

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

马青山 陈铭聪 胡 峰

【摘 要】在人口老龄化程度不断加深的背景下,如何提高老年人健康水平是全社会普遍关注的问题。文章利用 2011~2018 年中国健康与养老追踪调查数据,以“健康城市”试点政策为切入点,通过构建双重差分模型,系统考察了“健康城市”试点政策对老年人健康的影响及其作用机制。研究发现,健康城市试点政策提高了老年人健康水平,政策实施后老年人自评健康水平提高、患慢性病的可能性下降、抑郁情绪得分降低、日常活动需帮助的可能性下降、医疗费用减少。异质性研究发现,健康城市试点政策对城镇老年人和低龄老年人的健康促进作用更强,在空气污染水平较低、行政等级较高、养老和医疗卫生设施较完善的城市健康促进作用更为明显;健康促进效应主要通过“设施适老化改造”和“服务适老化供给”等机制产生影响。据此,文章建议进一步扩大健康城市建设范围,采取差异化的建设方案,充分发挥健康城市创建对老年人健康的促进作用。

【关键词】健康城市试点 老年人健康 适老化 双重差分法

【作 者】马青山 厦门大学经济学院,博士研究生;陈铭聪 厦门大学经济学院,博士研究生;胡 峰(通讯作者) 北方民族大学商学院,特聘教授。

一、引 言

近年来,中国人口老龄化进程不断加速(杜鹏,2022),老年人健康状况成为健康中国战略亟须重点关注的议题。2021 年,全国约有 1.9 亿老年人患有慢性病,另外有 4 000 万老年人失能^①,健康老龄化面临严峻考验。随着城市化不断推进,城市医疗卫生体系的供给压力日益突出,这对实施积极应对人口老龄化和健康中国战略提出了现实挑战。为提高老年群体健康水平,中国政府实施了社区居家养老服务体系建设和长护险、医养结合

* 本文为国家社会科学基金重大项目“高质量发展情境下中国企业的高端化战略变革理论研究”(编号:21&ZD139)的阶段性研究成果。

① 数据来源于 2021 年 12 月 9 日国务院新闻办公室举行的《关于加强新时代老龄工作的意见》发布会。

等针对老年群体的健康促进政策,这些政策在一定程度上改善了老年人健康(马超等,2019;高鹏等,2022;吕宣如、章晓懿,2022)。不过,目前中国养老和医疗保障制度呈现碎片化特征(李实、朱梦冰,2022),各个政策之间缺少有效衔接和协调。因此,出台全方位、多层次、协同联动的健康政策尤为关键。健康城市试点作为综合性健康政策的典型代表,将健康老龄化理念融入城市规划、建设和管理的全过程,旨在构建老年友好型社会,全面改善老年人健康福祉。那么,健康城市试点政策能否促进老年人健康?其效应是否存在异质性?影响机制是什么?解析这些问题,有利于全面认识健康城市试点政策的实施效果,为健康中国建设提供决策依据。

已有文献对健康城市试点政策的健康效应还缺乏系统检验,不过,有不少研究考察了城市层面其他政策的健康效应。具体来看,针对低碳城市试点政策,现有文献普遍认同其健康促进效应。例如,Mu等(2022)基于CHARLS数据研究发现低碳城市试点政策有利于老年人健康;刘伟明等(2022)发现低碳城市试点建设降低了当地居民的死亡率。对于智慧城市试点政策能否促进居民健康,现有研究则持有不同意见。Wu等(2022)发现智慧城市建设能够提高医疗服务利用水平,促进老年人健康。然而,也有部分文献为智慧城市建设引发城乡“数字鸿沟”(曾亿武等,2022),不利于老年人健康(刘建国、苏文杰,2022)。对于卫生城市建设的健康效应,现有文献同样存在争议。唐跟利等(2022)基于CFPS数据研究发现,在短期内,卫生城市建设促进了居民健康,但从长期来看,这些城市获得荣誉称号后,容易出现公共服务供给停滞,不利于居民健康。概括起来,以往研究关于不同城市发展政策的健康效应存在矛盾性结论,主要原因在于不同政策关注的城市发展重点不同,保障居民健康往往只是这些政策的间接目标。与上述政策相区别,健康城市试点作为“融健康于万策”的新型城市发展模式,直接目标在于保障全民健康,因而系统评估其健康效应具有特殊重要的意义。

已有文献关注了健康城市建设在城市层面对环境、健康的影响,但结论存在分歧。例如,Yue等(2017)采用系统抽样法选择了15个试点,研究发现健康城市建设提高了生活垃圾处理能力,但未能改善空气质量。郝枫等(2020)基于中国232个城市数据,通过熵值法测算健康城市综合指数,利用合成控制法对北京、上海等6个试点城市进行评估,发现健康城市试点建设促进了城市健康发展,但其效应大小在各试点间差异较大。Wang等(2023)利用合成控制法对大连、宝鸡等4个城市进行评估发现,各试点的建设效果不同;试点建设对宝鸡市产生了负面影响。Harpham等(2001)采用访谈法研究发现,发展中国家健康城市建设并没有起到预期的效果。

综上,已有研究为考察健康城市试点政策的效应进行了探索,但在研究视角、实证策略及机制讨论等方面还存在拓展的空间。在研究视角方面,已有研究关注了城市其他试点政策和发展模式对居民健康的影响,但尚未对健康城市试点政策的健康影响给予足够的关注。在实证策略方面,已有文献或采用访谈法、案例分析法对健康城市试点的政策

