

乡村振兴视角下厕所革命政策的 健康效应评估*

——基于政策工具选择的视角

张鹏龙 钟建乐 胡羽珊**

【摘要】建设宜居宜业和美乡村是乡村振兴的应有之义。本文基于江西省景德镇市 2013—2022 年农村建档立卡家庭的全样本追踪调查数据,以 2015 年起实施的厕所革命为外生政策冲击,采用多期 DID 模型,研究了厕所革命政策对低收入群体健康水平的影响及作用机制。研究表明,第一,农村厕所革命有效提升了低收入群体的健康水平,该政策主要降低了低收入群体患慢性病(非大病)的概率。第二,保障饮水安全、安装合格粪池、无害处理粪污、修建安全厕屋、安装合格厕具和铺设合格管道是厕所革命政策提高低收入群体健康水平的六种途径。第三,相较于工程补助,资金补助的健康提升效应更显著。第四,厕所革命政策对农村的女性低收入群体健康水平的提升作用大于男性低收入群体,对老年低收入群体的提升作用大于中青年低收入群体,对因病致贫群体的提升作用大于其他原因致贫群体。本文为农村卫生基础设施建设的健康提升效应提供了微观证据,也为进一步建设美丽宜居乡村提供了政策启示。

【关键词】乡村振兴;厕所革命;政策评估;健康效应

* 本文受国家自然科学基金青年科学基金项目“数字时代城乡融合的实现路径:农村劳动力回流与县域经济发展”(项目批准号:72403245)、国家自然科学基金专项项目“建立农村低收入人口和欠发达地区分层分类帮扶制度的政策体系研究”(项目批准号:72541009)的资助。

** 张鹏龙,清华大学公共管理学院副教授、清华大学中国农村研究院副研究员,zhangpenglong@tsinghua.edu.cn;钟建乐(通信作者),清华大学公共管理学院博士研究生,zhongjl23@tsinghua.edu.cn;胡羽珊,中国人民大学经济学院副教授、中国人民大学中国经济改革与发展研究院副院长,huyushan@ruc.edu.cn。

引文格式:张鹏龙,钟建乐,胡羽珊. 2026. 乡村振兴视角下厕所革命政策的健康效应评估——基于政策工具选择的视角[J]. 公共管理评论,8(1):97-121.

Cite this article: Zhang P L, Zhong J L, Hu Y S. 2026. Evaluation of the health effects of toilet revolution policies in rural revitalization: From the perspective of policy tool selection[J]. *China Public Administration Review*, 8(1): 97-121. (in Chinese)

一、引言

建设健康乡村是实施乡村振兴战略的重要内容,是健康中国建设在农村地区的具体实践,对于推动卫生健康事业高质量发展和实现乡村社会全面现代化具有至关重要的作用。党的二十届三中全会指出要“实施健康优先发展战略,健全公共卫生体系……促进优质医疗资源扩容下沉和区域均衡布局”。2010 年来,中国卫生健康事业进步巨大,人均预期寿命从 74.8 岁提升到 79 岁,人民群众健康获得感不断增强。其中,除了众所周知的医疗资源供给、医保报销金额与范围等因素外,卫生基础设施同样在中国健康事业发展中扮演着不可或缺的角色。

卫生基础设施可有效降低传染性疾病的发病率和死亡率,从预防层面提高人民群众的健康水平(Coffey et al., 2018)。其中,卫生厕所是提高中国农村基层防病能力、保障人民群众健康权益的重要卫生基础设施。解决农村厕所问题不仅关乎到农民身体健康和生活质量,也关系到乡村振兴战略实施的质量和效果,小厕所承载着广受关注的大民生。因此,农村厕所革命是乡村振兴背景下我国重点的民生工程,是改善农村人居环境和提高农民群众健康水平的重要举措(Cheng et al., 2018)。理论上,厕所革命政策可以阻断病菌通过污染饮用水、蚊虫叮咬等途径传播的链条,进而降低农村居民感染传染性疾病尤其是寄生虫病的风险;同时,厕所革命政策还鼓励采用环保技术和材料,如节水设备、生物降解厕所,这些技术的应用有助于推动绿色产业的发展。然而,在实际推行过程中,厕所革命政策的落地并未达到预期。部分地区在推进过程中存在形式主义、官僚主义倾向及“干部干,群众看”等问题,陷入模式适配性不足、管护机制缺失、设施质量较差等困境。在这一背景下,要真正把厕所革命这件民生大事办好办实,亟须对其政策效果及具体实施方式进行科学评估,进而为政府部门把握现有的政策成果、优化未来政策资源配置提供决策参考。

基于此,本文采用江西省景德镇市 2013—2022 年建档立卡家庭全样本微观追踪数据库,采用多期 DID 方法评估了农村厕所革命政策对低收入群体的政策影响。研究表明,第一,厕所革命政策使低收入群体的健康水平显著提升了 4.01%。第二,保障饮水安全、安装合格粪池、无害处理粪污、修建安全厕屋、安装合格厕具和铺设合格管道是厕所革命政策提高低收入群体健康水平的六种途径。第三,区分厕所革命政策实施方式发现,资金补助的健康提升效应较工程补助更为显著。第四,厕所革命政策对农村女性低收入群体健康水平的提升作用大于农村男性低收入群体,对农村老年低收入群体健康水平的提升作用大于农村中青年低收入群体,对因病致贫低收入群体健康水平的提升作用大于因其他原因致贫的低收入群体。

相较于既有文献,本文的边际贡献如下。第一,本文基于健康资本理论,系统分析了厕所革命政策对低收入群体的健康提升效应。本文将健康资本理论引入厕所革命政策的评估框架,系统剖析了该政策如何作用于短期与长期健康资本折旧率,

进而影响低收入群体的健康状况,丰富了健康资本理论在公共卫生与社会政策领域的应用。第二,本文是为数不多采用个体层面全样本追踪面板数据实证评估厕所革命政策效果的研究。与既有文献主要采用多元线性回归、工具变量等方法相比,本文首次将2015年起我国实施的厕所革命政策作为外生冲击,运用多期DID方法有效调控时间效应和个体异质性,捕捉政策实施前后不同时间点的健康变化,从而更加可靠地评估政策的短期和长期影响。同时,本文采用个体层面的面板全样本追踪数据,有效规避了抽样导致的潜在样本选择偏误,从实证层面进一步强化了卫生基础设施建设与农村居民健康之间关系的可信度。第三,本文为如何更好地“建好小厕所,改善大民生”提供了政策启示。通过系统评估厕所革命政策的具体实施方式和补助形式对低收入群体健康水平的影响,本文为未来农村卫生基础设施建设、人居环境整治乃至民生改善与乡村全面振兴提供了实践启示。

二、政策背景、文献回顾和理论分析

(一) 政策背景

厕所革命在中国最早可追溯至2014年12月。习近平总书记在江苏镇江考察调研时指出,“厕改是改善农村卫生条件、提高群众生活质量的一项重要工作”。2015年4月,习近平总书记首次就厕所革命工作正式作出重要指示,要求国家旅游局以厕所革命为抓手,提升旅游品质。3个月后,习近平总书记在吉林延边考察时进一步要求:除了旅游景区、城市外,农村也要来场厕所革命。自此,农村厕所革命在全国全面展开,卫生厕所这一重要的卫生基础设施开始普及。

此后,围绕“厕所革命”政策的相关会议相继召开,配套文件陆续发布。2018年2月,全国厕所革命工作现场会在河北省正定县召开,会议强调要进一步推进厕所革命,统筹推进农村改厕与生活污水治理。同年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《农村人居环境整治三年行动方案》指出,到2020年,东部地区、中西部城市近郊区等有基础、有条件的地区,基本完成农村户用厕所无害化改造^①。2018年末印发的《关于推进农村“厕所革命”专项行动的指导意见》为农村厕所革命提供了具体行动指南^②。2019年至2020年间,政府先后发布《关于切实提高农村改厕工作质量的通知》^③和

① 中华人民共和国中央人民政府网站:《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈农村人居环境整治三年行动方案〉》,2018年2月5日, https://www.gov.cn/zhengce/2018-02/05/content_5264056.htm, 2025年12月20日访问。

