

农村危房改造政策实施的健康提升效应研究*

张鹏龙¹ 钟建乐¹ 胡羽珊²

摘要：建设宜居宜业和美乡村是农业强国的应有之义。本文基于江西省景德镇市 2015—2020 年农村建档立卡贫困户的追踪调查数据，采用多期 DID 模型，分析了危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响及其作用机制。研究发现：危房改造政策实施有效提高了农村贫困人口的健康水平，修建卫生厕所与使用清洁能源是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种途径。危房改造政策实施对因其他原因致贫群体健康水平的提升作用大于因重病致贫群体，对老年群体健康水平的提升作用大于中青年群体。本文为认识农村居住环境改善的健康提升效应，并进一步设计与完善对农村低收入群体的帮扶政策提供了必要的依据。

关键词：危房改造 农村贫困人口 健康 DID 模型

中图分类号：F061.3; F323.89 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告指出：“人民健康是民族昌盛和国家强盛的重要标志。把保障人民健康放在优先发展的战略位置，完善人民健康促进政策。”^①长期以来，由于医疗资源分布不均、居住环境相对恶劣、自身发展水平落后，农村低收入群体的健康状况处于较低水平。健康问题直接威胁着农村低收入群体的生活质量和社会福利，也阻碍了“宜居宜业和美乡村”建设。因此，如何提高农村低收入群体的健康水平，是当前政府和学术界都重点关注的研究话题。

国家针对农村低收入群体的健康促进政策主要包括两个方面：一是直接增加农村医疗资源供给，包括推动医疗卫生机构建设、加强医疗卫生人才队伍建设、提高医保报销金额并扩大报销范围等。二

*本文获得国家自然科学基金青年项目“省际人口流动对省际贸易的影响与机制研究”（编号：72003104）、教育部人文社会科学研究青年项目“房产与养老：中国老年人健康与家庭资产配置研究”（编号：21YJC790050）和清华大学自主科研计划“中国视角下的美国经济结构与增长”（编号：2021THZWY07）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：胡羽珊。

^①参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

是间接地干预健康问题的影响因素，包括普及健康知识、推广科学生活方式、改善居住环境等。其中，改善居住环境起到了不可或缺的作用。2023 年中央“一号文件”要求：“扎实推进农村人居环境整治提升。加大村庄公共空间整治力度，持续开展村庄清洁行动。巩固农村户厕问题摸排整改成果，引导农民开展户内改厕。加强农村公厕建设维护。”^①这些措施在一定程度上可以隔断病毒、细菌的传播，降低农村低收入群体患病的概率，从而提高其健康水平。

危房改造政策是政府改善农村贫困人口居住环境的重要举措。党的十八大以来，中央财政累计安排农村危房改造补助资金超过 2000 亿元，790 万户建档立卡贫困户居住的危房得到改造（中共国家乡村振兴局党组，2021）。一方面，危房改造政策实施可能会为重建房屋的家庭配套修建卫生厕所，阻断病毒、细菌影响饮用水源的途径，降低农村贫困人口感染肠胃疾病的概率；另一方面，危房改造政策实施可能会重建厨房、推动建筑节能改造，进而使得农村家庭在做饭或供暖上使用更加清洁的燃料，降低农村贫困人口感染呼吸系统疾病的概率。然而，已有文献较少研究危房改造政策实施与农村贫困人口健康之间的关系，危房改造政策实施对健康的影响机制也有待于进一步挖掘。

本文实证分析危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响，并进一步讨论危房改造政策发挥作用的机制及内在逻辑，从而为决策部门把握政策成效、优化帮扶政策，进而建设“宜居宜业和美乡村”提供政策参考。

二、政策背景与文献回顾

（一）政策背景

根据 2016 年《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强建档立卡贫困户等重点对象危房改造工作的指导意见》（下文简称《意见》），危房改造政策可以被概括为政府针对建档立卡贫困户、低保户、农村分散供养特困人员和贫困残疾人家庭居住的危房，通过发放一定程度的补助支持家庭对这类房屋进行改造的政策^②。

相关政策文件关于危房改造政策内容的说明在一定程度上揭示了该政策可以提高农村贫困人口的健康水平。具体而言：第一，危房改造政策实施改善了住房卫生条件。《意见》明确要求“改造后的农房应具备卫生厕所、人畜分离等基本居住卫生条件”。修建卫生厕所可以降低病毒、细菌的传播速度，从而提高贫困人口的健康水平。第二，危房改造政策实施改变了农村贫困人口的燃料使用方式。2017 年出台的《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强和完善建档立卡贫困户等重点对象农村危房改造若干问题的通知》明确要求，北方地区要结合农村危房改造积极推动建筑节能改造和清洁

^①参见《中共中央 国务院关于做好 2023 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true。

^②参见《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强建档立卡贫困户等重点对象危房改造工作的指导意见》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-11/24/content_5137064.htm。

供暖^①。危房改造后，农村贫困人口供暖或做饭所利用的能源可能从过去的柴草、煤炭等非清洁能源转变为天然气、沼气等清洁能源，进而降低对呼吸系统的损害。因此，推动节能改造和清洁供暖可以提高农村贫困人口的健康水平。

（二）文献回顾

与本文相关的研究可以概括为两类：一类研究以危房改造政策为研究对象，分析影响政策效果的因素，说明政策执行的不足之处；另一类研究以住房与健康的关系为研究对象，对住房影响健康的机制以及异质性进行了探讨。

1.关于危房改造政策的研究。已有研究认为，影响危房改造政策实施效果的主要因素包括补助资金使用效率、补助对象选取是否合理、政府组织管理能力、基层操作能力和政府监督管理能力（曹小琳和向小玉，2015）。危房改造政策执行的不足之处可以概括为盲目追求速度与规模而没有重视政策质量与群众需求。具体问题包括农村建档立卡贫困户参与意愿错配、危房改造对象界定模糊、危房改造工作缺乏合理的激励机制与监督机制（张剑和隋艳晖，2016）、信息倒挂导致虚报冒领（雷玉琼和罗小江，2019）、改造后相应配套管理服务机制尚未建立、垦区危改房的住房产权不清晰（李国庆和张志敏，2020）。