效应进行描述性分析,或采用合成控制法对个别试点的建设进展进行评估;鲜有文献全面考察健康城市试点的健康效应。在机制讨论方面,已有文献对试点政策发挥作用的内在机理阐述不够,尤其是对健康城市试点影响微观个体健康的具体路径缺乏讨论。

鉴于此,本文基于全国代表性抽样调查的追踪数据,利用双重差分法检验健康城市试点对老年人健康的影响及其作用机制。相比于已有文献,本文的边际贡献在于:第一,从个体层面系统评估了健康城市试点建设对老年群体健康的影响,将其政策效应评估视角从城市层面拓展至微观个体层面;第二,使用准实验设计,系统评估全部健康城市试点建设的健康效应及其潜在异质性,深化了以往基于描述性分析和个案研究的发现;第三,从“设施适老化改造”和“服务适老化供给”两个方面着重探讨了健康城市试点影响老年人健康的作用机制,有利于全面理解健康城市建设政策效应的产生机理。

二、政策背景与研究假设

(一) 政策背景

健康城市是世界卫生组织(WHO)倡导的一项全球性行动战略,通过解决城市化进程中日益严峻的生态环境恶化、生活设施老化及公共服务不足等“城市病”问题,推动实现全民健康的目标。20 世纪 90 年代以来,美国、日本、韩国和一些欧洲国家相继推行了这一城市发展政策。在中国,2016 年全国爱国卫生运动委员会发布《关于开展健康城市试点工作的通知》^①,对开展健康城市试点工作进行了部署^②。

根据健康城市试点建设方案,试点城市需将建设健康城市作为城市优先发展的战略,将健康理念融入城市规划、建设及管理的全过程,持续提供健康服务,积极探索全民健康管理的工作模式。由于老年人健康风险较高,试点城市往往将老年群体作为重点关注的人群,将创建老年友好型社会作为建设目标之一。全国爱国卫生运动委员会对试点城市考核的评价指标包含了与老年人健康密切相关的慢性病、传染病、老年人健康行为、每千名老年人口拥有养老床位数等^③。《中国健康城市建设研究报告(2019)》显示,38 个试点城市的健康综合指数介于 51.94~72.52 之间,显著高于非试点城市,也优于全国平均水平。

① <http://www.nhc.gov.cn/jkj/s5898/201611/f1cb9ed675274c0fab49a87410ce9e20.shtml>.

② 试点城市包括:包头市、大连市、长春市、大庆市、苏州市、无锡市、镇江市、杭州市、宁波市、桐乡市、马鞍山市、厦门市、宜春市、济南市、威海市、烟台市、郑州市、宜昌市、资兴市、珠海市、南宁市、琼海市、成都市、泸州市、贵阳市、玉溪市、拉萨市、宝鸡市、金昌市、格尔木市、银川市、克拉玛依市、唐山市(迁安市)、天津市(和平区)、北京市(西城区)、上海市(嘉定区)、重庆市(合川区)、临汾市(侯马市)等 38 个城市,东部地区 15 个,中部地区 9 个,西部地区 11 个,东北地区 3 个。

③ 详见《全国健康城市评价指标体系(2018 版)》。

（二）研究假设

通过梳理相关政策文件内容和各试点建设方案可知,健康城市是以“人的健康为中心”的新型城市发展模式,是新时期爱国卫生运动的重要载体(Wang 等,2023),有望直接促进老年人健康。究其原因,第一,健康城市试点政策将创建老年友好型社会作为一项重要目标,从老年人的实际需求出发,对老旧小区和户外活动场所进行适老化改造,通过营造健康、安全和舒适的生活环境,有助于提高老年人健康水平。第二,老年群体面临较大的健康风险,且健康素养相对较低,健康城市试点政策通过公益广告、讲座宣传等方式普及健康知识,提高老年群体的健康素养,有利于改善老年人健康(姚宏文等,2016)。第三,试点地区还致力于提高医疗服务的可及性,从预防、治疗和老年照料等方面促进老年群体健康。据此,本文提出研究假设 1:健康城市试点建设有助于提高老年人健康水平。

结合上文的分析,本文主要从“设施适老化改造”和“服务适老化供给”两方面阐释健康城市试点政策影响老年人健康的机制。具体分析如下。

首先,健康城市试点可能通过设施适老化改造,促进老年人健康。设施适老化改造有助于增强老年人生活的安全性和便利性,进而产生健康效应(Lei 等,2021;袁妙戣,2022)。通过政策梳理可见,试点城市从以下方面进行了设施适老化改造。第一,对住宅进行适老化改造,通过对老旧小区加装电梯、扶手等,保障老年人出行安全;通过对卫生间和厨房进行改造,如安装坐便器、提供管道天然气等,提升老年人生活便利性。第二,对活动场所进行适老化改造。试点城市通过增加社区公园数量和对户外座椅进行适老化改造,提高老年人户外活动的积极性,进而促进老年人健康。基于此,本文提出研究假设 2:健康城市试点建设通过设施适老化改造,促进老年人健康。

其次,健康城市试点建设可能通过提供适老化服务,促进老年人健康。适老化服务供给是促进老年人健康的重要保障之一(Cohen 等,2022)。试点城市提供一系列适老化的服务,包括以下 3 个方面。第一,适老化的数字服务。通过构建智慧养老服务平台,积极推进大数据、人工智能等新一代信息技术为老年人服务,利用数字技术对老年人健康进行实时监测,并通过监测数据分析为老年人提供精准的健康管理;第二,适老化的医疗服务。试点城市为方便老年人享受医疗服务,提供免费体检和上门医疗服务,促进疾病早发现、早诊断、早治疗。第三,适老化的活动项目。试点城市定期开展“健康知识进万家”活动,倡导老年人形成健康的生活方式,提高其健康素养。这些活动有助于提高老年人社会参与水平,进而产生积极的健康影响(盛亦男、刘远卓,2022)。基于上述分析,本文提出研究假设 3:健康城市试点建设通过服务适老化供给,促进老年人健康。