② 中华人民共和国中央人民政府网站:《中央农办 农业农村部 卫生健康委 住房城乡建设部 文化和旅游部 发展改革委 财政部 生态环境部关于推进农村“厕所革命”专项行动的指导意见》,2018年12月25日, https://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5392301.htm, 2025年12月20日访问。

③ 中华人民共和国农业农村部网站:《中央农办 农业农村部 卫生健康委等7部门关于切实提高农村改厕工作质量的通知》,2019年7月15日, https://www.moa.gov.cn/govpublic/neshsycjs/201907/t20190719_6321214.htm, 2025年12月20日访问。

《关于进一步提高农村改厕工作实效的通知》^①,对之前农村厕所革命工作的不足进行了总结并给出了改进意见。在此推动下,农业农村部发布的《关于开展农村改厕“提质年”工作的通知》^②显示:截至 2023 年 4 月,全国农村卫生厕所普及率已超 73%,有力改善了农村人居环境,显著提升了农民群众生活品质和卫生健康水平。

(二) 文献回顾

与本文相关的研究有两类文献,一支关注农村厕所革命政策的作用及影响政策实施效果的因素。另一支关注影响低收入群体健康水平的因素和健康扶贫政策的效果。

一是关于农村厕所革命政策的研究。研究发现,厕所革命政策对不同群体均产生了显著的积极影响,包括直接的健康收益和间接的经济社会效益。在直接效益方面,董杰等(2022)发现卫生厕所对健康的保护机制并非阻断了排泄物对水源的污染,而是阻断了排泄物通过蚊蝇和空气等其他途径导致的细菌污染。在间接效益方面,刘传明和刘越(2020)发现农村厕所革命显著降低了农民医疗卫生支出,且痢疾发病率在这一因果效应中扮演了中介变量的角色。此外,学界也从政策执行主体、政策环境、政策受众等角度对影响中国厕所革命政策实施效果的因素进行了归纳,包括财政分权(李佳鹏和胡玉杰,2023)、资金投入力度(于法稳等,2022)、政策参与意愿(苗艳青等,2012)等。

二是关于低收入群体健康水平的研究。已有文献将影响低收入群体健康水平的因素分为个人因素和公共因素。一方面,诸如经济资源、社会资源、心理资源等个人资源禀赋是影响其健康水平的关键因素,具体包括个人的社会经济地位、生活环境、生产生活方式与自我评价(Fuller-Rowell et al., 2012; Hammer and Spears, 2016; 梁童心等, 2019)。另一方面,影响低收入群体健康水平的公共因素实质上反映了一个社会的公共卫生治理能力(刘晓婷和黄洪, 2015),其中健康扶贫的政策效果研究与本文最具相关性。研究发现,健康扶贫可以改善贫困人口的健康状况,避免他们落入贫困陷阱。譬如,刘子宁等(2019)指出参与医疗保险和提高医疗保险保障水平具有显著的健康状况改善和减贫效应;陈昊等(2020)发现精准扶贫政策带来的收入效应和工作效应显著提高了贫困群体的医疗服务利用水平。

总体而言,已有研究围绕农村厕所革命及其政策效果提出了诸多有益的见解,但仍存在一定的改进空间。首先,在选题层面,与本文最接近的研究分析了农村厕

① 中华人民共和国中央人民政府网站:《农业农村部 国家卫生健康委 市场监管总局关于进一步提高农村改厕工作实效的通知》,2020 年 6 月 16 日, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-06/20/content_5520815.htm, 2025 年 12 月 20 日访问。

② 中华人民共和国中央人民政府网站:《农业农村部关于开展农村改厕“提质年”工作的通知》,2023 年 4 月 17 日, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2023-04/24/content_5752921.htm, 2025 年 12 月 20 日访问。

所革命对居民健康和医疗支出的影响(董杰等,2022;梁超等,2023)。然而,鲜有文献讨论农村厕所革命具体政策细节和政府补助方式对全年龄段农村居民尤其是建档立卡群体健康水平的影响。其次,在方法层面,现有文献对农村厕所革命的政策评估大多采用多元线性回归、二值选择模型或工具变量等方法,鲜有文献将农村厕所革命政策视为一种外生政策冲击并使用 DID 方法对其进行评估。最后,在数据层面,现有针对这一问题的宏观研究所使用的数据可能存在抽样不随机、样本量较小、系统性偏差等问题;微观研究所使用的数据样本期多为 1~2 年,难以消除或减弱遗漏变量等内生性问题的影响,也无法捕捉农村厕所革命政策的动态效应。

(三) 假设提出

现有研究关于个体健康的研究多基于 Grossman (1972) 提出的健康资本理论。在该理论中,健康是一种特殊的资本,其折旧率受年龄、基因、环境、生活习惯等多方面因素影响。作为一种资本,健康可以带来收益(包括健康带来的直接效用和健康者工作得到的收入),也会产生成本(包括健康资本折旧率和贴现率),具体的理论模型如下:

Grossman (1972) 将每个人的效用函数设定为:

$$U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (1)$$

其中,人的寿命长度 n 与第 i 期的健康资本 H_i 为内生变量, ϕ_i 为每单位健康资本的收益, $\phi_i H_i$ 为个体在 i 期对健康资本的消费, Z_i 为个体在 i 期对其他商品的总消费。健康资本的积累与物质资本的积累模式较为接近:

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i H_i \quad (2)$$

其中, I_i 是个体第 i 期对健康的投资, δ_i 是第 i 期健康资本的折旧率。对健康的投资 I_i 与对其他商品的消费 Z_i 符合如下的家庭生产函数:

$$I_i = I_i(M_i, TH_i, E_i) \quad (3)$$

$$Z_i = Z_i(Y_i, T_i, E_i) \quad (4)$$

其中, M_i 是可购买的健康服务, TH_i 是投资在健康上的时间, E_i 是除健康外的其他外生性人力资本变量, Y_i 是个体购买的其他商品服务, T_i 是生产其他产出的时间。

个体面临的预算约束为:

$$\sum_{i=0}^n \frac{P_{1i} M_i + P_{2i} Y_i}{(1+r)^i} = \sum_{i=0}^n \frac{W_i T W_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (5)$$

其中,预算约束式的左边为个体一生的总支出,其包括对健康投资与其他商品的支出。等式的右边为个体一生的总收入,其包括个体一生的劳动总收入与初始资产 A_0 。 P_{1i} 与 P_{2i} 分别为第 i 期 M_i 与 Y_i 的价格, r 为利率(贴现率), W_i 为第 i 期的工资, $T W_i$ 为第 i 期的劳动时长。

个体面临的时间约束为:

$$T_i + T W_i + TH_i + TL_i = \Omega \quad (6)$$

其中, Ω 为常数, TL_i 为身体健康状况不佳导致的时间损失。上述方程共同构成了健康资本模型, 消费者在式(2)~(6)的约束下最大化自己的效用函数(1)。模型的均衡条件如下:

$$\left[\frac{W_i}{P_{i-1}} + \frac{(U_{hi}/\lambda)(1+r)^i}{P_{i-1}} \right] G_i = r + \delta_i \quad (7)$$

其中, P_{i-1} 为健康的影子价格, U_{hi} 是健康的边际效用, λ 是货币的边际效用, G_i 是健康的边际产出。等式表示健康的边际收益与边际成本一致时效用最大化, 等式左边包括健康增加带来的工资收入 $W_i G_i / P_{i-1}$ 与健康直接带来的效用 $(U_{hi}/\lambda)(1+r)^i G_i / P_{i-1}$, 等式右边包括健康增加的成本, 即利率与折旧率。由边际效用递减规律可知, 等式左边与健康资本 H_i 呈负相关关系。

已有研究较为关心健康资本的折旧率(苗艳青和陈文晶, 2010), 原因在于折旧率下降会直接影响上述模型的均衡状态。具体而言, 折旧率下降会导致式(7)的右侧下降, 在均衡条件的作用下, 式(7)的左侧随之下降, 从而提高了健康资本 H_i 的存量。同时, 折旧率在很大程度上可以被个体行为习惯或政策干预改变, 具有较强的可塑性和较大的调控空间。理论上, 作为一种重要的卫生基础设施, 卫生厕所会影响低收入群体健康资本的折旧率, 进而提高他们在均衡状态下的健康资本。比如, 厕所环境的改善可以降低如厕者在使用厕所过程中感染各类病菌的风险, 并降低排泄物中病菌的传播速度(Ramani et al., 2017; Cheng et al., 2018)。据此, 本文提出假设 1。

