

城乡融合背景下的健康城市政策溢出效应

——来自农村地区健康老龄化的证据

刘远卓^{1,2*} 马琦峰^{1,2}

1. 中国人民大学人口与健康学院 北京 100872

2. 中国人民大学老年学研究所 北京 100872

【摘要】目的:评估健康城市试点通过政策溢出效应影响农村地区健康老龄化的基准方向、作用机制及其异质性表现。方法:使用2014—2023年中国老年社会追踪调查的五期面板数据,构建双重差分模型,检验试点政策实施前后农村地区的健康老龄化水平是否发生显著变化。结果:健康城市试点政策对农村地区健康老龄化具有显著的正向溢出效应,集中表现为促进老年人的心理与社会健康;健康城市试点通过促进医疗服务利用、改善晚年健康行为促进农村地区健康老龄化;高学历、与子女同住以及处于经济发达、医疗资源丰富地区的农村老年群体获益更大。结论:健康城市试点政策能够跨越城市边界,通过政策溢出效应惠及农村地区健康老龄化。未来政策需着力深化优质医疗卫生资源的下沉与整合、加大农村适老化健康支持性环境建设投入、面向相对弱势群体提升精准健康干预策略,以提升政策溢出效应的均衡性与普惠性。

【关键词】健康城市;政策溢出;农村老年人;健康老龄化;城乡融合

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2025.07.007

Policy spillover effects of healthy city in the context of urban-rural integration: Evidence from healthy aging in rural areas

LIU Yuan-zhuo^{1,2}, MA Qi-feng^{1,2}

1. School of Population and Health, Renmin University of China, Beijing 100872, China

2. Institute of Gerontology, Renmin University of China, Beijing 100872, China

【Abstract】 Objective: To assess the baseline direction, mechanisms, and heterogeneous manifestations of the spillover effects of healthy city pilot policies on healthy aging in rural areas. Methods: Utilizing five-wave panel data from the China Longitudinal Aging Social Survey (CLASS) spanning 2014—2023, a difference-in-differences model was constructed to examine whether significant changes occurred in healthy aging levels within rural areas following policy implementation. Results: The healthy city pilot policy exerted significantly positive spillover effects on healthy aging in rural areas, primarily manifested through improvements in older adults' psychological and social health. These effects operated via enhanced medical service utilization and improved health behaviors in later life. Rural older adults with higher education levels, those co-residing with children, and those residing in economically developed or medically well-resourced areas experienced greater benefits. Conclusions: Healthy city pilot policies can transcend urban boundaries and benefit rural healthy aging through policy spillover effects. Future policies should focus on: deepening the integration and deployment of high-quality medical resources to rural areas; increasing investment in constructing age-friendly supportive health environments in rural settings; and enhancing targeted health intervention strategies for relatively disadvantaged groups—thereby improving the equity and inclusiveness of policy spillovers.

【Key words】 Healthy city; Policy spillover; Rural older adults; Healthy aging; Urban-rural integration

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目(21ZDA106)

作者简介:刘远卓(1997年—),男,博士研究生,主要研究方向为老龄政策。E-mail:liuliuliu12356@ruc.edu.cn

通讯作者:马琦峰。E-mail:ruc_maslow@163.com

1 问题提出

伴随着人口预期寿命持续延长与老龄化进程加速,老年健康问题日益凸显。2015年10月,世界卫生组织(WHO)发布《关于老龄化与健康的全球报告》,倡导健康老龄化。我国积极响应国际社会号召,并于2016年印发《“健康中国2030”规划纲要》,提出“加强重点人群健康服务”,促进健康老龄化。此后,《国家积极应对人口老龄化中长期规划》、党的二十大报告等重要文件亦多次强调“实施健康优先发展战略”“推进健康中国建设”等。在此战略框架下,健康城市建设作为贯彻落实健康中国行动的重要政策实践,其效应评估具有重要研究价值。回顾过去,学界已对我国健康城市建设进展^[1-3]及其政策效应进行了系统评估^[4-6],但相关探讨多聚焦试点城区本身,对县域及广大农村地区的关注明显不足。党的十八大以来,我国加快构建城乡融合发展新格局,城乡间要素流动与互动日益密切。^[7]在城乡一体化发展进程中,健康城市试点的政策效应或可突破城市地域边界,存在向农村地区溢出的潜在作用路径。

基于此,本文使用2014—2023年中国老年社会追踪调查的五期面板数据,构建双重差分模型,实证考察健康城市试点是否会通过政策溢出效应影响农村地区健康老龄化水平,并解析其作用机制与群体异质性特征,以期为优化城乡医疗资源配置、推动城乡融合发展提供经验参考,拓展政策溢出效应的理论边界,丰富健康城市的政策评估维度。