三、研究设计

（一）数据介绍

本文使用的数据主要来自中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement

Longitudinal Study, CHARLS)。CHARLS 是由北京大学发起的一项针对全国 45 周岁及以上中老年人 的大规模追踪调查项目,调查采用多阶段分层概率抽样方式,对全国 28 个省(市、自治区)150 个县级单位约 1 万户家庭中的 1.7 万人进行调查。基线调查始于 2011 年,现已公布的数据包括 2011、2013、2015 和 2018 年共 4 期。该数据涵盖了老年人多方面的信息,包括个人基本特征、家庭背景、经济状况、工作状况、健康状况、医疗保险和服务利用等,满足研究老年人健康的数据需求。本研究主要关注老年人健康,因而仅保留 60 周岁及以上的样本。在此基础上,将 4 期调查数据与相应年份城市层面的数据进行匹配,形成个体—城市配对的非平衡面板数据。城市层面的数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》。

(二) 实证模型

为考察健康城市试点政策对老年人健康的影响,本文将试点城市作为实验组,采用 DID 模型评估试点建设对老年人健康的影响,具体模型设置如下:

$$Health_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DID_{jt} + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 Z_{jt} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{ijt}$$

其中, $Health_{ijt}$ 为被解释变量,表示城市 j 中个体 i 在 t 年的健康水平。 DID_{jt} 是本文的核心解释变量,其系数 β_1 反映了健康城市试点建设对老年人健康的影响。 X_{it} 表示个体层面的控制变量,包括年龄、性别、婚姻状态、每周工作时长、养老金、医疗保险、子女是否住在附近等。 Z_{jt} 表示城市层面的控制变量,包括绿化率、产业结构和城市规模等。 μ_j 为城市固定效应, ν_t 表示时间固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。

(三) 变量说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量包括自评健康、抑郁指数、是否患慢性病和医疗费用等。考虑到自评健康能够较为准确地预测死亡风险,且与其他客观健康指标高度相关(Kawada 等,2014),本文主要采用自评健康对老年人健康水平进行衡量。根据 CHARLS 问卷“您觉得您健康状况如何”这一问题,将回答“不好、很不好”的赋值为 0,回答“很好、好、一般”赋值为 1。除自评健康外,本文还考察了老年人的其他健康指标,包括抑郁指数,采用 CHARLS 中抑郁量表进行衡量^①;是否患慢性病,若患有慢性病赋值为 1,否则为 0^②;

① 构造抑郁指数的 10 个问题,包括两个正向的问题,分别是“我对未来充满希望”、“我很愉快”;8 个负向问题,分别是“我因一些小事而烦恼”、“我在做事时很难集中精力”、“我感到情绪低落”、“我觉得做任何事都很费劲”、“我感到害怕”、“我的睡眠不好”、“我感到孤独”、“我觉得我无法继续我的生活”。回答包括“很少或者根本不会、不太多、有时或者说有一半的时间以及大多数时间”4 个选项。对正向问题进行反向赋值为 4、3、2、1,对负向问题依次赋值为 1、2、3、4,进行加总,分值越高代表抑郁程度越严重。

② 慢性病主要包括高血压、心脏病、糖尿病、中风、慢性肾病、消化系统疾病、血脂异常、恶性肿瘤、慢性肺部疾患、肝脏疾病、情感及精神疾病、与记忆相关的疾病、关节炎或风湿病、哮喘等疾病,若受访者患有其中一种及以上,则定义为患有慢性病。

日常生活活动是否需要帮助,需要帮助赋值为 1,否则为 0^①;医疗费用,采用过去一年医疗费用支出加 1 取对数进行衡量。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为健康城市试点建设,使用健康城市试点时间虚拟变量和组别虚拟变量的交乘项衡量。时间虚拟变量的赋值方式为:2016 年及之后的年份设置为 1,之前的年份设置为 0。组别虚拟变量的赋值方式为:健康城市试点城市设置为 1,非试点城市设置为 0。

3. 控制变量。本文从城市和个人两个层面选取控制变量,其中城市层次主要考虑城市绿化率、产业结构和城市规模,反映城市环境、经济及人口特征的影响。绿地提供质量良好的空气、可舒缓压力的宜居环境,有助于促进老年人健康(Maller 等,2006),本文使用绿地面积与建成区面积之比来衡量绿化水平;产业结构使用第二产业增加值与 GDP 之比进行衡量;城市规模采用城市年末总人口的对数形式测量。在个人层次,主要控制变量包括老年人的年龄、性别、婚姻状态、是否领取养老金、是否有医疗保险、是否有子女居住在附近和本人每周工作时长。选取这些控制变量的主要原因在于:年龄增长会导致身体机能下降,影响老年人健康;不同性别的老年人患病率不同,健康水平可能存在差异;完好的婚姻关系能为老年人提供精神慰藉和生活照料,促进老年人健康;领取养老金能够通过减轻生活压力,有利于老年人健康(Schatz 等,2012);参加医疗保险可能改变老年人的健康资源与行为(彭晓博、秦雪征,2015);工作时长的增加可能使老年人面临更多应激源的影响,不利于老年人健康(Unger 等,2014)。