假设 1: 厕所革命政策有效提高了低收入群体的健康水平。

负面外部冲击对低收入群体健康资本的影响同时存在短期效应和长期效应(王玉泽和罗能生, 2020; 戴琼瑶等, 2021); 相应地, 根据不同时间维度的影响, 可将健康资本折旧率划分为短期资本折旧率和长期资本折旧率(周钦等, 2024)。短期内, 突发性公共卫生问题或极端天气等负面外部冲击可能会显著提高健康资本的折旧率。从长期来看, 健康资本折旧率受到更稳定、更可持续的卫生基础设施和健康环境的影响。如果低收入群体长期处于恶劣的卫生环境, 即便短期内采取了一些临时措施, 健康资本仍会维持较高的折旧率。厕所革命政策既包含应对短期健康风险的即时性工具, 也涵盖促进长期健康资本积累的战略举措。一方面, 厕所革命政策通过保障饮水安全、安装合格粪池、无害处理粪污等即时性的卫生条件改善举措降低居民的短期健康资本折旧率。其一, 厕所环境改善可以直接阻断废水和排泄物进入饮用水源的渠道, 减少水源受到污染的可能性。其二, 厕所革命政策推动了合格粪池的普及, 避免粪池成为病菌和寄生虫的滋生地, 进而降低病菌通过蚊蝇和空气等途径传播的概率。其三, 厕所革命政策使得粪污得到了无害处理, 从而降低粪污中的病菌密度。

另一方面, 长期健康资本折旧率的降低依赖于更系统、可持续的卫生基础设施建设, 这会减少对居民的累积性健康损害。厕所革命政策中的以下措施降低长期健

康资本折旧率至关重要。其一,厕所革命政策为低收入群体修建的安全厕屋被要求定期清洁、消毒和维护,这能从源头上降低病菌的传播性。而且,安全厕屋还可能会配备完善的通风、排气系统,减少厕所内有害气体的积聚,降低低收入群体患呼吸道疾病的风险。其二,厕所革命政策为项目参与者配备合格厕具,这类厕具一般都易于清洁和消毒,可有效防止病菌传播。其三,厕所革命政策要求建造的厕所配备合格管道设施,以防止排泄物沉淀堵塞在管道中并滋生病菌。总而言之,这些措施为低收入群体构建了长期健康稳定的生活环境,从根本上减缓其健康资本的折旧速度。据此,本文提出假设2。

假设2: 厕所革命政策通过降低低收入群体的短期健康资本折旧率(保障饮水安全、安装合格粪池、无害处理粪污)和长期健康资本折旧率(修建安全厕屋、安装合格厕具和铺设合格管道)影响其健康水平。

从政策对象特征来看,厕所革命政策对低收入群体健康资本的影响会受到政策对象初始健康资本水平的调节作用。理论上,对于初始健康资本较低的群体,厕所革命政策的实施通常能产生更强的边际效应。这部分群体由于长期处于较差的卫生环境中,健康资本较低,因而政策介入能够显著改善他们的生活条件,减轻疾病负担,从而提升健康资本;反之,初始健康资本较高的群体从政策中获得的改善效应则相对较小。基于上述逻辑,本文推测,厕所革命政策对不同性别、不同年龄和不同原因的低收入群体健康水平的影响存在差异。具体而言,第一,厕所革命政策对女性群体健康资本的累积效应大于男性群体。健康资本折旧率存在显著性别差异(郝枫等,2020)。女性因生理构造特点,尤其在生理周期期间,使用厕所的频率较高,也更易暴露于细菌和病菌中,被传播风险更高。尤其在低收入家庭中,女性接触到不洁卫生设施的机会更高,更易罹患尿路感染、月经期相关健康问题等,这些因素使得女性的初始健康资本普遍更低、健康风险更大。因此,厕所革命政策带来的健康效应应在这一群体中将更为显著。第二,厕所革命政策对不同年龄段群体健康水平的影响可能存在差异。不同年龄群体的健康资本折旧率有显著差异,其中老年人的健康资本折旧率最高,相较于其他年龄群体更易患病,因而理论上厕所革命政策带来的健康提升效应会更显著(周钦等,2024)。第三,厕所革命政策对不同低收入原因群体健康水平的影响可能有所不同。一般而言,相较于因其他原因陷入低收入的群体来说,因病低收入群体的健康资本更加薄弱,其健康水平更有可能因卫生环境的改善获得显著提升。据此,本文提出假设3。

假设3: 厕所革命政策对不同性别、不同年龄和不同原因低收入群体健康水平的影响存在差异。

公共健康资本投资策略的效果受多种因素影响,主要包括政策设计、资金分配、执行机制等(Masters et al., 2017)。从政策设计特征来看,政府对厕所革命项目的补助方式呈现多样化特征,包括资金补助、工程补助等,不同的补助方式反映了政府健康资本投资策略的差异,这些差异可能会导致政策效果截然不同。相较于工程补

助,资金补助在一定程度上减少了对市场机制的扭曲,其更注重需求侧的真实诉求,允许受益对象根据实际需要灵活使用资金,能够更精准地契合不同地区、不同家庭的异质性需求,避免“一刀切”带来的资源错配或浪费。这有助于提升资源的瞄准精度与使用效率,最终更有利于改善低收入群体的健康状况(张鹏龙等,2024)。据此,本文提出假设 4。

假设 4: 不同补助形式的厕所革命政策对于低收入群体健康水平的影响存在差异。

图 1 报告了全文的研究框架。

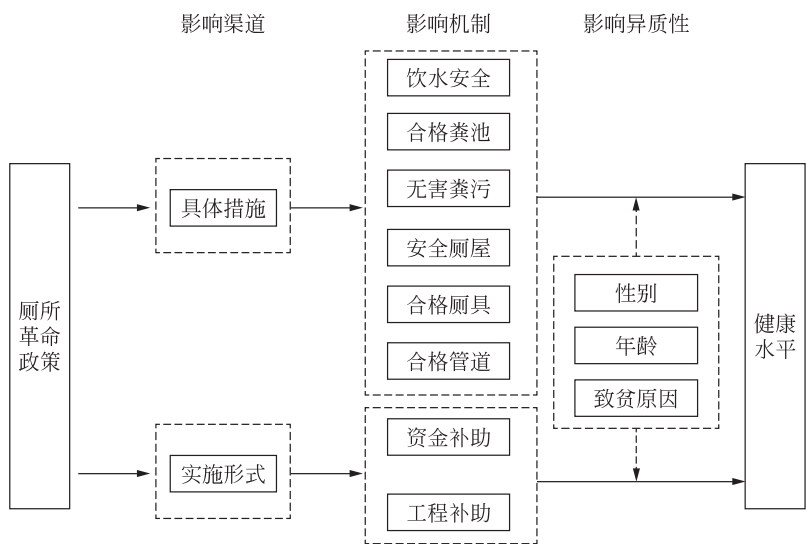


图 1 研究框架

三、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 2013—2022 年建档立卡脱贫户家庭的全样本统计数据库。建档立卡是指各级政府按照相关标准和程序对贫困家庭的基本信息进行详细核实、记录并登记,建立贫困户档案,以此实现对贫困人口的精准识别。景德镇市在 2013 年预建立了针对所有建档立卡家庭的统计数据库,该数据库覆盖景德镇市历年的建档立卡贫困户,并对脱贫户持续开展追踪统计。截至 2022 年末,该数据库累计完成十轮调查,每轮调查采集建档立卡贫困户年末的各项统计信息,包括人口特征、年度收入及享受各类扶贫政策的情况等。

