《防止返贫帮扶政策效果评估——基于劳动收入的视角》,《管理世界》第3期,第127-152页。
- 33.张天悦, 2021:《从支援到合作:中国式跨区域协同发展的演进》,《经济学家》第11期,第82-90页。
- 34.张晓颖、王小林, 2021:《东西扶贫协作:贫困治理的上海模式和经验》,《甘肃社会科学》第1期,第24-31页。
- 35.赵普、龙泽美、王超, 2022:《规模性返贫风险因素、类型及其政策启示——基于西南民族地区的调查》,《管理世界》第11期,第146-158页。
- 36.钟开斌, 2023:《对口支援:起源、形成及其演化》,《甘肃行政学院学报》第4期,第14-24页。
- 37.钟宁桦、连方舟、解咪、任浩宁, 2022:《产业与就业的结构性失衡——基于滇西边境山区云龙县的案例分析》,《中国软科学》第9期,第39-49页。
- 38.周迪、陈明成、邱铭坚, 2022:《脱贫群体的内生动力与返贫风险——来自广东省相对贫困村的微观证据》,《财经研究》第8期,第48-62页。
- 39.朱方明、李敬, 2020:《中心市场偏离度、交易参与度与贫困程度》,《四川大学学报(哲学社会科学版)》第1期,第43-54页。
- 40.邹璠、周力, 2023:《均衡视角下东西部协作与县域经济高质量发展——以脱贫攻坚时期结对帮扶为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第77-90页。
- 41.邹先强、赵心源, 2023:《交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响分析》,《中国农村经济》第7期,第124-142页。
- 42.Barrett, C. B., P. P. Marenja, J. Mcpeak, J. Minten, F. Murithi, W. Oluoch-Kosura, F. Place, J. C. Randrianarisoa, J. Rasambainarivo, and J. Wanglia, 2006, "Welfare Dynamics in Rural Kenya and Madagascar", *The Journal of Development Studies*, 42(2): 248-277.
- 43.Cissé, J. D., and C. B. Barrett, 2018, "Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-based Approach", *Journal of Development Economics*, Vol. 135: 272-284.
- 44.Dao, M. Q., 2008, "Human Capital, Poverty, and Income Distribution in Developing Countries", *Journal of Economic Studies*, 35(4): 294-303.
- 45.De Nardi, M., G. Fella, and G. Paz-Pardo, 2020, "Nonlinear Household Earnings Dynamics, Self-Insurance, and Welfare", *Journal of the European Economic Association*, 18(2): 890-926.
- 46.Guvenen, F., F. Karahan, S. Ozkan, and J. Song, 2021, "What Do Data on Millions of U.S. Workers Reveal About Lifecycle Earnings Dynamics?", *Econometrica*, 89(5): 2303-2339.
- 47.Mcbride, L., C. B. Barrett, C. Browne, L. Hu, Y. Liu, D. S. Matteson, Y. Sun, and J. Wen, 2021, "Predicting Poverty and Malnutrition for Targeting, Mapping, Monitoring, and Early Warning", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 44(2): 879-892.

Can Paired Assistance Decrease the Risk of Returning to Poverty Among Rural Households Lifted Out of Poverty

JIA Nan WANG He

(School of Economics, Sichuan University)

Summary: This paper investigates the role of the paired assistance program between eastern and western regions in mitigating the risk of returning to poverty among rural households lifted out of poverty. The paired assistance program has contributed significantly to poverty alleviation during the campaign against absolute poverty. However, its potential to prevent the risk of returning to poverty and foster sustainable poverty alleviation in the context of rural revitalization remains underexplored. This paper aims to fill this gap by examining the effectiveness and mechanisms of the paired assistance program during the post-poverty alleviation era.

This paper employs a quasi-experiment based on the “Hand-in-Hand to Build a Well-Off Society” initiative launched in 2017. It utilizes data from the China Household Finance Survey (CHFS), the China Community Governance Survey (CCGS), and the China County Statistical Yearbook. Using resilience indicators to measure the risk of returning to poverty, this paper uses difference-in-differences (DID), synthetic DID, and propensity score matching DID (PSM-DID) to evaluate the causal impact of the paired assistance program between eastern and western regions on the resilience of rural households lifted out of poverty.

Empirical findings reveal that the paired assistance program between eastern and western regions significantly enhances the resilience of rural households lifted out of poverty. Notably, the program effectively identifies and supports households with a higher risk of returning to poverty, although it does not exhibit preferential support for severely impoverished areas or those who have just emerged from poverty but whose position is far from secure. Mechanistic analysis shows that the program’s effectiveness stems from multiple channels: (1) Industrial, employment, and consumption support contribute to stabilizing household income; (2) Medical and educational assistance improve human capital levels; (3) Infrastructure support shows limited impact. This paper further identifies the sustainability of the paired assistance program, finding that the program does not impose significant fiscal burdens on donor regions.

Policy implications derived from the findings include: (1) sustaining the paired assistance program as a key policy for consolidating poverty alleviation achievements and promoting rural revitalization; (2) optimizing program mechanisms by prioritizing industrial and consumption assistance to create self-sustaining income growth; (3) strengthening educational and medical assistance to close urban-rural gaps in public services and interrupt the intergenerational transmission of poverty; (4) addressing policy gaps for severely impoverished areas and those who have just emerged from poverty but whose position is far from secure to ensure inclusive growth.

This paper makes the following contributions. First, it expands the theoretical framework of paired assistance by integrating income process theories to explain the program’s impact on the risk of returning to poverty. Second, it provides the first empirical assessment of the “Hand-in-Hand to Build a Well-Off Society” initiative and offers robust causal evidence of its effects. Third, it explores the general equilibrium effects and sustainability of the program, a dimension rarely addressed in existing studies.

Keywords: Paired Assistance; Risk of Returning to Poverty; DID; Synthetic DID

JEL Classification: I32; D60

(责任编辑：马太超)