2.关于住房与健康关系的研究。已有研究大多认为住房条件与健康水平呈正相关关系，即居住条件越好，居住者的健康水平越高，且这一关系对生理健康（李礼和陈思月，2018）与心理健康（梁樱等，2017）均适用。住房条件可以从多个方面影响居住者的健康水平。从房屋的一般属性来看，非自有房屋产权带来的心理压力会影响居住者的精神健康（李涛等，2011；Hu，2013），房屋面积过小可能会引发居住者心情烦躁，并导致运动锻炼空间缺乏（王桂新等，2011）。另外，房屋的基础设施状况也会在很大程度上影响居住者的健康水平。具体而言：安全的生活用水会降低居住者患肠胃疾病的概率（李礼和陈思月，2018）；良好的供暖设施与通风条件会改善空气质量，降低居住者患呼吸系统疾病的概率（Macintyre et al., 2002；牛建林等，2011）；良好的隔音设施可以隔绝噪声，保护居住者的心理健康与神经系统（Guite et al., 2006）；卫生厕所可以隔断病毒、细菌通过空气或水传播的渠道，降低居住者患肠胃疾病与寄生虫疾病的概率（董杰等，2022；Dayal et al., 2022）。

在此基础上，已有研究还讨论了住房条件对不同人群健康水平影响的差异。王桂新等（2011）发现，住房条件对城市外来人口健康的影响总体上弱于对本地居民健康的影响。孙慧波和赵霞（2018）发现，住房条件对老年人尤其是高龄老年人的影响更大，且能影响老年人的心理健康水平（Oswald et al., 2007）。陈淑云和杨建坤（2018）则认为住房条件能够显著影响年龄大于35岁个体的健康水平。

3.文献评述及本文创新。第一，由于数据缺乏，已有文献主要从危房改造政策或农村贫困人口健康水平一个方面进行研究，很少将二者结合起来。相应地，已有研究没有从微观层面评估危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响。第二，已有文献对住房与健康关系的研究以定性分析为主，

^①参见《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强和完善建档立卡贫困户等重点对象农村危房改造若干问题的通知》，https://nra.gov.cn/art/2017/9/9/art_46_69804.html。

少量定量分析使用的数据大多是截面数据或短期追踪数据，所得结论可能存在偏误。第三，已有文献对危房改造政策实施的研究也以定性分析为主，缺乏对危房改造政策实施效果的定量评估。

本文主要有以下两点贡献：第一，本文首次从微观视角论证危房改造政策实施的健康提升效应，同时也对农村贫困人口健康水平影响因素的研究做出补充，从而为优化帮扶资源配置提供参考依据。第二，本文检验修建卫生厕所与使用清洁能源这两种危房改造政策实施提升健康水平的机制，为进一步优化卫生与能源方面的“三农”政策提供决策参考。

三、理论分析

（一）理论基础

在 Grossman（1972）提出的健康需求模型中，健康被视为一种会折旧的资本。折旧率代表个体健康水平（包括人体器官、系统和功能）的退化速度，受到年龄、基因、环境、习惯等多方面因素影响。在多个约束条件（包括物质资本和健康资本积累过程中的预算约束、时间约束）下，个体结合自身的效用函数，权衡健康资本的边际成本和边际收益，选择最优规模的健康资本以实现效用最大化。

在成本方面，同其他资本品一样，健康资本的成本包括折旧率与利率。在收益方面，健康资本一方面可以进入生产过程创造收入供个体支配，从而使个体通过消费获得效用。另一方面，健康资本也直接作为消费品进入个体的效用方程。在其他条件不变的情况下，个体越健康，病痛带来的负效用越小。当健康资本的边际成本（利率与折旧率）与边际收益（进入生产过程创造的收入与作为消费品带来的效用）相等时，均衡条件得以实现，健康资本达到最优规模。当边际收益大于边际成本时，个体增加健康资本积累；反之，当边际收益小于边际成本时，个体减少健康资本积累。

在以上均衡条件中，已有研究主要关心边际成本中的“健康资本折旧率”（赵忠和侯振刚，2005；苗艳青和陈文晶，2010；王兵和聂欣，2016）。给定其他条件不变，健康资本折旧率的提高意味着个体健康水平的退化速度加快，由此导致健康的边际成本上升，进而降低健康资本存量。不同人群的健康资本折旧率存在显著差异，患严重疾病的群体与老年群体的健康资本折旧率大于非患病群体与中青年群体的健康资本折旧率（吕美晔和王翌秋，2012）。

（二）假说提出

从健康需求模型出发，危房改造政策可以被视为一种由政府 and 个体共同参与的健康投资行为，该行为会通过健康资本折旧率影响农村贫困人口的健康水平。这是因为，健康资本折旧率在很大程度上会受到居住环境因素影响（郝枫等，2020）。显然，危房改造政策实施带来的更加卫生、舒适的居住环境会降低农村贫困人口患上各类疾病的概率，从而降低健康资本折旧率。居住条件主要包括住房面积、干净程度、空气质量、室内温度和建筑材料等要素，这些要素都会对个体健康产生影响。第一，宽敞的住宅能够提供更多的活动空间，有利于居住者开展运动和锻炼，同时还可以降低患病人员将疾病传染给其他家庭成员的风险（王桂新等，2011；张鹏龙等，2023）；第二，干净整洁的居住环境能够减少病毒、细菌传播，降低居住者感染各类传染病的风险；第三，如果居住环境通风条件较差，空气质量欠佳，居住者可能会缺氧并感到头晕乏力，长期居住在这样的环境中会对居住者的生理健康以

及社会适应能力造成负面影响（王玉泽和罗能生，2020）；第四，室内温度异常可能会导致居住者头晕、嗜睡等问题，甚至可能会引发心血管疾病和呼吸系统疾病，因房屋质量无法安装空调或暖气的农村贫困人口患此类疾病的概率更高；第五，危房的建筑材料主要包括土坯、木材、石块等，这些传统建筑材料存在易潮湿发霉、重金属超标、易导致有害生物侵入等问题。改造后的房屋大多采用环保节能型建筑材料，在很大程度上可以缓解传统建筑材料对健康的负面影响。据此，本文提出假说 H1。