2 政策背景与研究假设

2.1 政策背景

健康城市概念由WHO率先倡导,旨在通过多部门协同合作,提升卫生资源可及性,营造有利于健康的支持性环境,改善居民整体健康水平,其理念于20世纪90年代初引入我国。^[8]2016年10月,中共中央、国务院印发的《“健康中国2030”规划纲要》提出,“把健康城市和健康村镇建设作为推进健康中国建设的重要抓手,把健康融入城乡规划、建设、治理的全过程,促进城市与人民健康协调发展”,这为我国健康城市建设提供了坚实的政策支撑。为贯彻执行文件精神,深入推进健康城市建设工作,2016年11月,全国爱国卫生运动委员会办公室印发《关于开展健康城市试点工作的通知》(全爱卫办发〔2016〕4号),

确定北京市西城区、江苏省无锡市等38个城市(区)为全国健康城市建设试点,并提出要完成“探索可推广的健康城市建设模式”“开展理论创新和实践探索”等多项工作内容,持续改进自然环境、社会环境和健康服务。

2.2 研究假设

政策溢出效应强调,政策实施不仅直接影响其目标领域,还可能对超出政策直接作用范围的其他领域产生间接影响或连锁反应。^[9]回顾过去,学界在长期护理保险^[10]、基本医疗保险^[11]、县域医疗共同体建设^[12]等卫生政策研究领域均发现了这一效应。据此推测,健康城市试点亦可能在空间上产生政策溢出效应,促进农村地区健康老龄化,这种影响可能藉由三种路径传导(图1):

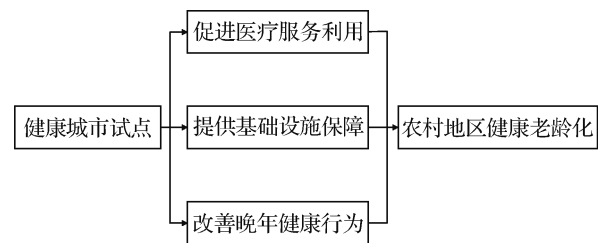


图1 政策溢出效应的传导路径图

第一,促进农村地区医疗服务利用。例如,苏州市印发的《进一步落实健康中国行动建设健康中国典范城市的意见》(苏府〔2023〕43号)提出,要加快发展城乡基层医疗卫生机构,提升基层卫生同质化服务水平,这有助于改善农村地区的医疗服务利用情况。在此基础上,有研究进一步证实,基层医疗卫生服务利用能够改善农村老年人获取卫生资源的可及性与便利性,从而对他们的健康状况产生积极影响^[13],实现健康老龄化。

第二,促进农村健康基础设施建设。例如,郑州市《关于印发健康郑州行动实施方案的通知》(郑政文〔2020〕59号)指出,推进全民健身公共体育服务体系,着力构建市、县(市、区)、乡镇(街道)、行政村(社区)四级群众身边的全民健身设施网络。公共基础设施的建设与完善为农村老年人提供了丰富的社交场所和活动场地,这有助于增强他们的活动参与度,改善他们的身心健康状况^[14],以促进其更好地实现健康老龄化。

第三,改善农村居民晚年健康行为。例如,杭州市《建设健康城市“十三五”规划》(杭政办函〔2017〕9号)提到,开展健康知识进千村万户等健康教育活

动,逐步实现健康服务和健康管理的城乡均等化。健康教育宣传有助于引导农村老年人树立正确的健康观念与健康意识,这可能会引导老年人保持良好的生活方式,增加其晚年健康行为,而良好的生活方式有助于改善老年人的身心健康状况^[15],从而促进其实现健康老龄化。

鉴于不同老年群体的资源获取与利用能力存在差异,且不同经济条件的地区承接政策红利的水平不同^[5,16],健康城市试点的政策影响可能同时在微观个体与宏观城市层面存在异质性。资源倍增理论指出,优势群体能利用其资源优势获得更大收益,并延续处境优势。^[17]基于此,本文推测健康城市试点的政策溢出效应在资源禀赋较优的老年群体和地区表现更为显著。

3 研究设计

3.1 数据来源

使用中国老年社会追踪调查(China Longitudinal Aging Social Survey, CLASS)2014—2023年的五期面板数据,覆盖中国大陆28个省(自治区、直辖市)的60岁及以上老年群体。五期数据初始样本量达57 474个,本文依据现居地类型剔除城市地区样本33 153个、因变量信息缺失样本2 814个、控制变量信息缺失严重样本55个、非追踪调查样本4 802个,最终保留基准回归有效样本量达16 650个,共涉及受访者5 394人^①。

3.2 变量测量

3.2.1 因变量

健康老龄化。1948年,WHO提出健康的整体定义:健康是一种身体上、精神上和社会适应上的完好状态,而不仅仅是没有疾病和虚弱。围绕相关理念,学界在构建健康老龄化指数时,尽管在操作上存在诸多差异,但多倾向于划分生理、心理和社会健康3个维度。本文归纳相关研究设计共性^[18-21],结合历年CLASS问卷信息可获得性,从3个维度中选取5项指标构建健康老龄化指数:在生理维度上,鉴于活动能力是老年人生理健康的核心表征,故选取基础性