本文对数据库做了以下处理。第一,由政策背景部分可知,农村厕所革命政策始于 2015 年。因此,为排除可能存在的样本选择偏误,本文仅保留 2014 年末仍不具

备卫生厕所的家庭。第二,考虑到农村残疾类低收入群体的健康状况较难通过厕所革命政策而得到改善,本文剔除全部健康状况为“残疾”的农村低收入群体样本。经上述样本筛选后,本文最终使用的样本包括 3666 户 7254 人,共 63784 个观测值。样本期内曾享受过厕所革命政策的样本被设定为处理组(1550 户 3441 人,共 30397 个观测值),未享受过该政策的样本被设定为控制组(2116 户 3813 人,共 33387 个观测值)。

(二) 变量定义

本文的被解释变量“健康水平”为个体的身体健康状况,指身体各系统正常运作,个体无疾病或生理异常。该指标由驻村工作队在预建档立卡及后续追踪更新时通过查询农村低收入群体的电子健康档案来确定,相较于已有文献使用的“自评健康”和“他评健康”指标而言具有更强的客观性。本文中,健康个体的健康水平取 1,患病个体的健康水平取 0。根据建档立卡数据库的建立标准和数据录入规范,低收入群体的健康状态划分为四类:健康、患慢性病、患大病、同时患慢性病和大病。本文的解释变量为“厕所革命政策”,是指政府为改善农村卫生条件、提升生活质量而开展的专项政策和行动计划,核心是推动农村地区卫生厕所的普及。根据这一定义,结合厕所革命政策始于 2015 年的背景,本文以农户 2015 年后是否参与卫生厕所改造为依据测量“厕所革命政策”。该政策属于多时点政策,因此,当且仅当个体属于处理组且已受到厕所革命政策处理(即参与卫生厕所改造)时,该变量取 1,否则取 0。

关于控制变量的选取,参考已有相关文献(周广肃等,2014;周默涵等,2024),本文控制了其他可能影响个体健康水平的变量,包括个体特征(年龄、年龄平方、受教育年限)及家庭特征(家庭人均纯收入、家庭住址到村主干道距离)。其中,家庭住宅到村主干道距离在一定程度上代表了医疗资源的可得性(张鹏龙等,2023)。须着重强调的是,本文在后续稳健性检验中进一步控制了村-年固定效应,等价于控制了所有村层面变量。最后是中介变量“饮水是否安全”,其定义如下:当饮水状况安全时取 1,不安全时取 0。本文主要变量的描述性统计结果详见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	定义	全样本		处理组		控制组	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
健康水平	健康=1,患病=0	0.67	0.47	0.71	0.45	0.64	0.48
是否患慢性病	患慢性病=1,否=0	0.28	0.45	0.25	0.43	0.30	0.46
是否患大病	患大病=1,否=0	0.04	0.19	0.03	0.17	0.05	0.21
厕所革命政策	是=1,否=0	0.20	0.40	0.42	0.49	0	0
年龄	单位/岁	44.82	22.88	43.41	22.35	46.10	23.28

		续表					
变量	定义	全样本		处理组		控制组	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
年龄平方	年龄的平方/100	25.32	20.17	23.84	19.37	26.67	20.78
受教育年限	单位/年	6.19	3.65	6.48	3.57	5.93	3.70
家庭人均纯收入	单位/元	8987	7114	9314	7269	8689	6957
家庭住址到村 主干道距离	单位/千米	0.50	1.59	0.50	1.42	0.51	1.73
饮水是否安全	是=1,否=0	0.80	0.40	0.84	0.37	0.77	0.42

(三) 模型设定

本文使用多期 DID 方法研究了农村厕所革命政策对低收入群体健康水平的影响,其基准模型如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta \times \text{Treat}_i \times \text{Post}_{it} + \gamma \times X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

在式(8)中, y_{it} 是个体 i 在第 t 期的健康水平(被解释变量)。 $\text{Treat}_i = 1$ 代表个体 i 属于处理组, $\text{Treat}_i = 0$ 代表个体 i 属于控制组, $\text{Post}_{it} = 1$ 代表个体 i 在第 t 年已经享受了厕所革命政策,且第 t 年之后均取 1, $\text{Post}_{it} = 0$ 代表个体 i 在第 t 年还没有享受厕所革命政策。 X_{it} 是控制变量。 u_i 与 v_t 分别是个体固定效应和年份固定效应。 ε_{it} 是聚类在个体层面的随机扰动项。

为检验处理组与控制组是否通过事前的趋势检验及事后是否存在持续的动态效应,本文根据事件研究法的设定,将式(8)中的政策项 $\text{Treat}_i \times \text{Post}_{it}$ 更改为反映距离政策实施时间的指示变量,回归方程如下:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=-5}^3 \beta_k \times \text{policy}_{ik} + \gamma \times X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

在式(9)中, policy_{ik} 为个体 i 距离其享受厕所革命政策时点第 k 年的虚拟变量。其他变量与式(8)的含义相同。本部分通过观察系数 β_k 的经济显著性和统计显著性以分析厕所革命政策的动态效应。进一步地,为探究农村厕所革命影响低收入群体健康水平的作用路径,本文刻画了如下的中介效应模型:

$$M_{it} = \alpha + \varphi \times \text{Treat}_i \times \text{Post}_{it} + \gamma \times X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

$$y_{it} = \alpha + \beta \times \text{Treat}_i \times \text{Post}_{it} + \gamma \times X_{it} + \delta \times M_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

在式(10)和式(11)中,中介变量 M_{it} 为“饮水是否安全”。式(10)中的系数 φ 刻画了厕所革命政策对中介变量的影响,式(11)中的系数 δ 刻画了中介变量对低收入群体健康水平的影响。若这两个系数均显著不为 0,则表明农村厕所革命可通过保障饮水安全的方式有效提升低收入群体的健康水平。

此外,受数据限制,本文无法使用中介效应模型分析厕所革命政策是否通过安装合格粪池、无害处理粪污、修建安全厕屋、配备合格厕具及铺设合格管道的方式影

响低收入群体的健康水平。然而,本文数据可以识别出处理组中享受上述措施的群体,因此,本文尝试在式(8)的基础上引入政策项 $Treat_i \times Post_{it}$ 与是否享受某项具体措施指示变量的交互项。若交互项的系数显著为正,则说明享受该措施可以更有效提升低收入群体的健康水平。最后,在异质性分析中,为探究厕所革命政策对不同类型低收入群体健康水平的影响是否存在异质性,本文在式(8)的基础上将政策项 $Treat_i \times Post_{it}$ 替换为政策项 $Treat_i \times Post_{it}$ 与分组变量的交互项。

四、实证分析及结果

(一) 基准回归

表2展示了基于式(8)的回归结果。其中,第(1)列仅分析了“健康水平”和“厕所革命政策”相关关系,第(2)列纳入两种固定效应,第(3)列进一步纳入了控制变量。结果表明,无论是否控制双向固定效应或控制变量,厕所革命政策均显著提升了低收入群体的健康水平。以第(3)列估计结果为准,厕所革命政策在1%显著性水平下提升了低收入群体4.01%的健康水平。据此,假设1得到验证。在此基础上,本部分将健康状态变量进一步细化为“是否患慢性病”与“是否患大病”[分别对应表2第(4)列和第(5)列]。需说明的是,有少量低收入群体同时患慢性病和大病(占总样本的1.0%)。分析结果表明,厕所革命政策在1%显著性水平下降低了低收入群体4.06%的慢性病患者概率,但对低收入群体患大病的概率无显著影响。

表2 基准回归:厕所革命政策对低收入群体健康水平的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	健康水平			是否患慢性病	是否患大病
厕所革命政策	0.1474 *** (22.36)	0.0316 *** (4.63)	0.0401 *** (6.16)	-0.0406 *** (-6.09)	-0.0004 (-0.11)
年龄			-0.0335 * (-1.77)	0.0300 (1.63)	0.0090 *** (5.47)
年龄平方			0.0414 *** (23.71)	-0.0352 *** (-19.66)	-0.0120 *** (-12.23)
受教育年限			0.0087 *** (5.41)	-0.0070 *** (-4.07)	-0.0014 (-1.44)
家庭人均纯收入(对数)			0.0071 *** (2.66)	-0.0051 * (-1.79)	-0.0022 (-1.32)
家庭住址到村主干道距离(对数)			-0.0186 ** (-2.29)	0.0100 (1.28)	0.0203 *** (4.22)