表 1 以 2015 年样本为例展示了各变量的描述性统计结果。2015 年调查时,自评健康状况良好的老年人大约占 77%,老年人抑郁指数的均值为 17.6,大约有 80%的老年人至少患一种慢性病,约有 36%的老年人日常生活活动需要帮助,过去一年老年人医疗费用均值约 240.5 元,最高可达 7 000 元。样本中老年人的平均年龄为 65.91 岁,95%的老年人已婚,70%的老年人领取养老金,93%的老年人参加了医疗保险,88%的老年人有子女居住在附近,老年人每周工作时间的均值为 36.7 小时。鉴于老年人个体特征和城市特征差异明显,因而须在回归分析中予以控制。

四、实证结果

(一) 基准结果

本文首先检验健康城市试点政策对老年人健康的整体影响,基准模型分析结果如表 2 所示。模型 1 的结果表明,健康城市试点建设对老年人自评健康的系数为 0.072,

① 日常生活活动需要帮助指日常生活活动能力(ADL)或工具性日常生活活动能力(IADL)中至少有一项需要帮助。其中,日常生活活动包括“穿衣服、洗澡、吃饭、上下床、上厕所、大小便控制”等,工具性日常生活活动包括“做家务、做饭、购物、打电话、吃药和管钱”等。



表 1 2015 年 CHARLS 样本的描述性统计(N=3638)

变 量	平均值(标准差)	最小值	最大值
自评健康(健康=1)	0.77	0	1
是否患慢性病(是=1)	0.80	0	1
抑郁指数	17.64(6.87)	1	40
日常生活活动需要帮助(是=1)	0.36	0	1
医疗费用(元)	240.54(971.30)	0	7000
性别(男性=1)	0.51	0	1
年龄	65.91(5.09)	60	83
婚姻状态(已婚=1)	0.95	0	1
领取养老金(是=1)	0.70	0	1
参加医疗保险(是=1)	0.93	0	1
子女是否住在附近(是=1)	0.88	0	1
每周工作时长(小时)	36.69(23.76)	0	112
城市绿化率(%)	38.30(6.93)	9.59	51.44
产业结构(%)	46.19(7.04)	25.96	63.85
城市规模(万人)	671.56(529.37)	120.86	3371.84

且在 1%的水平上显著。这意味着,健康城市试点建设使得老年人自评健康良好的可能性平均增加 7.2%。模型 2 至模型 5 结果表明,健康城市试点建设显著降低了老年人患慢性病及日常活动需要帮助的可能,也降低了老年人的抑郁倾向和医疗费用。综合上述结果,健康城市试点建设对老年人多个维度的健康特征产生了积极影响,有助于提高老年人健康水平,由此验

证了假设 1。

控制变量的估计系数与预期基本一致。与女性相比,男性老年人的自评健康显著更高,患慢性病、日常生活活动需要帮助的概率更低,抑郁指数和医疗费用相对更低,总体表现出相对更健康的特点,这一发现与吕宣如和章晓懿(2022)的研究一致。与现有文献

表 2 老年人各维度健康指标的基准回归结果(N=14060)

变 量	自评健康	患慢性病	抑郁指数	日常生活活动需要帮助	医疗费用
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
健康城市试点建设	0.072*** (0.025)	-0.065*** (0.013)	-1.668*** (0.504)	-0.067** (0.026)	-0.236* (0.137)
男性(参照组:女性)	0.086*** (0.010)	-0.097*** (0.008)	-4.333*** (0.157)	-0.158*** (0.008)	-0.097* (0.057)
年龄	0.013 (0.026)	0.002** (0.001)	-0.028* (0.014)	0.011*** (0.001)	-0.013 (0.151)
已婚(参照组:其他)	0.023 (0.028)	0.029* (0.018)	3.111*** (0.427)	0.056*** (0.017)	0.324** (0.132)
领取养老金	-0.165 (0.104)	0.004 (0.089)	5.431*** (1.377)	0.321*** (0.089)	0.395 (0.571)
参加医疗保险	-0.045** (0.020)	0.048** (0.018)	-0.718** (0.311)	-0.015 (0.018)	0.127 (0.100)
子女居住在附近	-0.008 (0.014)	-0.028** (0.011)	-0.485** (0.210)	-0.027* (0.016)	0.046 (0.074)
每周工作时长	0.015*** (0.005)	-0.012*** (0.004)	0.020 (0.071)	-0.012** (0.005)	-0.003 (0.027)
城市绿化率	-0.002* (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.085*** (0.026)	-0.003* (0.002)	0.011 (0.007)
产业结构	-0.003 (0.016)	0.023** (0.011)	-0.275 (0.185)	-0.011 (0.013)	0.112 (0.089)
城市规模	-0.176* (0.101)	0.023* (0.012)	-0.277 (0.295)	-0.002 (0.014)	-0.310 (0.543)
常数项	1.035 (1.827)	0.556*** (0.119)	25.410*** (2.640)	-0.097 (0.143)	2.090 (10.617)

注:模型均控制了时间固定效应和城市固定效应。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到城市的标准误。如无另外说明,下表同。