日常生活活动(BADL)与工具性日常生活活动(IADL)指标,采用10项BADL量表和9项IADL量表(单项不需要别人帮助=0,需要一些帮助=0.5,完全做不了=1)测量,得分越高,表示失能程度越高;在心理维度上,鉴于认知衰退与抑郁症是我国老年群体面临的两大主要心理障碍^[22],故选取认知能力与抑郁水平指标。其中,前者采用16项简版MMSE量表(包括定向力、记忆力、注意力、计算力)测量,得分越高,表示认知能力越强。后者采用9项简版CES-D量表(3点计分)测量,得分越高,表示抑郁水平越高;在社会维度上,鉴于社会健康的本质在于实现个体与社会环境的适应性互动^[18],故选取社会适应指标,采用8项社会适应能力量表(5点计分)测量,得分越高,表示社会适应越好^②。

本文对5项指标进行主成分分析并提取4个主成分因子,方差贡献率依次为41.5%、22.2%、15.9%和15.6%,累计贡献率95.2%,表明上述因子可以解释绝大部分原始变量信息^③。在此基础上,本文对主成分因子进行加权赋值与标准化处理,获得取值范围0~1的健康老龄化指数,得分越高,表示健康老龄化程度越高。

3.2.2 自变量

健康城市试点。所在城市在调查当期已确立为全国健康城市试点赋值为1,反之赋值为0。

3.2.3 控制变量

参考既有研究^[4-5,23-24],本文从个体和城市层面选取控制变量。个体层面包括性别、年龄、受教育程度、户口类型、婚姻状况、子女数量、子女同住情况、工作状态、职业类型以及养老金状况。城市层面包括城市经济水平与医疗水平^④。

变量赋值详情及描述统计结果详见表1。总的来看,平均健康老龄化指数得分为0.611分。男性占54.6%;平均年龄为70.961岁;平均受教育年限为4.389年;农业户口者占93.6%;在婚者占73.6%;平均存活子女数量为2.883人;与子女同住者占32.8%;仍从事有收入工作者占37.3%;技术或管理岗人员占3.0%;领取养老金者占68.9%。

① 经验证,数据清理过程未造成明显的样本分布偏差。

② 经验证,上述量表在五期调查中均具备良好的内部一致性(Cronbach's α 系数均大于0.7)。

③ 经验证,KMO检验测度值0.689,大于可接受阈值,Bartlett球形检验结果显著($\chi^2 = 10865.28, P < 0.001$),表明数据适合进行主成分分析。

④ 本文对城市医院数、床位数与医生数3项指标进行主成分分析并提取2个主成分因子,获得取值0~1的城市医疗水平指数,得分越高,表示城市医疗水平越高。

表 1 主要变量赋值详情及描述统计结果(N=16 650)

变量类型	变量名称	变量赋值	平均值	标准差	最大值	最小值
因变量	健康老龄化	主成分分析构建的健康老龄化指数	0.611	0.119	1	0
	BADL	BADL量表得分	0.219	0.863	10	0
	IADL	IADL量表得分	0.586	1.355	9	0
	认知能力	简版MMSE量表得分	12.793	3.431	16	0
	抑郁水平	简版CES-D量表得分	7.072	3.098	18	0
	社会适应	社会适应能力量表得分	15.883	4.098	32	0
自变量	健康城市试点	所在城市当期未试点=0,已试点=1	0.113	0.316	1	0
控制变量	性别	女性=0,男性=1	0.546	0.498	1	0
	年龄	日历年龄(年)	70.961	6.576	108	60
	受教育程度	接受教育的总时长(年)	4.389	3.731	16	0
	户口类型	非农=0,农业=1	0.936	0.246	1	0
	婚姻状况	不在婚=0,在婚=1	0.736	0.441	1	0
	子女数量	存活子女数量(人)	2.883	1.427	12	0
	子女同住情况	非同住=0,同住=1	0.328	0.469	1	0
	工作状态	非工作=0,工作=1	0.373	0.484	1	0
	职业类型	其他岗=0,技术或管理岗=1	0.030	0.170	1	0
	养老金状况	无=0,有=1	0.689	0.463	1	0
	城市经济水平	所在城市当期人均GDP(元)的对数值	10.863	0.492	12.146	9.432
	城市医疗水平	主成分分析构建的城市医疗水平(分)	0.338	0.112	0.820	0.144