续表					
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	健康水平			是否患慢性病	是否患大病
常数项	0.6452 *** (126.34)	0.6693 *** (486.38)	1.0091 (1.19)	-0.0745 (-0.09)	-0.0284 (-0.43)
年份固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	63784	63667	63667	63667	63667
R ²	0.016	0.690	0.701	0.662	0.534

注：***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5% 和 10%，括号内为 *t* 值，且在个体层面聚类。

值得关注的是,本文测算的厕所革命政策对低收入群体的健康提升效应(4.01%)与其他以提升居民健康为目标的政策的健康提升效应较为接近。例如,郑适等(2017)的研究结果表明,新农合参保年限每增加 1 年,参与者身体健康状况改善的概率将增加 4.5%,心理健康状况获得改善的概率将增加 5.3%。这同样在一定程度上佐证了本文结论的可信度。

图 2 检验了厕所革命政策实施前处理组与控制组是否通过了事前趋势检验,且进一步揭示了厕所革命政策的动态效应。结果显示,在政策实施前,厕所革命政策变量系数的置信区间均包含零值,说明两组在政策实施前的健康水平无显著差异;在政策实施后,该系数均显著大于零值,且这一提升效应随时间逐渐递增,表明厕所革命政策显著提升了低收入群体的健康水平。

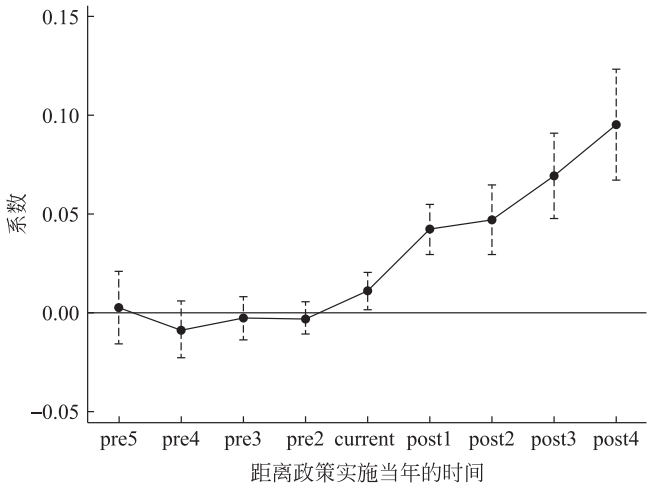


图 2 事前趋势检验结果

注:Pre1 被设定为事前趋势检验的基准组,虚线表示 95% 的置信区间,本图仅报告了政策前 5 期至后 4 期。

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为进一步排除遗漏变量和随机因素对本文核心结论的潜在影响,本文在研究样本中随机抽取享受厕所革命政策的个体并为其分配享受政策的时间,基于此对基准模型重新进行 500 次回归,并参考这些新回归中核心系数的估计结果来检验文章基本结论的可信度。若这些回归的估计系数主要分布在 0 附近,且 p 值大于 0.05,则表明研究设计中基准模型的设定不存在影响较大的随机因素和遗漏变量问题。图 3 中的横虚线代表 p 值=0.05,竖虚线代表基准回归中的估计系数(0.0401)。由图 3 可知,安慰剂检验的回归中估计系数远小于基准回归系数,且大多数估计系数结果的 p 值均大于 0.05,表明本文的基准模型设定并不存在显著的随机因素干扰及严重的遗漏变量问题。

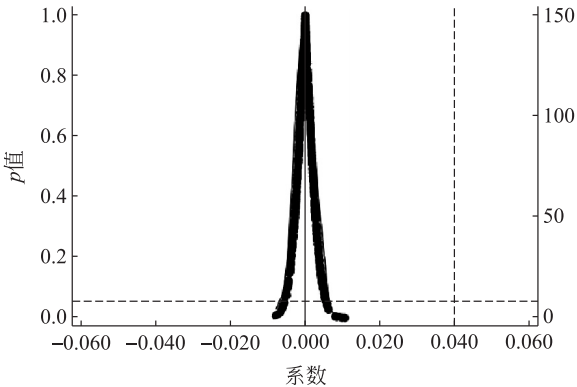


图 3 安慰剂检验结果

2. 其他稳健性检验

为确保核心结论的稳健性,本文还进行了以下多项稳健性检验。表 3 展示了替换实证模型后的稳健性检验结果。第(1)列使用面板 Logit 模型进行回归;第(2)列重新设定被解释变量,将健康状态为健康的个体赋值为 0,仅患慢性病或大病的个体赋值为 1,同时患慢性病和大病的个体赋值为 2,使用面板 Ologit 模型进行回归;第(3)列使用广义 Heckman 模型进行回归,以缓解样本选择偏差的影响。结果表明,更换模型后的回归结果与基准回归结果基本一致,进一步验证了核心结论的稳健性。

表 3 稳健性检验:更换模型

被解释变量:健康水平	(1)	(2)	(3)
处理方式	Logit 模型	Ologit 模型	广义 Heckman 模型
厕所革命政策	0.4598 *** (7.69)	-0.4926 *** (-9.66)	0.0531 *** (6.78)

续表			
被解释变量:健康水平	(1)	(2)	(3)
处理方式	Logit 模型	Ologit 模型	广义 Heckman 模型
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	个体+年份固定效应	乡镇+年份固定效应	乡镇+年份固定效应
观测值数	26389	63784	62757

注:*** 代表显著性水平为 1%,括号内为 *t* 值,且在个体层面聚类。

表 4 展示了其他稳健性检验结果。第一,多期 DID 估计量的负权重检验。多期 DID 的双向固定效应估计量存在的负权重问题可能导致估计结果偏差 (Goodman-Bacon,2021),因此第(1)列采用基于逆概率加权最小二乘法得到的双重稳健 DID 估计量。结果表明,在解决了负权重问题后,厕所革命政策仍显著提升了低收入群体的健康水平。第二,保留平衡面板数据。第(2)列仅保留了 2013—2022 年均存在的样本重新进行回归,估计结果仍正向显著。第三,更换标准误。为防止标准误聚类到个体层面造成的过度显著问题,第(3)列将标准误重新聚类到村层面,估计结果仍正向显著。第四,控制精准扶贫政策。为了控制精准扶贫政策对低收入群体健康的影响,第(4)列控制了低收入群体是否享受精准扶贫政策的虚拟变量,回归结果仍正向显著。第五,控制村-年固定效应。为避免行政村层面随时间变化因素导致的估计偏误,第(5)列控制了村-年固定效应(即实现了对乡镇、村庄发展水平的控制),回归结果依旧正向显著。第六,PSM-DID 检验。为排除政策分组可能存在的内生性问题,第(6)列采用 PSM-DID 方法对处理组个体进行了匹配。结果表明,PSM-DID 的实证结果与基准回归结果基本一致。

表 4 其他稳健性检验

被解释变量:健康水平	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理方式	负权重 检验	平衡 面板	更换 标准误	控制其他 政策	控制村- 年固定效应	PSM- DID
厕所革命政策	0.0621 *** (9.54)	0.0430 *** (5.09)	0.0401 *** (3.67)	0.0400 *** (6.14)	0.0488 *** (5.79)	0.0439 *** (6.58)
精准扶贫政策				0.0238 *** (4.85)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村-年固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	未控制
观测值数	63635	40820	63667	63667	63361	57382
<i>R</i> ²		0.660	0.701	0.701	0.749	0.706

注:*** 代表显著性水平为 1%,括号内为 *t* 值,且在个体层面聚类。

五、厕所革命政策影响低收入群体健康水平的机制和异质性分析

(一) 机制分析

表5报告了基于式(10)和式(11)的回归结果。其中,第(1)列是表2基准回归中的第(3)列。第(2)列是式(10)的回归结果,第(3)列是式(11)的回归结果。结果表明,第一,表5第(2)列显示,厕所革命政策显著改善了低收入群体的饮水安全状况。第二,表5第(3)列中,保障饮水安全对低收入群体健康水平的回归系数显著为正;同时,厕所革命政策变量的系数尽管仍显著为正,但相较于第(1)列有所下降,说明保障饮水安全在厕所革命政策影响低收入群体健康水平中起到了部分中介作用。测算结果发现,这一正向中介效应占总效应比重约为20.70%。