H1：危房改造政策实施有效提高了农村贫困人口的健康水平。

从危房改造政策实施的内容来看，修建卫生厕所与使用清洁能源可能是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种重要途径。一方面，农村贫困人口居住在没有卫生厕所的房屋更容易感染病毒、细菌（董杰等，2022）。危房改造政策实施通过修建卫生厕所，可以在很大程度上隔断病毒、细菌的空气或水传播渠道，从而降低农村贫困人口患肠胃疾病的概率（颜海娜，2017；梁超等，2022）。另一方面，作为一个整体工程，危房改造政策实施一般会包括厨房改造、建筑节能改造与配套清洁供暖等项目。这些项目会促使农村贫困人口逐渐采用天然气等清洁能源替代传统能源（虞晓芬等，2015）。清洁能源的使用可以减少传统能源燃烧时释放的有毒有害气体，从而降低农村贫困人口患呼吸系统疾病的概率（方黎明和陆楠，2019；梁若冰和王英杰，2022）。据此，本文提出假说 H2。

H2：修建卫生厕所与使用清洁能源是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种途径。

另外，危房改造政策实施对不同类型农村贫困人口健康水平的影响存在差异。一方面，危房改造政策实施对因其他原因致贫群体健康水平的影响较因重病致贫群体更大。同因居住环境不佳而患病的非因重病致贫群体相比，因重病致贫群体的健康资本更低，患有严重疾病或不可逆性残疾的概率更高。也就是说，因重病致贫群体的健康资本折旧率已经处于较高水平，不太可能仅因为居住环境改善就明显下降。所以，危房改造政策实施对因重病致贫群体健康水平的提升作用较小。另一方面，危房改造政策实施对老年群体健康水平可能有更大的提升作用。从生命周期来看，老年人的健康资本折旧率明显高于中青年群体（吕美晔和王翌秋，2012），并存在更大的下降空间。也就是说，给定相同的危房改造项目，老年群体健康资本折旧率的下滑幅度将大于中青年群体。因此，危房改造政策实施对老年群体健康水平的提升幅度也更大。据此，本文提出假说 H3。

H3：危房改造政策实施对不同类型农村贫困人口健康水平的影响存在差异，因其他原因致贫群体受到的影响较因重病致贫群体更大，老年群体受到的影响较中青年群体更大。

四、研究设计

（一）数据说明

本文使用的数据来自江西省景德镇市 2015—2020 年建档立卡贫困户的统计信息。样本地区在 2015 年建立了针对建档立卡贫困户的统计数据库，该数据库覆盖景德镇市历年的建档立卡贫困户，并对脱贫户保持追踪统计。截至 2020 年末，该数据库一共完成了六轮调查，每轮调查采集建档立卡贫困户当年年底的各项统计信息。数据库采集的主要信息包括建档立卡贫困户的家庭人口特征、土地经营情况、年度收入与消费情况、健康与医疗情况、接受各类扶贫政策的情况等。上述信息为本文开展实证研究

提供了有效的数据支撑。需要说明的是，政府对建档立卡贫困户的信息进行统计，主要是为了动态追踪并实时掌握建档立卡贫困户或脱贫户的最新情况，并据此合理分配扶贫政策资源和制定帮扶政策。

样本地区对建档立卡贫困户的危房改造政策实施始于 2015 年，并一直延续到 2020 年。相应地，本文采用的数据是建档立卡贫困户 2015—2020 年的面板数据。本文对样本做出以下筛选：第一，仅保留符合危房改造条件的建档立卡贫困户样本，即所有房屋存在质量问题的建档立卡贫困户^①。第二，鉴于健康状态为“残疾”或“残疾且患病”的农村贫困人口因居住条件改善而转变为“健康”的可能性极其微弱，本文删除了这两类样本，仅保留健康状态为“健康”或“患病”的样本。经上述筛选后，本文最终使用的样本包括 6890 户 15005 人，共 75990 个观测值。在所有具有危房改造资格的建档立卡贫困户中，样本期内接受过危房改造的样本被设定为处理组（2296 户 4424 人），未接受过危房改造的样本被设定为控制组（4594 户 10581 人）。

（二）模型设定

本文使用多期 DID 模型评估危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响，基准模型如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中：下标 i 代表农村贫困个体， t 代表时间。 y_{it} 是农村贫困个体 i 在第 t 期的健康水平。 D_{it} 是区分农村贫困个体是否受到处理的指示变量， $D_{it} = T_i \times P_{it}$ ，其中 $T_i=1$ 为处理组， $T_i=0$ 为控制组； $P_{it}=1$ 代表已接受危房改造政策处理， $P_{it}=0$ 代表未接受危房改造政策处理。因此， $D_{it}=1$ 代表该个体 i 在第 t 年享受了危房改造政策； $D_{it}=0$ 代表该个体 i 在第 t 年没有享受危房改造政策。 X_{it} 代表控制变量。 u_i 与 v_t 分别代表个体固定效应和年份固定效应。 ε_{it} 代表随机扰动项，且聚类在个体层面。系数 β 是本文估计的核心参数，表示危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响。

为了检验政策实行前处理组与控制组是否存在平行趋势，并分析政策实施后的动态效果，本文参照事件研究法将 (1) 式中的 D_{it} 替换为距离政策实施年份的时间虚拟变量组，具体形式如下：

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=-3}^4 \beta_k policy_{ik} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： $policy_{ik}$ 为个体 i 距离其参与危房改造政策时点第 k 年的虚拟变量。其他变量与 (1) 式的含义相同。参照同类研究的做法（曾嶙和唐松，2023），本文检验事件发生前三期内处理组和控

^①住房和城乡建设部在 2009 年印发的《农村危险房屋鉴定技术导则（试行）》（下文简称《导则》）为危房改造政策的执行提供了依据。按照《导则》，房屋可以被划分为 A、B、C、D 四个等级：A 级为“房屋安全”，B 级为“房屋存在质量问题但无安全隐患”，C 级或 D 级为“房屋存在安全问题”。符合危房改造政策条件的建档立卡贫困户不仅是“危房户”，还包括除“危房户”以外的所有贫困家庭。按照脱贫攻坚任务的要求，C 级或 D 级房屋必须进行改造，B 级房屋自愿进行改造。建档立卡贫困户既可以选择政府补贴的危房改造项目，也可以通过自筹资金或其他方式完成房屋改造。因此，符合危房改造政策要求的贫困家庭数量多于实际参加危房改造项目的贫困家庭。