3.3 研究方法

首先,为考察健康城市试点对农村地区健康老龄化的影响,本文将试点城市设置为处理组,其他非试点城市设置为对照组,构建如下双重差分模型:

$$Healthy_Aging_{itc} = \alpha + \beta time*treated + \gamma_0 X_{itc} + \gamma_1 Z_{itc} + \lambda_i + \nu_t + \omega_c + \varepsilon_{itc} \tag{1}$$

式(1)中, *Healthy_Aging_{itc}* 为 *c* 城市 *t* 时点下农村老年人个体 *i* 的健康老龄化指数; *time*treated* 是处理组与开展健康城市试点前后时间虚拟变量的交互项; *X* 和 *Z* 分别代表个体和城市层面上的控制变量; λ_i 、 ν_t 和 ω_c 分别为个体、时间与地区固定效应; ε_{itc} 为误差项, β 、 γ_0 和 γ_1 为各组变量的待估参数。

其次,采用江艇倡导的中介效应分析方法^[25],即重点关注自变量对机制变量的影响,尝试讨论健康城市试点影响农村地区健康老龄化的若干间接作用路径。

最后,采用分样本回归的异质性分析策略,分别从微观个体层面和宏观城市层面出发,识别健康城市试点与农村地区健康老龄化间的潜在异质性关系,数据分析由 Stata 16 软件实现。

4 研究结果

4.1 基准回归结果

表 2 呈现了健康城市试点影响农村地区健康老龄化的基准回归结果。列(1)仅纳入固定效应,列(2)—(3)依次加入个体与城市层面上的控制变量。可以发现,健康城市试点的回归系数始终具有显著统计学意义,且系数值波动较为稳定。以列(3)完整模型回归结果为例,健康城市试点使农村地区健康老龄化指数平均上升 0.036 个单位,这一结果初步证实了健康城市试点对农村地区健康老龄化的促进作用。

表 2 基准回归结果

	健康老龄化指数			生理维度		心理维度		社会健康
				BADL	IADL	认知能力	抑郁水平	社会适应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
健康城市试点	0.034** (0.010)	0.036*** (0.010)	0.036*** (0.010)	-0.083 (0.071)	-0.199 (0.110)	0.317 (0.304)	-0.633* (0.286)	1.349*** (0.383)
个体控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

表2 基准回归结果 (续)

	健康老龄化指数			生理维度		心理维度		社会健康
				BADL	IADL	认知能力	抑郁水平	社会适应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常数项	0.607*** (0.001)	0.608*** (0.061)	0.494*** (0.097)	0.019 (0.675)	-0.382 (1.039)	20.221*** (2.867)	10.820*** (2.702)	-1.662 (3.615)
样本量	16 650	16 650	16 650	16 650	16 650	16 650	16 650	16 650
R ²	0.672	0.677	0.677	0.703	0.714	0.660	0.630	0.621

注：*、**、***分别表示 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 、 $P<0.001$ ；括号内数值为一般标准误。

本文也考察了健康城市试点对农村老年人不同健康维度上各项指标的影响。列(4)—(8)的回归结果显示,健康城市试点能够显著降低农村老年人的抑郁水平并促进其社会适应,但对其BADL、IADL和认知能力的改善作用在5%的统计水平上尚不显著。这表明健康城市试点对农村地区健康老龄化的积极

影响集中体现在老年人的心理与社会维度上,生理健康改善相对有限。

4.2 稳健性检验

为验证基准回归结果稳健性,本文采用多种策略重新评估健康城市试点的政策溢出效应,结果详见表3、图2。

表3 稳健性检验

	更换估计方法		调整聚类层次		调整样本范围		调整因变量赋值		排除政策干扰		
	SDID	IPW-DID	村居聚类	个体聚类	5%截尾	剔除2020	2个成分	3个成分	长护险	医养结合	地方试点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
健康城市试点	0.037* (0.018)	0.031** (0.013)	0.036** (0.016)	0.036*** (0.014)	0.022** (0.010)	0.038*** (0.012)	0.052*** (0.013)	0.046*** (0.012)	0.036*** (0.010)	0.038*** (0.010)	0.035** (0.010)
长护险试点									0.001 (0.004)		
医养结合试点										0.017** (0.007)	
地方试点											0.018 (0.009)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	—	1.147*** (0.172)	0.494*** (0.162)	0.494*** (0.127)	0.615*** (0.089)	0.341*** (0.132)	0.597*** (0.123)	0.483*** (0.112)	0.492*** (0.098)	0.498*** (0.097)	0.504*** (0.097)
样本量	16 650	16 650	16 650	16 650	15 651	11 105	16 650	16 650	16 650	16 650	16 650
R ²	—	0.671	0.677	0.677	0.647	0.646	0.672	0.665	0.677	0.677	0.677

注：*、**、***分别表示 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 、 $P<0.001$ ；列(3)—(4)括号内数值为稳健聚类标准误,其他列括号内数值为一般标准误。