相似,年龄、婚姻状态、是否有子女住在附近、每周工作时长等变量也与老年人的健康水平呈现出一定相关性(张文娟等,2019)。

(二) 异质性检验

前文发现健康城市试点建设总体上促进了老年人健康。那么,该效应是否会因个体或城市特征而存在系统性差异?为回答这一问题,本文以自评健康为例进行异质性检验^①。

首先,针对居住地和年龄维度的异质性,本文构建变量“城镇老人”,将样本划分为城镇(取1)和农村(取0)两组,根据老年人年龄是否超过75周岁,构建变量“低龄老人”,将样本划分为低龄(取1)和高龄老年群体(取0)两组。分别将两个变量与健康城市试点建设变量交乘,进行回归,结果如表3所示。模型6和模型7的交乘项回归系数表明,健康城市试点政策对城镇老人和低龄老年人的健康促进作用更明显。可能的原因在于,健康城市试点建设对城镇地区老年人的影响大于农村。究其原因,从试点内容来看,试点城市推行的健康知识宣传、健康环境和基础设施建设等大多集中于城镇地区,在农村,养老基础设施仍然较为落后,由此可能导致健康城市试点对城镇老年人健康水平促进作用更明显。年龄异质性的可能原因在于,健康城市试点所提供的健康服务大多针对低龄老年人,而高龄老年人随着年龄增长,身体机能加速衰退(张文娟等,2019),健康城市试点建设对其健康的促进作用不明显。

其次,城市特征可能对政策效应产生不同的影响。本文重点考察空气污染、城市等级、养老设施和卫生设施4个维度的城市异质性,通过将这些变量与健康城市试点变量进行交乘,考察城市特征对试点政策效应的影响。模型8至模型11的交乘项回归系数显示,健康城市试点对于空气污染水平较低、行政等级较高、养老和医疗卫生设施较完善的城市老年人健康促进作用更强。可能的原因在于,空气污染会对老年人健康产生不利影响,削弱了老年人从健康城市试点建设中获得的收益。同时,行政等级越高的城市,往往在资源获取方面存在优势(江艇等,2018),有利于健康城市试点政策顺利推进。养老和卫生设施较完善的城市,服务供给能力往往更强,对健康城市试点政策的效应发挥起到正向调节作用。

(三) 稳健性检验

1. 事前趋势检验。双重差分法有效的前提是在试点实施前,试点城市和非试点城市老年人健康水平并不存在显著差异。因此,本文借鉴陈林和伍海军(2015)的研究,将试点城市与非试点城市分为两组,并在基准模型的基础上,控制组别变量与时间趋势的交乘项,以控制潜在的事前趋势。回归结果如表4的模型12所示,可以发现,在考虑了事前趋势差异的混淆效应后,本文的主要结论仍然成立。

^① 受限于篇幅,在异质性检验和稳健性检验部分仅汇报自评健康的回归结果。

表 3 关于健康城市试点建设对老年人健康效应的异质性检验(N=14060)

变 量	自评健康 模型 6	自评健康 模型 7	自评健康 模型 8	自评健康 模型 9	自评健康 模型 10	自评健康 模型 11
健康城市试点建设	0.048 (0.032)	-0.136* (0.082)	0.020 (0.015)	-0.007 (0.020)	-0.011 (0.026)	0.059*** (0.017)
健康城市试点建设×城镇老人	0.069** (0.034)					
健康城市试点建设×低龄老人		0.182** (0.084)				
健康城市试点建设×空气污染			-0.035** (0.017)			
健康城市试点建设×城市等级				0.067** (0.027)		
健康城市试点建设×养老设施					0.058* (0.032)	
健康城市试点建设×卫生设施						0.080** (0.032)
常数项	0.762*** (0.111)	1.572*** (0.458)	0.680*** (0.015)	1.680*** (0.460)	1.655*** (0.462)	1.230 (1.999)

注:各模型均控制了前文介绍的控制变量、时间固定效应和城市固定效应。城市空气污染数据来自中国空气质量监测平台,并根据其均值将样本划分为空气污染水平较高和较低两组。城市等级按照是否为省会城市、直辖市、计划单列市或经济特区划分为两类,“是”为高等级,“否”为较低等级。养老设施采用城市养老服务机构数量衡量,医疗设施采用医院数量衡量,同样根据其均值,将样本划分为高、低水平两组。

表 4 控制事前趋势和城市固有特征影响的
回归结果(N=14060)

变 量	自评健康 模型 12	自评健康 模型 13
健康城市试点建设	0.137*** (0.039)	0.059*** (0.022)
组别变量×趋势项	控制	
特征变量×趋势项		控制
常数项	38.399 (60.092)	4.211*** (1.603)

注:控制了控制变量、时间固定效应和城市固定效应。

趋势项的交乘项,以缓解试点设立的非随机性问题。本文选择了城市医院数、养老保险参保人数、医疗保险参保人数和失业保险参保人数等变量作为特征变量。模型 13 表明,在控制上述城市特征的线性趋势之后,健康城市试点仍然显著改善了老年人健康。

3. 置换检验。为了排除一些非观测因素的影响,本文进行置换检验,通过 Stata 软件随机抽取部分城市作为实验组,然后再为所抽取的城市随机设定政策实施时间,生成虚拟的政策变量作为核心解释变量进行回归,并将此过程重复 1 000 次。图 1 绘制了 1 000

2. 控制城市固有特征的影响。从地理分布来看,健康城市试点具有一定的随机性,但是考虑到相关地区的一些固有特征也可能影响试点设立。例如,能够提供良好的健康公共服务的城市更有可能被设立为试点。借鉴 Li 等(2016)的做法,在双重差分模型中加入城市特征变量和时间

次置换的回归系数分布核密度图和基准回归系数的对比,可以发现置换检验的回归系数主要集中于 0 附近,显著不等于基准回归系数估计值,支持了本文研究结论的可靠性。

4. 排除其他政策干扰。已有研究发现,社区居家养老试点(吕宣如、章晓懿,2022)、长护险试点(马超等,2019)及医养结合试点(高鹏等,2022)等政策干预可能对老年人健康产生影响,本文在基准回归的基础上进一步控制了这些政策的影响。表 5 的模型 14 至模型 17 在基准回归的基础上控制了相关政策的影响,结果仍稳健。