制组的平行趋势。同时，根据样本的时间跨度，本文观察事件发生后四期内政策效果的变化过程^①。

为进一步分析危房改造政策实施对农村贫困人口健康的影响机制，本文构建如下中介效应模型：

$$M_{it} = \alpha + \varphi D_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + \delta M_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(3)式和(4)式中：中介变量 M_{it} 包括“家庭是否修建卫生厕所”与“家庭是否使用清洁能源”。其他变量与(1)式的含义相同。(3)式中的系数 φ 反映了危房改造政策实施对中介变量的影响，(4)式中的系数 δ 反映了中介变量对农村贫困人口健康水平的影响，两个系数均显著不为0意味着危房改造政策实施通过中介变量有效地影响了农村贫困人口的健康水平。

(三) 变量定义与描述性统计

1.被解释变量：健康水平。农村贫困人口的健康信息由基层政府在贫困户建档立卡登记时以及后续追踪更新数据时通过查询其病历进行统计，具有较强的客观性。在删除“残疾”和“残疾且患病”两类样本以后，个体健康状况包括“健康”与“患病”两种状态，本文分别将其赋值为1和0。

2.核心解释变量：危房改造政策。核心解释变量是虚拟变量，当且仅当样本属于处理组且已经享受危房改造政策时核心解释变量取值为1，否则取值为0。

3.控制变量。参考已有文献对健康影响因素的研究（例如赵绍阳等，2013），本文将控制变量设定为两类。一类是个体层面与健康水平相关的变量，包括年龄、年龄平方、受教育年限、是否参加农业劳动。另一类是家庭层面与健康相关的变量，包括家庭人均纯收入、家庭住宅面积（代表家庭资产）和家庭住址到村主干道距离（代表公共服务可得性）。

4.中介变量。中介变量包括家庭是否修建卫生厕所和家庭是否使用清洁能源。中介变量都是虚拟变量，当家庭修建卫生厕所或使用清洁能源做燃料时，两个变量分别取值为1；当家庭没有修建卫生厕所或使用非清洁能源做燃料时，两个变量分别取值为0。

5.其他变量。其他变量主要用于排除其他精准扶贫政策对农村贫困人口健康水平的影响。具体而言，家庭是否领取低保补助、家庭是否领取“五保”补助和家庭是否有人办理养老保险三个变量是综合保障扶贫的测度指标，而家庭是否参与产业扶贫分红变量是产业扶贫的测度指标。其他变量都是虚拟变量，当家庭领取低保补助、领取“五保”补助、有人办理养老保险和参与产业扶贫分红时，各变量分别取值为1，否则分别取值为0。

表1列出了本文主要变量的描述性统计结果。对比处理组和控制组的人口统计特征可以发现，处理组的健康水平较低、年龄较大、受教育年限较短、参与农业劳动的概率较高、家庭年人均纯收入较低、家庭住宅面积较小、家庭住址到村主干道距离较远。均值检验结果进一步显示，处理组和控制组在被解释变量及各项控制变量上均存在显著差异。但是，本文在后续论证中没有发现这种差异足以导致违背平行趋势假设。

^①在政策前三期之前和后四期之后的时点，观测值的占比较低（0.41%），因此本文在平行趋势检验中删掉了此部分样本。

表1 变量定义与描述性统计结果

变量类型和名称	赋值	全样本		处理组		控制组	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量							
健康水平	健康=1, 患病=0	0.70	0.46	0.65	0.48	0.72	0.45
核心解释变量							
危房改造政策	是=1, 否=0	0.21	0.41	0.66	0.47	0	0
个体控制变量							
年龄	单位: 岁	40.74	23.76	44.15	24.00	39.15	23.48
年龄平方	年龄的平方/100	22.25	20.16	25.25	20.82	20.84	19.69
受教育年限	单位: 年	6.09	3.68	5.77	3.67	6.24	3.67
是否参与农业劳动	是=1, 否=0	0.76	0.43	0.77	0.42	0.75	0.43
家庭控制变量							
家庭人均纯收入	单位: 万元/年	0.83	0.59	0.81	0.57	0.84	0.59
家庭住宅面积	单位: 平方米	103.31	58.57	90.16	44.22	109.45	63.26
家庭住址到村主干道距离	单位: 千米	0.43	1.56	0.48	1.63	0.41	1.53
中介变量							
家庭是否修建卫生厕所	是=1, 否=0	0.83	0.38	0.78	0.41	0.85	0.36
家庭是否使用清洁能源	是=1, 否=0	0.53	0.50	0.47	0.50	0.55	0.50
其他变量							
家庭是否领取低保补助	是=1, 否=0	0.78	0.42	0.81	0.39	0.76	0.43
家庭是否领取五保补助	是=1, 否=0	0.06	0.24	0.08	0.27	0.06	0.23
家庭是否有人办理养老保险	是=1, 否=0	0.39	0.49	0.46	0.50	0.36	0.48
家庭是否参与产业扶贫分红	是=1, 否=0	0.34	0.48	0.34	0.47	0.35	0.48

注: ①危房改造政策变量是模型设定中的 D_{it} 。②全样本观测值为 75990 个, 其中处理组观测值为 24207 个, 控制组观测值为 51783 个。

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 汇报了基于 (1) 式的回归结果。其中, (1) 列不引入任何固定效应和控制变量, (2) 列引入年份与个体固定效应, (3) 列和 (4) 列进一步引入个体层面和家庭层面的控制变量。(1) 列结果表明, 农村贫困人口的健康水平与是否参与危房改造政策之间呈显著的负相关关系。(2) 列结果表明, 在控制了年份与个体固定效应后, 危房改造政策实施显著提高了农村贫困人口的健康水平。(3) 列和 (4) 列结果显示, 在进一步控制个体与家庭层面的控制变量后, 政策变量的系数稳定在 0.014 左右, 较 (2) 列的系数估计值有所下降, 说明控制变量的引入稀释了危房改造政策实施的健康提升效应。以 (4) 列的估计结果为准, 本文得出基本结论: 危房改造政策实施使得样本地区农村贫困人口的健康水