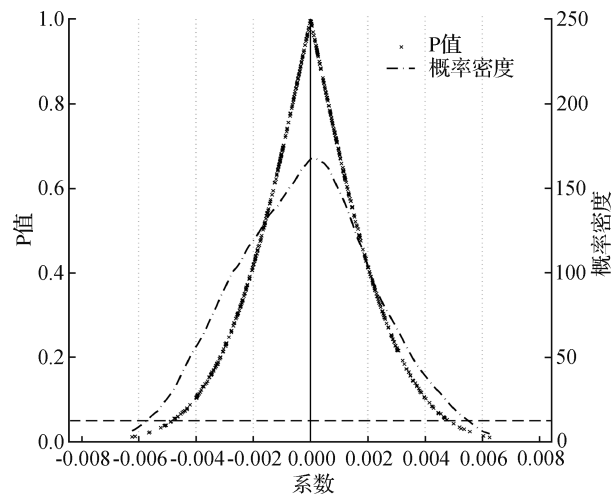


图2 安慰剂检验:随机生成处理组

更换估计方法。一方面,鉴于DID回归结果可信性有赖平行趋势假设,即处理组的健康老龄化趋势需与对照组保持一致。由于平行趋势检验至少需要两期事前数据,本文无法直接检验,故更换再加权半参数双重差分模型估计,它可以确保在平行趋势前提不完全满足的情况下,估计结果仍具有较强可信性。^[26]另一方面,由于健康城市试点可能并非完全随机选择,为避免样本自选择偏误问题,故更换逆概率加权—双重差分模型估计,它可以基于倾向得分为样本赋予不同权重^[27],做出更精准的估计。列(1)—(2)报告了对应的回归结果,均与基准结果保持一致。

调整聚类层次。考虑到农村老年人的健康状况在区域和个体时间维度上存在相似性,不同标准误差聚类层次选择可能会影响模型估计结果。为厘清这种潜在影响,本文分别使用村居与个体层次的聚类标准误差重新估计。列(3)—(4)报告了对应的回归结果,均与基准结果保持一致。

调整样本范围。一方面,鉴于健康老龄化的极端值可能会影响基准关系可靠性,故对于因变量进行 2.5% 的上限与下限截尾处理,并重新进行模型估计。另一方面,由于 2019 年末全球公共卫生事件显著影响农村老年人的健康状况,故剔除 2020 年样本重新进行估计。列(5)—(6)报告了对应的回归结果,均与基准结果保持一致。

调整因变量赋值。为避免因变量测度方式对模型估计结果造成干扰,本文也调整了主成分因子的提取数量(2 个成分,累计方差贡献率 63.70%;3 个成分,累计方差贡献率 79.64%)并重新生成健康老龄化指数。列(7)—(8)报告了对应的回归结果,均与基准结果保持一致。

排除政策干扰。除健康城市试点外,2016 年我国还启动了长期护理保险和医养结合试点。同时,国家级健康城市试点实施后,全国亦陆续进行了地方试点工作探索。为避免结果估计受到同期其他政策或地方试点政策影响,本文依次将长期护理保险、医养结合试点政策和健康城市地方试点政策的实施情况纳入控制变量。列(9)—(11)报告了对应的回归结果,均与基准结果保持一致。

安慰剂检验。为排除不可观测因素的潜在干扰,本文通过随机筛选健康城市试点构造“伪处理组”,并重复流程 1 000 次,绘制出估计系数分布图。可以发现,伪试点的回归系数及其 P 值呈正态分布,且在随机处理后系数均值趋近于零,表明伪试点并未对估计结果产生显著影响,排除基准回归模型中健康老龄化指数变动是由其他不可观测因素造成的可能性。

4.3 机制分析

结合前文提出的政策溢出效应传导路径,本文尝试对健康城市试点影响农村地区健康老龄化的潜在作用机制进行探索,结果详见表 4。

促进医疗服务利用。通过统计农村老年人在过

表 4 机制分析

	医疗服务	基础设施	吸烟行为
	(1)	(2)	(3)
健康城市试点	0.166*** (0.045)	0.018 (0.040)	-0.321*** (0.067)
控制变量	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES
常数项	-0.383 (0.258)	0.763** (0.298)	1.033** (0.401)
样本量	15 692	16 650	11 955
R^2	0.214	0.269	0.219

注: *、**、*** 分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 、 $P < 0.001$; 括号内数值为一般标准误差。

去一年中对上门护理、上门看病、康复训练以及康复辅具租用等基层医疗卫生服务的使用情况,衡量其医疗服务利用水平。若使用上述医疗服务中的任何一种即赋值为 1,反之赋值为 0。列(1)的回归结果显示,健康城市试点能够显著促进农村老年人的医疗服务利用概率,促进其医疗服务利用。