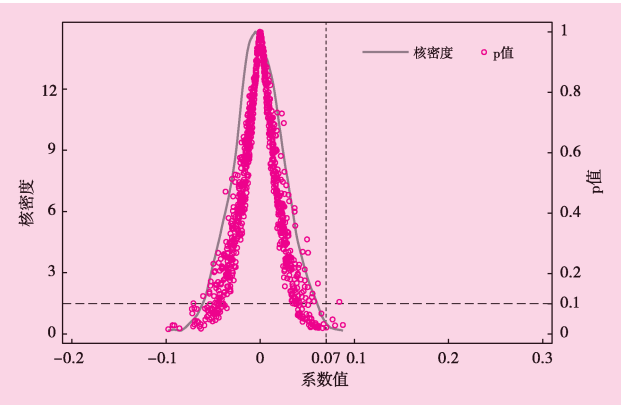


图 1 置换检验

注:图中垂直虚线表示基准回归的系数值,水平虚线表示 p 值 = 0.1。

表 5 排除其他政策干扰的稳健性检验(N=14060)

变 量	自评健康 模型 14	自评健康 模型 15	自评健康 模型 16	自评健康 模型 17
健康城市试点建设	0.071*** (0.019)	0.044** (0.017)	0.068*** (0.020)	0.043** (0.017)
社区居家养老试点	0.006 (0.032)			-0.008 (0.020)
长护险试点		0.092*** (0.029)		0.091*** (0.029)
医养结合试点			0.020 (0.025)	0.010 (0.016)
常数项	1.070 (1.978)	1.195 (1.974)	1.088 (1.980)	1.213 (1.975)

注:控制了控制变量、时间固定效应和城市固定效应。

5. PSM-DID。本文进一步采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验,通过将控制变量作为匹配变量,按照近邻匹配法进行匹配。图 2 绘制了匹配前后实验组和对照组倾向得分

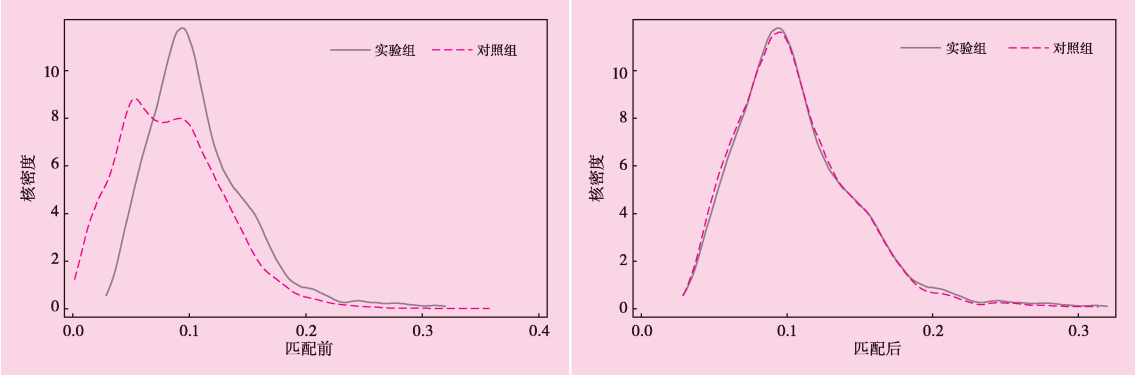


图 2 匹配前后实验组和对照组倾向得分值的核密度分布

表 6 PSM-DID 和面板 logit 模型回归结果

变 量	自评健康	自评健康
	模型 18	模型 19
健康城市试点建设	0.075 ^{***} (0.019)	0.116 [*] (0.068)
常数项	-0.738(1.776)	—
观测值	12242	3737

注：控制了控制变量、时间固定效应和城市固定效应。模型 18 使用 PSM-DID 进行分析；模型 19 使用面板 logit 模型，所汇报的系数为边际效应。

的估计结果表明，健康城市试点建设显著促进了老年人健康，印证了前述研究结论的稳健性。

五、机制检验

根据前文所述，健康城市试点可能通过“设施适老化改造”和“服务适老化供给”等机制影响老年人健康。为此，本文对这些潜在的传导机制进行实证检验。

(一) “设施适老化改造”机制

借鉴袁妙彧(2022)的研究，本文结合 CHARLS 数据的变量信息，本文使用住宅是否加装电梯、是否安装坐便器、是否提供管道天然气等变量衡量住宅适老化改造的程度。对于活动场所的适老化改造，由于缺乏直接观测，本文使用老年人参加锻炼活动行为的变化间接提供检验。本文先拟合健康城市试点建设对上述变量的影响，然后将上述变量纳入基准模型，以检验设施适老化改造对老年人健康(尤其是自评健康)的中介作用。回归结果如表 7 所示。模型 20、模型 22 和模型 24 的结果表明，健康城市试点建设提高了住宅安装电梯、安装坐便器和提供管道天然气的概率；模型 21、模型 23、模型 25 则表明，这些住宅适老化改造措施有助于提升老年人的自评健康水平，这些发现与 Lei 等(2021)

表 7 “设施适老化改造”机制检验的模型结果

变 量	加装电梯	自评健康	安装坐便器	自评健康	提供管道天然气	自评健康	参加锻炼活动	自评健康
	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26	模型 27
健康城市	0.021 ^{**}	0.060	0.153 ^{***}	0.068 ^{**}	0.027 [*]	0.070 ^{***}	0.201 ^{**}	0.040
试点建设	(0.011)	(0.056)	(0.017)	(0.026)	(0.015)	(0.025)	(0.091)	(0.027)
机制变量		0.187 [*]		0.023 [*]		0.034 ^{**}		0.025 ^{**}
		(0.106)		(0.012)		(0.014)		(0.013)
常数项	-0.028	-0.842	0.218	0.565 ^{***}	0.055	0.527 ^{***}	2.623 ^{***}	0.744 ^{***}
	(0.041)	(4.318)	(0.138)	(0.122)	(0.114)	(0.119)	(0.211)	(0.138)
观测值	3761	3566	11399	9948	11423	9972	13435	8456