平提升了 1.41%，且该影响在 1% 显著性水平下显著。据此，假说 H1 得到证实。

根据相关研究的结论，本文证实的危房改造政策实施对健康的提升效应弱于其他直接锚定居民健康的政策。已有研究发现，参加新型农村合作医疗的时间每增加 1 年，参与者身体健康状况得到改善的概率增加 4.5%（郑适等，2017）；参加新型农村养老保险对老年参与者健康水平的提升效应为 3.85%（匡敏和何飞，2018）。以上影响均明显大于本文证实的危房改造政策实施对健康的提升效应。危房改造政策虽然是提高农村贫困人口健康水平的重要途径之一，但是该政策设计的初衷并不聚焦于贫困人口的健康水平。相应地，该政策对健康的提升效应小于靶向瞄准健康问题的新农合、新农保政策。

表 2 基准回归结果

	健康水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
危房改造政策	-0.0308*** (-4.21)	0.0158*** (3.18)	0.0137*** (2.75)	0.0141*** (2.84)
年龄			-0.0147*** (-9.50)	-0.0151*** (-9.70)
年龄平方			0.0106*** (6.06)	0.0111*** (6.33)
受教育年限			0.0035*** (3.04)	0.0035*** (3.04)
是否参与农业劳动			-0.0397*** (-10.23)	-0.0384*** (-9.85)
家庭人均纯收入（取对数）				0.0057** (2.38)
家庭住宅面积（取对数）				0.0177*** (3.81)
家庭住址到村主干道距离（取对数）				-0.0130** (-2.48)
年份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75990	75435	75435	75435
R ²	0.001	0.832	0.833	0.833

注：①***和**分别表示显著性水平为 1% 和 5%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的 t 值。

图 1 展示了基于 (2) 式的估计结果。在政策实施前 3 期与前 2 期，危房改造政策变量系数的 95% 置信区间都覆盖了零值，说明处理组与控制组的健康水平不存在显著差异，因此，平行趋势假设成立。政策提升效应的体现需要一定的时间。在危房改造政策实施后的 4 期以内，政策效果均显著大于零值，说明危房改造政策实施显著提高了农村贫困人口的健康水平。而且，政策实施对健康的提升效应在政策实施后的 3 期以内逐年递增，在第 4 期则有所回落。可能的原因在于，危房改造政策实施主要降低

了农村贫困人口患肠胃与呼吸道方面急性或短期疾病的概率，但是，该政策对长期或慢性疾病的影响并不显著。因此，危房改造政策实施的健康提升效应并不会持续增强。

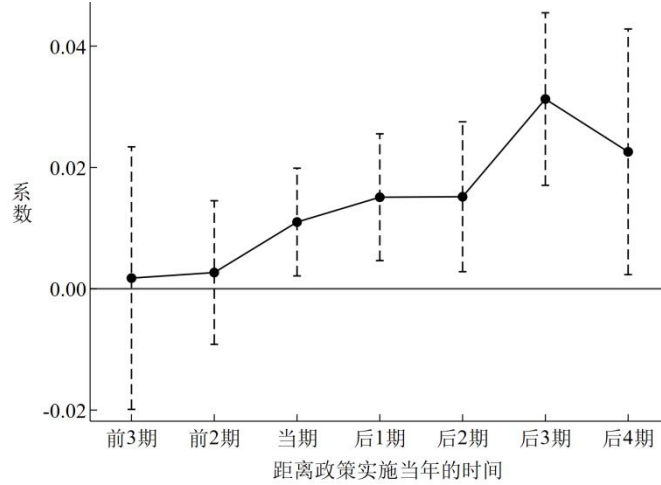


图1 平行趋势检验结果

注：①模型中控制变量与表2中的(4)列相同。②政策实施前1期被设定为基准组。③虚线表示95%的置信区间。

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。本文需要进一步检验基准回归结果在多大程度上受到遗漏变量、其他政策或随机因素等影响。参照已有研究的做法(白俊红等, 2022), 本文在原样本中随机选择参与危房改造项目的个体并随机产生危房改造政策发生的时间, 构建个体与政策时间均随机的新处理组, 在此基础上对基准模型进行500次虚假回归, 最后根据虚假回归中的估计系数 β 来判断结论的可靠性(见图2)。

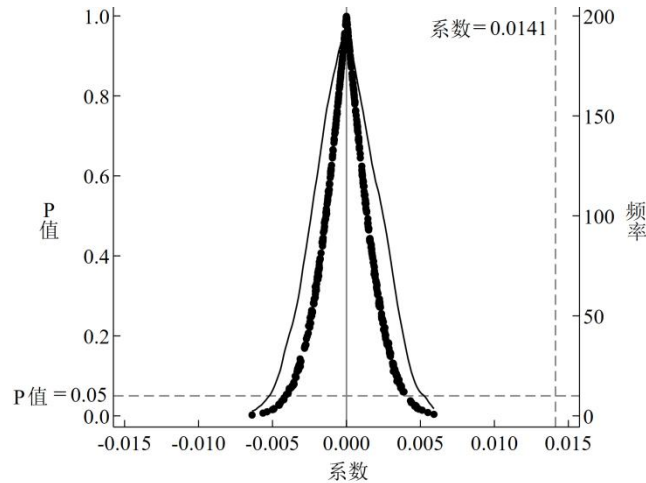


图2 安慰剂检验结果

注：图中展示了500次模拟样本的政策变量系数估计值分布。

具体而言，若虚假回归中的估计系数 β 分布在0附近，且绝大多数结果的p值大于0.05，则表明模型设定中并未遗漏关键影响因素，即模型中识别的处理效应可以归因于危房改造政策实施。由图2展示的结果可知，虚假回归中的估计系数 β 集中分布于0附近，大幅低于基准回归的结果。而且，绝

大多数结果（500次中的477次）的p值均大于0.05，表明本文的模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，基准结论具备较强的稳健性。