提供基础设施保障。通过统计农村老年人所在村居是否设有老年活动室、室外活动场地以及健身室等场地设施,衡量当地基础设施保障情况。若提供上述场地设施中的任何一种即赋值为 1,反之赋值为 0。列(2)的回归结果显示,健康城市试点并未显著提升农村地区提供各类场地设施的的概率,即未能促进基础设施完善。

改善晚年健康行为。通过调查农村老年人当前是否仍在吸烟,作为衡量其晚年健康行为的代理变量。^[28]若仍在吸烟即赋值为 1,反之赋值为 0。列(3)的回归结果显示,健康城市试点能够显著降低农村老年人的吸烟概率,改善其晚年健康行为。

4.4 异质性分析

为检验健康城市试点与农村地区健康老龄化间是否存在异质性关系,本文分别从微观层面上的个体受教育程度、子女同住情况,以及宏观层面上的地区经济、医疗水平出发,进行分样本回归^①,异质性分析结果详见表 5。

微观个体层面。列(1)—(2)的回归结果显示,健康城市试点能够显著促进不同学历的农村老年人实现健康老龄化,但这种影响在高学历组中表现更突出^②。列(3)—(4)的回归结果显示,健康城市试点仅能

① 采用费舍尔组合检验对分样本的试点变量回归系数进行组间系数差异检验,bootstrap 次数为 500 次。

② 在受教育程度方面,鉴于我国农村老年人受教育程度普遍偏低,故本文将初中学历及以上视为高学历组,反之视为低学历组;在城市经济水平和医疗水平方面,本文均以样本均值为界,以上视为发达组,以下视为欠发达组。

显著促进与子女同住的农村老年人实现健康老龄化。

宏观地区层面。列(5)—(8)的回归结果显示,健康城市试点仅能显著促进经济水平与医疗水平较

高地区的农村老年人实现健康老龄化。对于经济发展与医疗资源欠发达的地区,这种影响并不具有显著的统计学意义。

表5 异质性分析

	微观:受教育程度		微观:子女同住情况		宏观:地区经济水平		宏观:地区医疗水平	
	高学历组(1)	低学历组(2)	同住组(3)	非同住组(4)	发达组(5)	欠发达组(6)	发达组(7)	欠发达组(8)
健康城市试点	0.066*** (0.025)	0.032*** (0.011)	0.073*** (0.015)	-0.006 (0.015)	0.048*** (0.013)	-0.021 (0.029)	0.035** (0.015)	-0.038 (0.030)
费舍尔检验	0.034***		0.079***		0.069***		0.073***	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.282 (0.224)	0.471*** (0.113)	1.113*** (0.184)	0.546*** (0.123)	0.551*** (0.164)	0.481*** (0.141)	0.451** (0.184)	0.461*** (0.151)
样本量	2 943	13 325	4 621	10 550	5 635	9 277	7 310	8 031
R ²	0.719	0.673	0.789	0.719	0.684	0.690	0.673	0.700

注: *、**、***分别表示 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 、 $P<0.001$;括号内数值为一般标准误。

5 讨论

本文使用中国老年社会追踪调查数据,探究健康城市试点通过政策溢出效应影响农村地区健康老龄化的基准方向、作用机制及其异质性表现,研究发现:

第一,基准回归表明,健康城市试点政策对农村地区健康老龄化具有显著的正向溢出效应,相关结论经多种稳健性检验后依然成立。这一发现证实,健康城市建设的确能够跨越城市边界,惠及农村老年群体。细分健康维度后发现,试点对农村老年人心理与社会健康的促进作用明显,但对生理健康指标的改善作用尚不显著,这可能是因为:一方面,受生活环境、生命历程等长期、复杂因素影响,农村老年人的累积生理健康劣势更加突出,政策干预改善难度更大、所需时间更长。另一方面,健康知识宣传、健康生活方式倡导等服务性内容,更容易通过媒体传播、人员流动、项目推广等方式渗透到农村地区。然而,高质量医疗卫生资源的下沉和均等化则普遍面临较大障碍,导致旨在改善生理健康的医疗卫生干预难以及时有效地覆盖农村老年人群。

第二,机制分析表明,健康城市试点主要通过促进农村老年人医疗服务利用和改善晚年健康行为两条路径提升其健康老龄化水平。一方面,试点政策推动县域医共体等制度性资源下沉,显著提升农村基层医疗卫生服务的供给能力和可及性,这有助于

缓解农村老年人“取药远、看病难”等难题。另一方面,健康城市倡导的健康生活方式,如平衡膳食、戒烟限酒等理念,通过宣传教育等途径在农村地区扩散,增强农村老年人主动维护和促进自身健康的能力。然而,试点政策对农村地区基础设施建设的促进作用并不显著。这可能是因为:其一,当前健康城市建设评价指标体系对基础设施建设的权重设定相对较低,导致地方政府政策驱动力不足。其二,农村地区人口居住相对分散,在此类设施上进行大规模投资的边际效益有限,导致地方政府倾向于将有限的资源优先配置于其他政策领域。