注：控制了控制变量和时间固定效应。

和袁妙彧(2022)的发现相一致。同时,模型 26 的结果表明,健康城市试点建设有助于增大老年人参与锻炼活动的可能性,模型 27 的结果则表明参与锻炼活动将对老年人健康产生积极的影响。上述发现表明,设施适老化改造能够部分(或全部)解释健康城市试点建设的健康促进效应,是健康城市试点建设影响老年人健康水平的重要渠道,由此验证了研究假设 2。

(二)“服务适老化供给”机制

正如前文理论分析,健康城市试点也可能通过服务适老化供给影响老年人健康。本文从数字服务、医疗服务和社会服务等角度对“服务适老化供给”机制进行检验。在数字服务方面,本文重点考察个体是否上网(受访者对“过去一个月是否上网”的回答),间接验证健康城市试点建设对老年人数字服务利用的影响;在医疗服务方面,本文考察受访者是否获得免费体检、是否接受上门医疗服务,以检验医疗服务可及性的变化;对于社会服务,受限于数据,本文考察受访者是否参加社交活动,以间接考察社会服务供给情况的影响。表 8 模型 28 的结果表明,健康城市试点建设提升了老年人的数字服务利用;模型 30 和模型 32 的结果表明,健康城市试点建设提高了老年人获得免费体检或上门医疗服务的可能性;模型 34 的结果表明,健康城市试点建设增大了老年人参与社交活动的可能性。模型 29、模型 31、模型 33 和模型 35 的结果表明,数字服务、医疗服务和社会服务可能均对老年人的健康起到了一定的促进作用;这一发现与吕宣如和章晓懿(2022)的发现相一致。综合上述发现可知,服务适老化供给也是健康城市试点建设影响老年人健康水平的重要渠道,由此验证了研究假设 3。

表 8 “服务适老化供给”机制检验的模型结果

变 量	数字服务		医疗服务				社会服务	
	是否上网	自评健康	免费体检服务	自评健康	上门医疗服务	自评健康	参加社交活动	自评健康
	模型 28	模型 29	模型 30	模型 31	模型 32	模型 33	模型 34	模型 35
健康城市	0.014**	0.033	0.162***	0.043*	0.032*	0.065***	0.105***	0.070***
试点建设	(0.006)	(0.020)	(0.050)	(0.023)	(0.018)	(0.020)	(0.038)	(0.025)
机制变量		0.058**		0.031***		0.094***		0.017*
		(0.029)		(0.010)		(0.014)		(0.010)
常数项	0.018***	1.493***	1.784**	1.652***	-1.063	0.967	4.252*	1.059
	(0.006)	(0.408)	(0.682)	(0.480)	(1.073)	(2.093)	(2.197)	(1.824)
观测值	13488	13251	11440	11440	11778	14060	13337	14060

注:控制了控制变量和时间固定效应。

六、研究结论与政策建议

健康城市是应对“城市病”问题、保障全民健康的重要举措。本文基于老年群体健康视角考察了“健康城市”试点建设的政策效果,利用 2011~2018 年 CHARLS 调查数据,

并结合《中国城市统计年鉴》中的城市数据,通过构建双重差分模型,实证检验了健康城市试点建设对老年人健康的影响、异质性及其传导机制。研究发现:第一,健康城市试点建设促进了老年人健康,具体表现为老年人自评健康水平提高、患慢性病的可能性下降、抑郁水平下降、医疗费用减少和日常活动能力提升。第二,相比于高龄老年人和农村老年人,健康城市试点建设对低龄老年人和城镇老年人的健康促进作用更强;相比于空气污染水平较高、行政等级较低、养老和医疗设施较为落后的城市,健康城市试点建设对空气污染水平较低、行政等级较高、养老和医疗卫生设施较完善的城市老年人健康促进作用更强。第三,健康城市试点的“设施适老化改造”和“服务适老化供给”是其对老年人健康产生积极影响的重要作用机制。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议。第一,进一步扩大健康城市建设范围。在积极总结已有试点建设经验的基础上,进一步扩大健康城市建设的实施范围,通过健康城市建设促进城市发展方式转型,全面提高老年人健康水平。第二,健康城市试点推进过程中应采取差异化的策略。具体来看,健康城市建设要提升服务供给的精细化程度,对高龄老年人和农村老年人等弱势群体予以特殊关注,满足不同老年人的差异化健康需求,缩小个体间健康水平的差距。同时,注重城市特征的差异,各城市通过持续改善空气质量、完善养老和医疗基础设施等方式,奠定良好的健康城市建设基础,进一步发挥健康城市建设的作用。此外,注重缩小不同等级城市在公共卫生资源布局和健康服务供给等方面的差距,促进健康城市均衡发展。第三,积极探索促进老年人健康水平提升的路径。一方面,要进一步发挥健康城市建设在设施适老化改造和服务适老化供给等方面的积极作用,加快构建老年友好型社会。另一方面,注重与其他健康政策的联动,在充分发挥自身综合性健康政策优势的基础上,积极与其他健康政策对接,全方位保障老年群体健康。

参考文献:

1. 陈林、伍海军(2015):《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》,《数量经济技术经济研究》,第7期。
2. 杜鹏(2022):《积极老龄观视野下的“人口规模巨大的现代化”》,《中国人口科学》,第6期。
3. 高鹏等(2022):《医养结合与老年人健康养老》,《财经研究》,第4期。
4. 郝枫等(2020):《基于合成控制法的健康城市试点政策效应评估》,《城市问题》,第5期。
5. 江艇等(2018):《城市级别、全要素生产率和资源错配》,《管理世界》,第3期。
6. 李实、朱梦冰(2022):《推进收入分配制度改革促进共同富裕实现》,《管理世界》,第1期。
7. 刘建国、苏文杰(2022):《“银色数字鸿沟”对老年人身心健康的影响——基于三期中国家庭追踪调查数据(CFPS)》,《人口学刊》,第6期。
8. 刘伟明等(2022):《低碳城市建设提升了国民健康素养吗》,《当代财经》,第11期。

9. 吕宣如、章晓懿(2022):《社区居家养老服务对老年人健康水平的影响》,《中国人口科学》,第3期。
10. 马超等(2019):《长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗》,《中国工业经济》,第12期。
11. 彭晓博、秦雪征(2015):《医疗保险会引发事前道德风险吗?理论分析与经验证据》,《经济学(季刊)》,第1期。
12. 盛亦男、刘远卓(2022):《社会参与对老年人健康的影响》,《中国人口科学》,第6期。
13. 唐跟利等(2022):《创建国家卫生城市是否提升了公共健康水平?——基于PSM-DID方法的实证分析》,《公共行政评论》,第4期。
14. 姚宏文等(2016):《我国城乡居民健康素养现状及对策》,《人口研究》,第2期。
15. 袁妙彧(2022):《城市住宅适老化改造对居家老年人健康的影响——基于分层线性模型的分析》,《城市问题》,第8期。
16. 曾亿武等(2022):《数字鸿沟新坐标:智慧城市建设对城乡收入差距的影响》,《中国农村观察》,第3期。
17. 张文娟等(2019):《中国高龄老年人的生活自理能力变化轨迹及队列差异——基于固定年龄与动态年龄指标的测算》,《人口研究》,第3期。
18. Cohen N., Mizrahi S., Vigoda-Gadot E. (2022), Alternative Provision of Public Health Care: The Role of Citizens' Satisfaction with Public Services and the Social Responsibility of Government. *Health Economics Policy and Law*. 17(2): 121-140.
19. Harpham T., Burton S., Blue I. (2001), Healthy City Projects in Developing Countries: The First Evaluation. *Health Promotion International*. 16(2): 111-125.
20. Kawada T., Lee S., Schwarz N. (2014), Question Context, Ethnic Difference, and Self-rated Health and Schwarz Respond. *American Journal of Public Health*. 104(1): 3-4.
21. Lei P., Feng Z. (2021), Age-friendly Neighbourhoods and Depression among Older People in China: Evidence from China Family Panel Studies. *Journal of Affective Disorders*. 286: 187-196.
22. Li P., Lu Y., Wang J. (2016), Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*. 123: 18-37.
23. Maller C., Townsend M., Pryor A., et al. (2006), Healthy Nature Healthy People: 'Contact with Nature' as an Upstream Health Promotion Intervention for Populations. *Health Promotion International*. 21(1): 45-54.
24. Mu S., Li W., Mohiuddin M. (2022), The Impact of Low-Carbon City (LCC) on Elderly People's Health: Evidence from a Natural Experiment in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 19(15): 9424.
25. Schatz E., Gómez-Olivé X., Ralston M., et al. (2012), The Impact of Pensions on Health and Wellbeing in Rural South Africa: Does Gender Matter?. *Social Science & Medicine*. 75(10): 1864-1873.
26. Unger D., Niessen C., Sonnentag S., et al. (2014), A Question of Time: Daily Time Allocation between Work and Private Life. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*. 87(1): 158-176.
27. Wang Y., Pei R., Gu X., et al. (2023), Has the Healthy City Pilot Policy Improved Urban Health Development Performance in China? Evidence from a Quasi-natural Experiment. *Sustainable Cities and Society*. 88: 104268.

28. Wu W., Zhu D., Liu W., et al.(2022), Empirical Research on Smart City Construction and Public Health under Information and Communications Technology. *Socio-Economic Planning Sciences*. 80:100994.

29. Yue D., Ruan S., Xu J., et al.(2017), Impact of the China Healthy Cities Initiative on Urban Environment. *Journal of Urban Health*. 94(2):149-157.

**The Health Impact of Healthy City Initiatives for the Elderly:
Evidence from the CHARLS Data**

Ma Qingshan Chen Mingcong Hu Feng

Abstract: In an aging population, it is a common concern to improve the health of the elderly. Using data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) from 2011 to 2018, this study employs a difference-in-differences (DID) model to examine the impact of the Healthy City Pilot policy on the elder people's health and its underlying mechanisms. The results show that the Healthy Cities Pilot improves older adults' health, as evidenced by higher self-rated health, lower healthcare costs, reduced chronic disease, decreased depression, and improved ability to perform activities of daily living. Heterogeneity analyses reveal stronger health promotion effects among urban and younger elderly, and also in cities with lower pollution, better facilities and services. The mechanisms of "elderly-oriented facilities adaptation" and "elderly-oriented service provision" underlie the positive health impacts of the policy. The paper recommends expanding and differentiating Healthy City policy to fully utilize its elderly health promotion potential.

Keywords: Healthy City Pilot; Elderly Health; Adaptive Aging; Difference-in-Differences

(责任编辑:许 多)