2.控制其他的扶贫政策。在精准扶贫的政策体系内，危房改造政策可能与其他扶贫政策存在关联，导致本文识别的政策效果因遗漏变量问题而存在偏差。一般而言，除危房改造政策外，与健康相关的扶贫政策主要包括健康扶贫与综合保障扶贫。其中，健康扶贫政策的主要内容是农村贫困人口在患病住院或购买药品时享受国家补贴与享受家庭医生服务。综合保障扶贫政策主要包括领取低保补助、领取“五保”补助、享受养老保险补贴。需要说明的是，因为本文的数据库缺乏对“住院或购买药品报销金额”和“家庭医生服务次数”的统计，所以无法控制健康扶贫政策对农村贫困人口健康水平的影响。如果危房改造政策和健康扶贫政策存在正相关性，则前文识别的政策效果可能在一定程度上高估了危房改造政策的健康提升效应。此外，本文的数据库统计了产业扶贫政策的相关信息。表3在基准回归结果的基础上进一步控制综合保障扶贫政策和产业扶贫政策，从而检验核心结论的稳健性。

表3 控制其他扶贫政策后的回归结果

变量	健康水平				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
危房改造政策	0.0141*** (2.84)	0.0141*** (2.83)	0.0143*** (2.87)	0.0142*** (2.85)	0.0142*** (2.86)
家庭是否领取低保补助	0.0123*** (2.67)				0.0128*** (2.77)
家庭是否领取五保补助		0.0103 (0.58)			0.0144 (0.82)
家庭是否有人办理养老保险			0.0073** (1.99)		0.0071* (1.93)
家庭是否参与产业扶贫分红				-0.0030 (-1.08)	-0.0028 (-1.02)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75435	75435	75435	75435	75435
R ²	0.834	0.833	0.833	0.833	0.834

注：①***、**和*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的t值。

根据表3汇报的结果可以总结以下结论：第一，单独来看，领取低保补助和办理养老保险提高了农村贫困人口的健康水平，而领取“五保”补助与参与产业扶贫分红对农村贫困人口的健康水平没有显著影响。第二，同时控制上述扶贫政策后，危房改造政策实施依然在1%显著性水平下提高了农村贫困人口的健康水平，说明核心结论具备较强的稳健性。第三，控制上述扶贫政策并不会导致危房改造政策实施的健康提升效应发生显著变化，而且各扶贫政策的健康提升效应之间接近于相互独立。一方面，这可能是由于上述扶贫政策都是通过提高农村贫困人口收入的方式进而提高他们的健康水平，

但是本文的基准回归中已控制了“家庭人均纯收入”这一变量，所以进一步控制这些政策对本文关心的核心解释变量系数影响较小；另一方面，这可能是由于不同致贫原因之间的相关程度不高，扶贫政策针对的对象并不高度重合。

（三）机制分析

表4报告了基于（3）式和（4）式的中介效应模型回归结果。其中，（1）列与（2）列模型中的中介变量为“家庭是否修建卫生厕所”，而（3）列与（4）列模型中的中介变量为“家庭是否使用清洁能源”。结果表明：第一，表4（1）列与（3）列中，危房改造政策变量显著，系数为正，即危房改造政策实施在1%显著性水平下有效地推动了农村贫困人口修建卫生厕所与使用清洁能源，与现有文献的结论相一致（虞晓芬等，2015；颜海娜，2017）。但是，这一推动力度明显较低。一方面，86.7%的危房改造项目参与者在政策实施前已经具有卫生厕所，因此危房改造政策实施推动参与者修建卫生厕所的空间有限；另一方面，危房改造政策实施推动参与者使用清洁能源的效果还有待提高，政策实施结束后，仅有62.2%的项目参与者使用清洁能源。

表4 机制检验结果

	(1) 家庭是否修建卫生厕所	(2) 健康水平	(3) 家庭是否使用清洁能源	(4) 健康水平
危房改造政策	0.0581*** (8.57)	0.0135*** (2.71)	0.0295*** (4.31)	0.0134*** (2.69)
家庭是否修建卫生厕所		0.0109*** (2.80)		
家庭是否使用清洁能源				0.0245*** (6.07)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75435	75435	75435	75435
R ²	0.530	0.834	0.723	0.834

注：①***表示显著性水平为1%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的t值。

第二，本文发现，修建卫生厕所与使用清洁能源均通过相应的中介机制对农村贫困人口的健康水平产生了一定影响，体现为表4中（2）列与（4）列中危房改造政策变量显著，系数为正，且（2）列与（4）列中核心解释变量的估计结果与基准回归结果存在一定差异。具体而言，“家庭是否修建卫生厕所”与“家庭是否使用清洁能源”的系数在（2）列与（4）列中方向均与危房改造政策相同，起到正向的中介效应，占总效应比重分别为4.5%和5.1%。这说明，修建卫生厕所和使用清洁能源在危房改造政策实施影响农村贫困人口健康水平中扮演了部分中介的角色。据此，假说H2得到证实。尽管修建卫生厕所与使用清洁能源两条途径发挥的中介作用有限，但是，考虑到危房改造政策实施仍然有进一步推动卫生厕所修建和清洁能源使用的空间，所以在未来的实践中，随着农村改厕和清洁能源

使用的比例进一步提高，危房改造政策实施对农村低收入群体的健康提升效应也有望得到强化。

（四）异质性分析

1. 年龄异质性。为分析危房改造政策实施对不同年龄段人群健康水平提升效应是否有所不同，本部分将农村贫困人口分为三组。其中，老年组由年龄超过 70 岁的个体组成，中年组由年龄不超过 70 岁但超过 18 岁的个体组成，未成年组由年龄不超过 18 岁的个体组成^①。通过在基准回归的基础上添加政策项与年龄分组虚拟变量的交乘项，本部分主要分析危房改造政策实施对不同年龄段人群健康水平的提升效应是否有所不同，回归结果如表 5 所示。

表 5 年龄异质性分析结果

	健康水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
危房改造政策×老年组	-0.2843*** (-16.30)	0.0525*** (4.07)	0.0366*** (2.73)	0.0381*** (2.83)
危房改造政策×中年组	-0.0830*** (-8.97)	0.0133** (2.18)	0.0107* (1.73)	0.0111* (1.80)
危房改造政策×未成年组	0.2841*** (56.06)	-0.0035 (-0.73)	0.0067 (1.38)	0.0066 (1.36)
个体控制变量	未控制	未控制	已控制	已控制
家庭控制变量	未控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75990	75435	75435	75435
R ²	0.034	0.832	0.833	0.834