第三,异质性分析表明,高学历、与子女同住,以及处于经济发达、医疗资源丰富地区的农村老年群体的政策获益更大,形成“马太效应”。依据资源倍增理论,较高学历的老年群体普遍拥有良好的健康素养和生活习惯,他们能够更加有效地识别、获取并利用试点政策溢出的健康信息与服务资源。与子女同住的老年人则能够通过代际互动拓宽信息渠道,从而充分了解相关政策内容。除此之外,试点政策通过健康知识宣传等方式提高信息普及度,降低优势群体获取资源的门槛,这同样有助于提升其健康收益。另一方面,经济较发达、医疗基础较好的农村地区,凭借其相对充足的财政支撑和较为完善的基础设施,在承接、转化健康城市试点政策资源等方面更具优势,能够更高效地提升当地老年人的医疗健康服务水平,进而放大试点政策对健康老龄化的积极影响。

6 政策建议

研究揭示,健康城市试点政策对农村地区健康老龄化存在显著正向溢出效应,但同时在生理健康改善、基础设施辐射及群体受益均衡性等方面仍存在优化空间。为深化健康中国行动、促进城乡健康服务均等化并提升政策溢出效能,本文提出如下政策建议:

第一,深化优质医疗卫生资源的下沉与整合工作。针对研究发现试点政策对农村老年人生理健康改善相对有限的问题,亟需强化医疗卫生资源的实质性下沉与高效整合。首先,纵深推进紧密型县域医共体建设,健全分级诊疗与双向转诊机制,确保人才、技术、设备、药品等优质医疗卫生资源能够顺畅延伸至村镇基层;其次,系统实施农村医疗卫生人才振兴计划,通过定向培养、在职培训、上级医院派驻、远程医疗指导及合理薪酬激励等举措,持续提升基层医务人员的专业能力与服务覆盖面;最后,探索智慧医疗赋能基层,借助信息化手段(如远程诊疗、健康管理平台等)弥合城乡医疗卫生鸿沟,使农村老年人能够更便捷地获取高质量的生理健康干预与服务。

第二,加大农村适老化健康支持性环境建设投入。机制分析结果显示,健康城市试点的政策溢出效应未能通过基础设施建设路径加以实现。鉴于其对改善农村老年人心理健康与社会适应至关重要,需要将其纳入健康城市试点政策辐射农村的重点领域。一方面,应强化宏观规划布局,各级政府应结合农村地域特征、人口分布情况及老年人实际需求,科学推进老年活动中心、村卫生室康养结合功能区等适老化文体康养设施的建设工作。另一方面,应完善创新投入与运营保障机制,在加大财政专项投入力度的同时,积极引导社会资本、公益组织等多方力量参与建设运营,探索可持续的资金保障模式,确保设施建得好、用得上、可持续,切实改善农村老年健康生活的物质基础。

第三,面向相对弱势群体提升精准健康干预策略。针对异质性分析揭示的低学历、与子女分居及欠发达地区农村老年人获益相对有限的问题,需构建更具包容性的健康支持体系。其首要任务是精准识别与动态监测,依托基层网格化管理或信息化平台,建立健全弱势老年群体健康档案,持续跟踪其健康状况与服务需求。在此基础上,构建多元化社会

支持网络,为独居、孤寡老人提供情感慰藉与生活照料支持,营造关爱老年健康的社区氛围。除此之外,可开展“入户式”精准健康促进行动,针对低学历、信息闭塞群体,组织医护人员、社区工作者或志愿者开展上门健康宣教、慢病管理指导及简易健康筛查,将易于理解掌握的健康知识与服务直接送达目标人群,提升其健康素养。

7 本研究的局限性

首先,受追踪数据纵向可比性约束,因变量构建未能纳入营养状况、慢病管理等指标;其次,受调查数据信息影响,本文对晚年健康行为等潜在中介变量的测量指标不够丰富,制约了机制的深入验证;最后,由于调查数据截至2023年,本文未能观测到健康城市试点与2024年《关于推进健康乡村建设的指导意见》(国卫财务发[2024]28号)可能产生的协同效应。上述不足有待在未来结合更完善的数据展开探讨。