表5 机制检验:健康水平与保障饮水安全

被解释变量	健康水平 (1)	饮水是否安全 (2)	健康水平 (3)
厕所革命政策	0.0401 *** (6.16)	0.2299 *** (27.65)	0.0318 *** (4.71)
饮水是否安全			0.0363 *** (3.94)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测值数	63667	63667	63667
R^2	0.701	0.789	0.701

注:***代表显著性水平为1%,括号内为t值,且在个体层面聚类。

鉴于基准回归已发现厕所革命政策仅显著影响了低收入群体慢性病患病概率,表6在表5的基础上将被解释变量替换为“是否患慢性病”重新进行回归。结果表明,保障饮水安全对低收入群体患慢性病的回归系数显著为负;同时,厕所革命政策变量的系数尽管仍显著为负,但其绝对值相较于第(1)列有所下降,说明保障饮水安全在厕所革命政策影响低收入群体患慢性病中起到了部分中介的作用,中介效应占总效应比重约为21.43%,与表5得出的结论基本一致。

表7报告了对厕所革命政策具体措施有效性的讨论。如前所述,在基准回归模型中加入政策项与是否享受某项具体措施指示变量的交互项,若交互项的系数显著为正,则说明享受相应的具体措施可更有效地提升低收入群体的健康水平,这类措施是厕所革命政策提高低收入群体健康水平的途径。其中,第(1)列至第(5)列分别

对应“安装合格粪池”“无害处理粪污”“修建安全厕屋”“安装合格厕具”与“铺设合格管道”的回归结果。表 8 则在表 7 的基础上将被解释变量替换为“是否患慢性病”并重新进行回归。表 7 的回归结果表明,五类具体措施相关的交互项的系数均显著为正,说明这五类措施均是厕所革命政策影响低收入群体健康水平的重要途径,享受上述政策可更有效地提高低收入群体的健康水平。类似地,表 8 的回归结果表明,这五类措施均是厕所革命政策降低低收入群体慢性病患者概率的重要途径。假设 2 得到证实。

表 6 机制检验:是否患慢性病与保障饮水安全

被解释变量	是否患慢性病 (1)	饮水是否安全 (2)	是否患慢性病 (3)
厕所革命政策	-0.0406 *** (-6.09)	0.2299 *** (27.65)	-0.0319 *** (-4.61)
饮水是否安全			-0.0380 *** (-3.91)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测值数	63667	63667	63667
R ²	0.662	0.789	0.662

注:*** 代表显著性水平为 1%,括号内为 *t* 值,且在个体层面聚类。

表 7 机制检验:厕所革命政策的具体措施与健康水平

被解释变量:健康水平	(1) 安装合格 粪池	(2) 无害处理 粪污	(3) 修建安全 厕屋	(4) 安装合格 厕具	(5) 铺设合格 管道
厕所革命政策×是否享受具体措施	0.0260 ** (2.28)	0.0385 *** (2.62)	0.0732 *** (2.65)	0.1127 *** (4.55)	0.1078 *** (3.54)
厕所革命政策	0.0306 *** (4.05)	0.0338 *** (4.89)	0.0368 *** (5.58)	0.0338 *** (5.11)	0.0355 *** (5.40)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	63667	63667	63667	63667	63667
R ²	0.701	0.701	0.701	0.701	0.701

注:***、** 分别代表显著性水平为 1%、5%,括号内为 *t* 值,且在个体层面聚类。

表 8 机制检验:厕所革命政策的具体措施与患慢性病概率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量:是否患慢性病	安装合格 粪池	无害处理 粪污	修建安全 厕屋	安装合格 厕具	安装合格 管道
厕所革命政策×是否享受具体措施	-0.0258 ** (-2.25)	-0.0269 * (-1.76)	-0.0656 ** (-2.40)	-0.1071 *** (-4.28)	-0.1027 *** (-3.36)
厕所革命政策	-0.0312 *** (-4.03)	-0.0362 *** (-5.16)	-0.0377 *** (-5.57)	-0.0346 *** (-5.11)	-0.0363 *** (-5.38)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	63667	63667	63667	63667	63667
R^2	0.662	0.662	0.662	0.662	0.662

注:***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5%和 10%,括号内为 t 值,且在个体层面聚类。

在上述分析的基础上,表 9 进一步考察了厕所革命政策不同的实施形式对低收入群体健康水平或慢性病患者概率的影响是否存在显著差异。具体而言,本部分在基准回归模型中将“厕所革命政策”变量替换为“厕所革命政策”变量与“不同实施形式”虚拟变量的交互项。回归结果表明,厕所革命政策的两种实施形式均能有效提升低收入群体健康水平,降低其慢性病患者概率,但资金补助形式的政策效果显著优于工程补助形式。据此,假设 4 得到证实。

表 9 机制检验:厕所革命政策的实施形式

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	健康水平		是否患慢性病	
厕所革命政策×资金补助	0.1324 *** (10.59)	0.0798 *** (6.80)	-0.1124 *** (-9.45)	-0.0711 *** (-6.11)
厕所革命政策×工程补助	0.1531 *** (21.09)	0.0261 *** (3.67)	-0.1250 *** (-18.07)	-0.0299 *** (-4.07)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	未控制	控制
观测值数	63784	63667	63784	63667
R^2	0.016	0.701	0.012	0.662

注:*** 代表显著性水平为 1%,括号内为 t 值,且在个体层面聚类。

(二) 异质性分析

1. 性别异质性

为考察厕所革命政策对不同性别群体健康水平和患慢性病概率的影响是否存在差异,本部分按照性别将低收入群体分为两组,将政策项拆分为政策项与性别分组虚拟变量的交乘项,系统探究厕所革命政策影响效应的性别差异性,回归结果如表 10 所示。以表 10 中第(2)(4)列的结果为准,虽然厕所革命政策同时提升了农村男性低收入群体和女性低收入群体的健康水平并降低了慢性患病概率,但该政策对女性低收入群体健康水平的提升效应大于男性低收入群体。

表 10 异质性分析:不同性别

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	健康水平		是否患慢性病	
厕所革命政策×男性组	0.1535*** (18.31)	0.0367*** (4.59)	-0.1280*** (-16.15)	-0.0355*** (-4.33)
厕所革命政策×女性组	0.1400*** (15.21)	0.0441*** (4.90)	-0.1137*** (-12.88)	-0.0467*** (-5.12)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	未控制	控制
观测值数	63784	63667	63784	63667
R ²	0.016	0.701	0.012	0.662

注:*** 代表显著性水平为 1%,括号内为 t 值,且在个体层面聚类。

2. 年龄异质性

为考察厕所革命政策对不同年龄人群健康水平及慢性病概率的影响是否存在差异,本部分以 60 岁和 18 岁为分界点,将低收入群体分为未成年组、中年组、老年组三组。在基准回归的基础上,本部分将政策项拆分为政策项与年龄分组虚拟变量的交乘项,系统探究该政策影响效应的年龄差异性。回归结果如表 11 所示。以表 11 中第(2)(4)列的结果为准,政策对老年组健康水平的提升效应最大;对未成年组健康水平的提升效应次之;对中年组健康水平的提升效应最小。相应地,不同年龄组患慢性病概率的下降幅度与健康水平提升幅度的排序一致,这表明,厕所革命政策对老年人健康水平的提升作用相对中年组、未成年组更为突出。

表 11 异质性分析:不同年龄

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	健康水平		是否患慢性病	
厕所革命政策×老年组	0.0099 (0.86)	0.0672*** (5.08)	0.0185 (1.64)	-0.0803*** (-6.01)

续表

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	健康水平		是否患慢性病	
厕所革命政策×中年组	0.1806*** (22.13)	0.0241*** (3.27)	-0.1598*** (-20.93)	-0.0178** (-2.34)
厕所革命政策×未成年组	0.3076*** (39.94)	0.0352*** (4.84)	-0.2704*** (-41.06)	-0.0318*** (-4.44)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	未控制	控制
观测值数	63784	63667	63784	63667
R^2	0.026	0.701	0.022	0.662