注：①***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的 t 值。③年龄分组为虚拟变量，当个体处于相应的年龄组时，变量取值为 1，否则取值为 0。

根据表 5 中（4）列的结果，结果表明，危房改造政策实施对老年组健康水平的提升效应最大，且该影响在 1%的水平上显著；对中年组健康水平的提升效应次之，且该影响在 10%的水平上显著；对未成年组健康水平的提升效应不显著。这说明，相较于中年人与未成年人来说，危房改造政策实施对老年人健康水平的提升作用更大。这也符合一般意义上的生物学常识，老年人的免疫力明显低于社会平均水平，相较于其他年龄段人群，他们更容易患病，危房改造政策实施带来的健康提升效应会更大。

2. 致贫原因异质性。为分析危房改造政策实施对不同致贫原因人群健康水平提升效应是否有所不同，本部分将农村贫困人口分为因重病致贫与因其他原因致贫两组。在本文中，重病是指难以完全治愈的大病。与张鹏龙和韩天阔（2023）相似，本文通过在基准回归的基础上添加政策项与致贫原因分组虚拟变量的交乘项，分析相对于因其他原因致贫组（基准组）而言，危房改造政策实施对因重病致

^①一般口径上，60 岁以上属于老年人。但是，在本文的研究样本中，在身体条件允许的情况下，绝大多数 60~70 岁的人依然从事生产劳动。因此，本文并未将这部分群体纳入老年组。

贫组的健康提升效应是否更大或更小。回归结果如表 6 所示。

表 6 致贫原因异质性分析结果

	健康水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
危房改造政策×因重病致贫组	0.1162*** (10.73)	0.0110 (1.33)	0.0116 (1.41)	0.0117 (1.42)
危房改造政策×因其他原因致贫组	-0.0897*** (-10.26)	0.0176*** (3.09)	0.0144** (2.53)	0.0150*** (2.64)
个体控制变量	未控制	未控制	已控制	已控制
家庭控制变量	未控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75990	75435	75435	75435
R ²	0.009	0.833	0.834	0.834

注：①***表示显著性水平为 1%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的 t 值。③致贫原因分组为虚拟变量，当个体处于相应的致贫原因组时，变量取值为 1，否则取值为 0。

以表 6 中 (4) 列的结果为准，结果表明，危房改造政策实施对因其他原因致贫组健康水平的提升效应较大，且该影响在 1% 的水平上显著；对因重病致贫组健康水平的提升效应不显著。这说明，相较于因重病致贫个体来说，危房改造政策实施对因其他原因致贫个体健康水平的提升作用更大。本文推测，这是因为因重病致贫个体患有难以完全治愈的大病，相对于因其他原因致贫个体而言，因重病致贫个体的健康水平更难因危房改造政策而提升。据此，假说 H3 得到证实。

六、结论与政策启示

人民健康是民族昌盛和国家强盛的重要标志。居住环境是决定居住者健康水平的重要因素，良好的居住环境可以有效地提高居住者的健康水平。相应地，农村人居环境整治提升和“宜居宜业和美乡村”建设必然会提高农村居民尤其是农村低收入群体的健康水平。然而，已有研究较少关注居住环境改善对农村低收入群体健康水平的影响。本文基于农村贫困人口微观追踪数据，验证了危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响，并讨论了影响机制。

本文的主要发现如下：第一，危房改造政策实施有效地提高了农村贫困人口的健康水平；第二，修建卫生厕所与使用清洁能源是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种途径；第三，危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的提高具有异质性，相对于因重病致贫与中青年群体，危房改造政策实施更加有效地提高了因其他原因致贫与老年群体的健康水平。

上述结论的政策启示如下：第一，为推进“宜居宜业和美乡村建设”，政府应当在危房改造政策现有经验的基础上，对农村低收入群体的居住条件进行摸排，针对居住在危房或居住条件较差的低收入群体，因地制宜推广开展人居环境提升行动。第二，改善农村低收入群体居住环境的着力点，一是

要努力改善农房的卫生条件,保证农房符合卫生厕所等基本居住要求;二是要将改善居住环境同清洁供暖和改厨改气工程相结合。改善居住环境的过程也是对住房生活设施重新翻修的过程,政府应当有意识地对农村低收入群体住房的供暖设备与厨房设施进行更新,进而推动农村低收入群体使用清洁能源。第三,政府应当提高政策的靶向性,在推进农村人居环境提升行动之前,对潜在参与者的基本家庭情况进行摸排,重点改善老年群低收入家庭的居住环境。针对无老年个体或因重病低收入的家庭,居住环境改善对健康水平的提升作用有限,政府应当加大健康帮扶的力度。

由于数据受限,本文仍然存在一些局限性。第一,本文未能挖掘危房改造政策实施对农村低收入群体健康提升效应的全部作用机制;第二,因变量“健康水平”是一个二值变量,所以本文无法从健康状态分类的角度更进一步论证危房改造政策实施对何种健康问题的影响更为突出;第三,核心解释变量“危房改造政策”也是一个二值变量,无法全面地刻画危房改造政策实施对不同建档立卡贫困户实施强度的差异。后续研究可以从以上视角开展进一步论证,更加系统和深入地把握危房改造政策实施的健康提升效应,从而为更加精准和有效地提升农村低收入群体的健康水平提供决策参考。

参考文献

- 1.白俊红、张艺璇、卞元超,2022:《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》,《中国工业经济》第6期,第61-78页。
- 2.曹小琳、向小玉,2015:《农村危房改造的影响因素分析及对策建议》,《重庆大学学报(社会科学版)》第5期,第57-64页。
- 3.陈淑云、杨建坤,2018:《住房是否影响了居民健康?——来自中国综合社会调查(2015)的实证分析》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第5期,第55-64页。
- 4.董杰、尹希果、张宽、李后建,2022:《“厕所革命”与农村未成年人健康:微观证据及作用机制》,《农业技术经济》第7期,第128-144页。
- 5.方黎明、陆楠,2019:《能源替代的健康效应——生活能源替代对中老年农村居民健康的影响》,《中国人口·资源与环境》第6期,第40-49页。
- 6.郝枫、张圆、李晓红,2020:《中国健康资本内生折旧率估算及成因分析》,《人口与发展》第2期,第36-48页。
- 7.匡敏、何飞,2018:《“新农保”对农村老年人口健康的影响与养老服务优化研究》,《农村经济》第10期,第84-90页。
- 8.雷玉琼、罗小江,2019:《精准扶贫领域腐败现状及防治对策——基于H省相关平台报道的案件》,《中国行政管理》第11期,第25-30页。
- 9.李国庆、张志敏,2020:《城市更新助推垦区城镇再生与社会治理——以江西省垦区危房区改造为例》,《南京社会科学》第5期,第51-58页。
- 10.李礼、陈思月,2018:《居住条件对健康的影响研究——基于CFPS2016年数据的实证分析》,《经济问题》第9期,第81-86页。
- 11.李涛、史宇鹏、陈斌开,2011:《住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》第