作者贡献:刘远卓负责数据资料收集、文献梳理、撰写论文;马琦峰提出研究思路,设计研究方案,负责数据分析并撰写、修改论文。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 和红,张娇,闫辰聿.基于熵权法的健康城市发展水平实证分析:以中国54个城市为例[J].中国卫生政策研究,2023,16(8):8-15.
- [2] 郝枫,化丽娜,张圆.基于合成控制法的健康城市试点政策效应评估[J].城市问题,2020(5):71-80.
- [3] 陈南希,张文杰,付媛山,等.基于合成控制法的中部地区健康城市试点政策效应评估研究[J].中国卫生政策研究,2023,16(1):9-18.
- [4] 吕国营,刘文军.健康城市试点政策能否降低中老年人跌倒风险:基于CHARLS数据的实证分析[J].人口与发展,2024,30(5):27-37.
- [5] 马青山,陈铭聪,胡峰.健康城市试点政策对老年人健康水平的影响:来自CHARLS数据的证据[J].中国人口科学,2023,37(4):114-128.
- [6] 魏下海,柯成丞.健康城市建设是否促进中老年劳动时间供给[J].中国经济问题,2025(1):153-167.
- [7] 张海鹏.中国城乡关系演变70年:从分割到融合[J].中国农村经济,2019(3):2-18.
- [8] 梁鸿,曲大维,许非.健康城市及其发展:社会宏观解析[J].社会科学,2003(11):70-76.
- [9] FRANCETIC I, MEACOCK R, ELLIOTT J, et al.

- Framework for identification and measurement of spillover effects in policy implementation: Intended non-intended targeted non-targeted spillovers (INTENTS)[J]. Implementation Science Communications, 2022, 3(1): 30.
- [10] 刘勇, 刘俊霞, 杨雪. 长期护理保险对家庭劳动力市场供给的影响[J]. 人口与发展, 2025, 31(1): 91-100.
- [11] 焦月, 吕学静. 父母参加社会医疗保险对儿童健康的影响研究: 基于 CHNS 数据的实证分析[J]. 社会保障研究, 2023(6): 63-79.
- [12] 赵阳, 王虎峰. 县域医疗共同体建设的溢出效应: 行为、时间与情境: 基于 A 省 6 市 8 个县乡村案例的分析[J]. 中国卫生政策研究, 2024, 17(12): 1-6.
- [13] 陈卫民, 张奇. 中国基层医疗服务发展对老年人健康的影响[J]. 人口学刊, 2024, 46(2): 93-107.
- [14] 郑晓冬, 方向明. 社区体育基础设施建设、中老年人健康及不平等: 基于中国健康与养老追踪调查的实证分析[J]. 劳动经济研究, 2018, 6(4): 119-144.
- [15] 张冲, 张丹. 城市老年人社会活动参与对其健康的影响: 基于 CHARLS 2011 年数据[J]. 人口与经济, 2016(5): 55-63.
- [16] 解垚, 杨玉琪. 智慧健康养老与医疗费用: 来自智慧健康养老示范基地的证据[J]. 管理世界, 2025, 41(1): 108-130.
- [17] ROSS C E, MIROWSKY J. Sex differences in the effect of education on depression: Resource multiplication or resource substitution? [J]. Social Science & Medicine, 2006, 63(5): 1400-1413.
- [18] 马琦峰, 孙可心, 谢立黎. 家庭医生签约服务对老年人健康的影响: 来自中国老年社会追踪调查的最新证据[J]. 江西财经大学学报, 2025(3): 50-62.
- [19] 孙菊, 王静茹, 李浩森. 健康老龄化: 内涵辨析、测量方式与中国趋势[J]. 中国卫生政策研究, 2023, 16(5): 47-55.
- [20] 穆滢潭, 龙飞, 原新. 中国老年人健康老龄化的城乡差异及其变迁趋势: 基于生命历程和健康公平视角的分析[J]. 人口研究, 2023, 47(4): 82-97.
- [21] MCLAUGHLIN S J, CHEN Y, THAM S S X, et al. Healthy Aging in China: Benchmarks and Socio-Structural Correlates[J]. Research on Aging, 2020, 42(1): 23-33.
- [22] 孙宇超, 冯晶, 雷子辉, 等. 中国中老年人群抑郁症状与认知功能关系[J]. 中国公共卫生, 2024, 40(10): 1206-1211.
- [23] 马琦峰, 孙可心, 郝勇. 老年医疗护理服务试点的政策效应研究: 兼论长护险、医养结合政策协同的影响[J]. 中国卫生政策研究, 2025, 18(2): 16-23.
- [24] 陆杰华, 汪斌. 乡村振兴背景下农村老年人健康老龄化影响机理探究: 基于 CLHLS2018 年数据[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2022, 39(1): 134-147.
- [25] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [26] ABADIE A. Semiparametric Difference-in-Differences Estimators [J]. Review of Economic Studies, 2010, 72(1): 1-19.
- [27] GUADALUPE M, KUZMINA O, THOMAS C. Innovation and Foreign Ownership [J]. American Economic Review, 2012, 102(7): 3594-3627.
- [28] 张航空, 马琦峰. 医疗保险会引致道德风险吗: 以城乡居民医保为例[J]. 中国卫生政策研究, 2024, 17(10): 9-16.

[收稿日期:2025-06-16 修回日期:2025-07-11]

(编辑 赵晓娟)