注：***、** 分别代表显著性水平为 1%、5%，括号内为 t 值，且在个体层面聚类。

3. 低收入原因异质性

为考察厕所革命政策对不同低收入原因人群健康水平和患慢性病概率的影响是否存在差异,本部分按低收入成因将低收入群体分为因病低收入组和因其他原因低收入组,通过将政策项拆分为政策项与低收入原因分组虚拟变量的交乘项,系统探究该政策对两类群体的影响差异,回归结果如表 12 所示。以表 12 中第 2、4 列的结果为准,厕所革命政策虽同时提升了两类群体的健康水平、降低了其慢性病患概率,但在统计显著性和经济显著性层面,政策对因病低收入群体健康水平的提升效应及患慢性病的抑制效应均强于因其他原因低收入群体。据此,假设 3 得到验证。

表 12 异质性分析:不同低收入原因

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	健康水平		是否患慢性病	
厕所革命政策×因病低收入组	0.0216** (2.07)	0.0591*** (6.57)	-0.0157 (-1.57)	-0.0552*** (-5.86)
厕所革命政策×因其他原因低收入组	0.2407*** (35.20)	0.0257*** (3.23)	-0.2001*** (-30.32)	-0.0296*** (-3.75)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	未控制	控制
观测值数	63784	63667	63784	63667
R^2	0.027	0.701	0.020	0.662

注：***、** 分别代表显著性水平为 1%、5%，括号内为 t 值，且在个体层面聚类。

六、结论与政策启示

本文基于江西省景德镇市 2013—2022 年建档立卡家庭微观追踪数据,运用多期 DID 方法评估了农村厕所革命政策对低收入群体健康水平的影响及其具体作用机制。研究发现,第一,厕所革命政策显著提升了低收入群体 4.01% 的健康水平,且该政策主要降低了低收入群体患慢性病而非患大病的概率。第二,保障饮水安全、安装合格粪池、无害处理粪污、修建安全厕屋、安装合格厕具和铺设合格管道是厕所革命政策提升低收入群体健康水平的六种途径。第三,相较于工程补助,资金补助对低收入群体的健康提升作用更为显著。第四,厕所革命政策的健康效应存在群体异质性:对农村女性低收入群体健康水平的提升作用大于农村男性低收入群体,对农村老年低收入群体健康水平的提升作用大于农村中青年低收入群体,对因病低收入群体健康水平的提升作用大于因其他原因低收入群体。

根据上述研究结论,本文提出以下政策建议。其一,高位统筹推进厕所革命,实现农村卫生厕所全覆盖。研究发现,厕所革命政策对低收入群体的健康水平具有显著提升效应,“小厕所”关乎“大民生”。为此,应将农村厕所革命作为一项系统性工程统筹谋划,在全面摸排当前农村厕所现状、补齐农村卫生厕所建设各环节短板的基础上,以久久为功的韧劲推动农村卫生厕所全覆盖,着力破解农村厕所改造推进慢、落实不到位等问题,加快宜居宜业和美乡村与健康乡村建设,以厕所革命之“点”撬动乡村振兴之“面”。

其二,聚焦农村厕所革命政策健康效应着力点,建立健全厕改监督与评估机制。研究表明,保障饮水安全是厕所革命政策提高低收入群体健康水平的重要前提。在推行厕改工程的同时,政府应同步开展配套改水工程建设,在筑牢农村居民饮水安全底线的基础上,进一步放大政策的健康提升效应。其次,加快实现农村居民合格粪池全覆盖,通过科学收集与处理排泄物,最大限度隔断病毒通过饮用水源之外的其他渠道传播。再次,积极引入粪污无害处理技术,降低粪污中的病菌密度,从源头上减少其对农村居民健康资本的损害。最后,持续推进安全厕屋、合格厕具及合格管道的安装工程,全面阻断病毒细菌的传播路径。同时,政府应建立定期与不定期相结合的厕改工作检查机制,及时发现问题和不足之处,调整、改进工作方案,确保厕改工作的质量与成效。

其三,关注低收入群体实际需求,针对不同类型的农村居民进行靶向施策。在推进后续厕所革命工程前,政府须先摸排农村居民尤其是农村极端低收入群体对卫生厕所的使用现状与实际需求,对符合条件的潜在受益群体基本情况进行详细统计并分析,优先为家中有女性、老年人或因病致贫群体推进卫生厕所建设。针对因其他原因导致低收入的农村家庭,鉴于卫生基础设施建设对其健康的提升作用相对有限,建议政府通过优化医疗资源供给、减免医疗费用等见效快且成效好的政策工具

直接开展健康帮扶。同时,应将激励机制设计与农民观念引导相结合,充分释放政府资金补助的激励效能,提升政策参与度与实施效果。

参考文献

- 陈昊, 陈建伟, 马超. 2020. 助力健康中国: 精准扶贫是否提高了医疗服务利用水平[J]. 世界经济, 43(12): 76-101.
- Chen H, Chen J W, Ma C. 2020. For a healthy China: Has targeted poverty alleviation improved the utilisation of medical services? [J]. *The Journal of World Economy*, 43(12): 76-101. (in Chinese)
- 戴琼瑶, 刘家强, 唐代盛. 2021. 中国人力资本红利及空间效应研究[J]. 人口研究, 45(5): 33-48.
- Dai Q Y, Liu J Q, Tang D S. 2021. Human capital dividend and its spatial effects in China[J]. *Population Research*, 45(5): 33-48. (in Chinese)
- 董杰, 尹希果, 张宽, 等. 2022. “厕所革命”与农村未成年人健康: 微观证据及作用机制[J]. 农业技术经济, (7): 128-144.
- Dong J, Yin X G, Zhang K, et al. 2022. Toilet revolution and rural adolescent health: Micro-evidence and action mechanism[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (7): 128-144. (in Chinese)
- 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[J]. 人口与发展, 26(2): 36-48.
- Hao F, Zhang Y, Li X H. 2020. Estimation of endogenous depreciation rate of health capital and relative analysis in China[J]. *Population and Development*, 26(2): 36-48. (in Chinese)
- 李佳鹏, 胡玉杰. 2023. 财政分权能促进中国农村人居环境治理吗? [J]. 中国人口·资源与环境, 33(5): 172-180.
- Li J P, Hu Y J. 2023. Can fiscal decentralization promote the rural living environment governance in China? [J]. *China Population, Resources and Environment*, 33(5): 172-180. (in Chinese)
- 梁超, 林晨, 王素素. 2023. 农村人居环境、居民健康和医疗负担: 基于“厕所革命”的研究[J]. 世界经济, 46(12): 197-224.
- Liang C, Lin C, Wang S S. 2023. Sanitation, public health and medical burden: Analysis based on the Chinese rural toilet revolution[J]. *The Journal of World Economy*, 46(12): 197-224. (in Chinese)
- 梁童心, 齐亚强, 叶华. 2019. 职业是如何影响健康的? ——基于2012年中国劳动力动态调查的实证研究[J]. 社会学研究, 34(4): 193-217, 246.
- Liang T X, Qi Y Q, Ye H. 2019. Occupational status, working conditions and health: Evidence from the 2012 China Labor Force Dynamic Survey[J]. *Sociological Studies*,