9期,第69-82页、第160页。

12.梁超、王素素、孙涛,2022:《公共卫生与长期人力资本——基于中国农村“改水改厕”事件的研究》,《财经研究》第7期,第154-168页。

13.梁若冰、王英杰,2022:《清洁用能、雾霾治理与居民反馈》,《经济学动态》第1期,第79-99页。

14.梁樱、侯斌、李霜双,2017:《生活压力、居住条件对农民工精神健康的影响》,《城市问题》第9期,第94-103页。

15.吕美晔、王翌秋,2012:《基于四部模型法的中国农村居民医疗服务需求分析》,《中国农村经济》第6期,第59-71页。

16.苗艳青、陈文晶,2010:《空气污染和健康需求: Grossman 模型的应用》,《世界经济》第6期,第140-160页。

17.牛建林、郑真真、张玲华、曾序春,2011:《城市外来务工人员的工作和居住环境及其健康效应——以深圳为例》,《人口研究》第3期,第64-75页。

18.孙慧波、赵霞,2018:《居住条件对城市老年人健康的影响》,《大连理工大学学报(社会科学版)》第2期,第121-128页。

19.王兵、聂欣,2016:《经济发展的健康成本: 污水排放与农村中老年健康》,《金融研究》第3期,第59-73页。

20.王桂新、苏晓馨、文鸣,2011:《城市外来人口居住条件对其健康影响之考察——以上海为例》,《人口研究》第2期,第60-72页。

21.王玉泽、罗能生,2020:《空气污染、健康折旧与医疗成本——基于生理、心理及社会适应能力三重视角的研究》,《经济研究》第12期,第80-97页。

22.颜海娜,2017:《农村危房改造政策执行的影响因素分析——基于米特尔-霍恩模型的一个解释》,《学术研究》第6期,第56-62页。

23.虞晓芬、张利花、范建双,2015:《危旧房改造增值评估——实物期权方法》,《管理评论》第10期,第54-59页、第107页。

24.曾嶂、唐松,2023:《新冠疫情下国有企业的经济稳定器作用——基于供应链扶持的视角》,《经济研究》第3期,第78-96页。

25.张剑、隋艳晖,2016:《农村危房改造扶贫的问题与对策研究——基于山东、河南的督导调研》,《经济问题》第10期,第73-76页。

26.张鹏龙、韩天阔,2023:《“我和我的家乡”: 人口流动与省际贸易》,《世界经济》第2期,第31-55页。

27.张鹏龙、胡羽珊、王亚华,2023:《农业保险对农户合作行为的影响、机制与含义——以农村灌溉集体行动为例》,《中国软科学》第3期,第42-51页。

28.赵绍阳、臧文斌、傅十和、刘国恩,2013:《强制医保制度下无保险人群的健康状况研究》,《经济研究》第7期,第118-131页。

29.赵忠、侯振刚,2005:《我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据》,《经济研究》第10期,第79-90页。

30.郑适、周海文、周永刚、王志刚,2017:《“新农合”改善农村居民的身心健康了吗?——来自苏鲁皖豫四省的

经验证据》，《中国软科学》第1期，第139-149页。

31.中共国家乡村振兴局党组，2021：《人类减贫史上的伟大奇迹》，《求是》第4期，第28-34页。

32.Dayal, V., A. Murugesan, and T. Rahman, 2022, "Drain on Your Health: Sanitation Externalities from Dirty Drains in India", *Review of Development Economics*, 26(4): 2251-2273.

33.Grossman, M., 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.

34.Guite, H. F., C. Clark, and G. Ackrill, 2006, "The Impact of the Physical and Urban Environment on Mental Well-being", *Public Health*, 120(12): 1117-1126.

35.Hu, F., 2013, "Homeownership and Subjective Wellbeing in Urban China: Does Owning A House Make You Happier?", *Social Indicators Research*, 110(3): 951-971.

36.Macintyre, S., A. Ellaway, and S. Cummins, 2002, "Place Effects on Health: How Can We Conceptualise, Operationalise and Measure Them?", *Social Science & Medicine*, 55(1): 125-139.

37.Oswald, F., H. W. Wahl, O. Schilling, C. Nygren, A. Malmgren Fänge, A. Sixsmith, J. Sixsmith, Z. Szeman, S. Tomsone, and S. Iwarsson, 2007, "Relationships Between Housing and Healthy Aging in Very Old Age", *The Gerontologist*, 47(1): 96-107.

(作者单位：¹清华大学公共管理学院；

²中国人民大学经济学院)

(责任编辑：全世文)

The Health-enhancing Effects of the Implementation of Rural Dilapidated House Renovation Policy

ZHANG Penglong ZHONG Jianle HU Yushan

Abstract: Building beautiful and harmonious countryside that is desirable for living and working is an important part of an agricultural power. Based on the tracking data of registered impoverished rural households, this paper uses the staggered difference-in-differences model to analyze the impact of the implementation of dilapidated house renovation policy on the health of the impoverished population in rural areas and its mechanisms. We find that the implementation of the policy significantly improves the health level of the impoverished population. Building sanitary toilets and using clean energy are the two ways by which the implementation of the policy enhances the health of the impoverished population. Heterogeneity analysis shows that the policy's health effect is larger on the impoverished without serious illness and senior people. This paper provides insights for understanding the health-enhancing effect of improving living conditions and further adjusting the policies supporting low-income groups in rural areas.

Keywords: Dilapidated House Renovation; Impoverished Rural Population; Health; Difference-in-Differences Model