- 34(4): 193-217, 246. (in Chinese)
- 刘传明, 刘越. 2020. 农村厕所改革对农民医疗卫生支出的影响研究[J]. 农业经济问题, (10): 89-102.
- Liu C M, Liu Y. 2020. Research on the impact of rural toilet reform on farmers' health expenditure[J]. *Issues in Agricultural Economy*, (10): 89-102. (in Chinese)
- 刘晓婷, 黄洪. 2015. 医疗保障制度改革与老年群体的健康公平——基于浙江的研究[J]. 社会学研究, 30(4): 94-117, 244.
- Liu X T, Huang H. 2015. The reform of medical care system and health equity for the elderly population in China: A study in Zhejiang[J]. *Sociological Studies*, 30(4): 94-117, 244. (in Chinese)
- 刘子宁, 郑伟, 贾若, 等. 2019. 医疗保险、健康异质性与精准脱贫——基于贫困脆弱性的分析[J]. 金融研究, (5): 56-75.
- Liu Z N, Zheng W, Jia R, et al. 2019. Health insurance, health heterogeneity, and targeted poverty reduction: A vulnerability to poverty approach[J]. *Journal of Financial Research*, (5): 56-75. (in Chinese)
- 苗艳青, 陈文晶. 2010. 空气污染和健康需求: Grossan 模型的应用[J]. 世界经济, 33(6): 140-160.
- Miao Y Q, Chen W J. 2010. Air pollution and demand for health: Application of Grossman model[J]. *The Journal of World Economy*, 33(6): 140-160. (in Chinese)
- 苗艳青, 杨振波, 周和宇. 2012. 农村居民环境卫生改善支付意愿及影响因素研究——以改厕为例[J]. 管理世界, 28(9): 89-99.
- Miao Y Q, Yang Z B, Zhou H Y. 2012. A study on villagers' willingness to pay for the improvement of sanitation and its influencing elements thereof[J]. *Journal of Management World*, 28(9): 89-99. (in Chinese)
- 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[J]. 经济研究, 55(12): 80-97.
- Wang Y Z, Luo N S. 2020. Air pollution, health depreciation and medical costs: Research based on the three perspectives of physical health, mental health and social adaptability[J]. *Economic Research Journal*, 55(12): 80-97. (in Chinese)
- 于法稳, 胡梅梅, 王广梁. 2022. 面向 2035 年远景目标的农村人居环境整治提升路径及对策研究[J]. 中国软科学, (7): 17-27.
- Yu F W, Hu M M, Wang G L. 2022. Paths and countermeasures of rural living environment improvement for the long-range objectives through the year 2035[J]. *China Soft Science*, (7): 17-27. (in Chinese)
- 张鹏龙, 钟建乐, 胡羽珊. 2023. 农村危房改造政策实施的健康提升效应研究[J]. 中国农村经济, (5): 122-138.
- Zhang P L, Zhong J L, Hu Y S. 2023. The health-enhancing effects of the

- implementation of rural dilapidated house renovation policy[J]. *Chinese Rural Economy*, (5): 122-138. (in Chinese)
- 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[J]. *管理世界*, 40(3): 127-146.
- Zhang P L, Zhong J L, Hu Y S. 2024. Evaluation of assistance policy to prevent return to poverty: From the perspective of labor income [J]. *Journal of Management World*, 40(3): 127-146. (in Chinese)
- 郑适, 周海文, 周永刚, 等. 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[J]. *中国软科学*, (1): 139-149.
- Zheng S, Zhou H W, Zhou Y G, et al. 2017. Do NCMS improve the physical and mental health of rural residents? —Evidence from surveys in Jiangsu, Shandong, Henan and Anhui provinces[J]. *China Soft Science*, (1): 139-149. (in Chinese)
- 周广肃, 樊纲, 申广军. 2014. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. *管理世界*, (7): 12-21, 51.
- Zhou G S, Fan G, Shen G J. 2014. The income disparity, the social capital and health: A case study based on China family panel studies[J]. *Journal of Management World*, (7): 12-21, 51. (in Chinese)
- 周默涵, 薛浩婷, 唐学朋, 等. 2024. 贸易政策不确定性何以影响个体健康? ——来自CHNS数据的经验证据[J]. *经济学(季刊)*, 24(6): 2041-2057.
- Zhou M H, Xue H T, Tang X P, et al. 2024. Trade policy uncertainty and individual health: Empirical evidence from CHNS data [J]. *China Economic Quarterly*, 24(6): 2041-2057. (in Chinese)
- 周钦, 田森, 王梦潇, 等. 2024. 农村社会养老保险对居民健康行为影响的理论和实证研究[J]. *保险研究*, (11): 96-112.
- Zhou Q, Tian S, Wang M X, et al. 2024. Theoretical and empirical analysis on the effect of social pension program on health behavior in rural China[J]. *Insurance Studies*, (11): 96-112. (in Chinese)
- Cheng S K, Li Z F, Uddin S M N, et al. 2018. Toilet revolution in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 216: 347-356.
- Coffey D, Geruso M, Spears D. 2018. Sanitation, disease externalities and anaemia: Evidence from Nepal[J]. *The Economic Journal*, 128(611): 1395-1432.
- Fuller-Rowell T E, Evans G W, Ong A D. 2012. Poverty and health: The mediating role of perceived discrimination[J]. *Psychological Science*, 23(7): 734-739.
- Goodman-Bacon A. 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- Grossman M. 1972. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.

- Hammer J, Spears D. 2016. Village sanitation and child health: Effects and external validity in a randomized field experiment in rural India[J]. *Journal of Health Economics*, 48: 135-148.
- Masters R, Anwar E, Collins B, et al. 2017. Return on investment of public health interventions: A systematic review[J]. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 71(8): 827-834.
- Ramani S V, Frühauf T, Dutta A. 2017. On diarrhoea in adolescents and school toilets: Insights from an Indian village school study[J]. *The Journal of Development Studies*, 53(11): 1899-1914.

Evaluation of the Health Effects of Toilet Revolution Policies in Rural Revitalization: From the Perspective of Policy Tool Selection

ZHANG Penglong^{1,2} ZHONG Jianle¹ HU Yushan^{3,4}

(1. School of Public Policy and Management, Tsinghua University;

2. China Institute for Rural Studies, Tsinghua University; 3. School of Economics, Renmin University of China;

4. Institute of China's Economic Reform & Development, Renmin University of China)

Abstract: Sanitary toilets are an important infrastructure for improving disease prevention in rural China and for protecting the health rights and interests of the people. Accordingly, the toilet revolution policy will improve the rural living environment and farmers' health. Specifically, toilet revolution policies can reduce the vulnerability of rural residents to infectious diseases by blocking the transmission of bacteria that contaminate the drinking water and spread through the air. However, there is little literature on the impact of the rural "toilet revolution" on the health of low-income people. Therefore, in the macro context of connecting the stage of poverty alleviation to the stage of rural revitalization, it is necessary to conduct a scientific assessment of whether the toilet revolution policy has improved the health of the low-income population, to determine the impact of the rural toilet revolution policy, and finally to provide policy references for government departments to understand the policy results and improve the future allocation of policy resources.

This paper utilizes the micro-tracking database of poor households registered in Jingdezhen prefectural-level cities in central China from 2013 to 2022 to evaluate the impact of the rural "toilet revolution" on the health of the poor population, employing a multi-stage difference-in-differences method.

The study finds the following: First, the toilet revolution policy improved the health

of low-income people. The quantitative results show that the toilet revolution policy significantly improved the health of low-income people by 4.01 percent. This policy primarily reduced the likelihood of low-income individuals developing chronic diseases rather than developing more severe illnesses. Second, the analytical results show that ensuring safe drinking water, installing qualified septic tanks, safely disposing of human waste, building safe toilet facilities, installing qualified toilet fixtures, and installing qualified pipes are six ways in which the toilet revolution policy will improve the health of low-income people. Third, financial subsidies play a more obvious role than engineering subsidies in terms of health improvement effects. Fourth, the results of the heterogeneity analysis show that the toilet revolution policy has a greater impact on the health of female rural low-income people than on that of male rural low-income people, a greater effect on the health of elderly rural low-income people than on that of young and middle-aged rural low-income people, and a greater impact on the health of low-income people due to illness than due to other reasons.

Compared with the existing literature, the marginal contribution of this paper is mainly reflected in three areas. First, based on health capital theory, this paper systematically discusses the health improvement effects of the toilet revolution policy on low-income groups, supplementing the application scenarios of health capital theory. Second, this paper is one of the few studies that utilizes individual-level panel full-sample tracking data to empirically evaluate the effectiveness of the toilet revolution policy, thereby further strengthening the credibility of the relationship between the construction of sanitation infrastructure and the health of rural residents. Third, this paper provides policy insights on how to design small toilets more effectively to improve the people's livelihood, offering policy references for the planning of future rural health infrastructure.

Keywords: rural revitalization; toilet revolution; policy evaluation; health effect

投稿日期: 2024/11/21

送外审日期: 2024/11/27

首轮外审完成日期: 2025/2/11

录用日期: 2025/7/23

最终修回日期: 2025/11/10