

政府多维医疗卫生支出的健康产出效应： 基于健康水平和健康差距双重视角

樊敏杰, 杨蕊, 刘源, 张祎萌

(河南财经政法大学财政税务学院, 河南 郑州 450046)

摘要: 发挥政府投入激励作用、强化政府兜底责任是推进“健康中国”建设的重要一环。基于2012—2020年中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据,实证检验政府多维医疗卫生支出的健康促进效应及健康平等效应。研究发现:政府医疗卫生总支出具有显著的健康提升效应,且对生理健康的影响效应超过了心理健康;各维度政府医疗卫生支出通过不同渠道缩小了居民健康差距;政府医疗卫生支出在户籍、地区、年龄、收入方面存在异质性;机制分析结果表明,政府医疗卫生支出对于居民健康水平及健康差距的影响主要是通过疾病预防、疾病负担、医疗服务利用和医疗服务供给等渠道实现的。研究结论为进一步完善医疗卫生投入模式、推进“健康中国”战略提供了政策依据。

关键词: 政府医疗卫生支出;健康水平;健康差距

中图分类号:F812.4 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2024)08-0083-14

Health output effect of government's multi-dimensional medical expenditure: Based on the dual perspective of health level and health gap

FAN Minjie, YANG Rui, LIU Yuan, ZHANG Yimeng

(School of Finance and Taxation, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: Playing the role of government investment incentives and strengthening the government's bottom-line responsibility is an important part of building a Healthy China. Based on the panel data of China Family Panel Survey (CFPS) from 2012 to 2020, this paper empirically tests the health promotion effect and health equity effect of government's multi-dimensional medical expenditure. The research found that the total government expenditure on health has a significant effect on health improvement, and the effect on physical health exceeds that on mental health; various government health expenditures through different channels to narrow the health gap among residents; government health expenditure is heterogeneous in household registration, region, age and income; the mechanism analysis results indicate that the impact of government medical expenditure on residents' health level and health gap is mainly achieved through channels such as disease prevention, disease burden, medical service utilization, and medical service supply. The research conclusions provide a policy basis for further improving the medical and health investment model and promoting the “Healthy China” strategy.

Key words: government health expenditure; health level; health gap

收稿日期:2024-01-05 修回日期:2024-06-08

基金项目: 河南省软科学研究项目“河南省财政卫生支出与健康不平等问题研究”(222400410618);河南省哲学社会科学规划项目“河南省健康扶贫与乡村振兴耦合协同及接续机制研究”(2022BJJ013);河南省高等学校青年骨干教师培养计划“新型城镇化背景下农村劳动力迁移问题研究—基于健康人力资本的视角”(2020GGJS116)。

作者简介: 樊敏杰(1986—),女,河南西华人,河南财经政法大学财政税务学院副教授,博士,研究方向为公共经济、社会保障。

健康是强国之基,亦是民生之本。保障居民健康权益是治国理政的基本要务,也是社会关注的焦点话题。近年来,医疗卫生体制改革不断深化,医保全覆盖、优质医疗卫生资源下沉、医疗反腐等行动深受民众好评。自“健康中国”战略实施以来,我国居民整体健康水平持续提升。国家卫健委公布的《2023 年中国居民健康素养监测情况》显示,全国重大慢性病过早死亡率、孕产妇死亡率、婴儿死亡率分别下降至 15.2%、15.1/10 万、4.5‰,均创历史新低;居民健康素养水平达 29.70%,相比 2012 年的 8.8% 有了大幅提升。然而,在整体健康状况改善的同时,也伴随着个体健康水平差异化的社会分层现象^[1]。作为社会不平等的一个具体方面,无论在高收入国家还是中低收入国家,居民健康差距都已经成为社会健康发展的重要阻碍。

健康的影响因素纷繁复杂,通常认为与个体年龄、生活方式、社会经济地位、医疗卫生资源可得性等密切相关。作为公共权力执行者和重要资源掌握者,政府对于医疗卫生事业的支持是提升国民健康水平、缩小健康差距的重要保障,也是“有为政府”掌控能力的具体体现^[2]。纵观世界各国,尽管政府在医疗卫生领域的定位不尽相同,但均扮演着举足轻重的角色。如以政府为主导的英国、加拿大等国家,其医疗卫生机构的经营建设完全由公共财政承担,并为全民提供免费的公共卫生医疗服务。而美国则是典型的市场主导型国家,其医疗卫生服务体系以私营为主,但政府仍然为部分低收入人群和老年人提供了社会医疗保险和医疗援助^[3]。近年来,我国中央政府相继出台了《关于深化医疗卫生体制改革的意见》《健康中国行动计划(2019—2030 年)》《关于全面推开公立医院综合改革工作的通知》等一系列政策文件。相比既往,新一轮医改呈现两个典型特征:一是政府的卫生筹资责任回归,医疗卫生投入规模持续扩大。2010—2022 年,我国政府医疗卫生支出占财政总支出的比重由 5.25% 上升至 9.17%^①,增

长速度远高于教育、社会保障等领域支出;二是明确将投入路径多元化,在保证医疗机构投入(“补供方”)的基础上,将新增投入重点用于支持“公共卫生、农村卫生、城市社区卫生”(“强基层”)和“基本医疗保障”(“补需方”),形成了多方主体统筹兼顾、“补供方”“补需方”“强基层”共同推进的多维医疗卫生投入格局。近年来,尽管政府呈现了全新的医疗卫生事业治理思路,但如何针对不同的主体确定合理的资金分配方式却缺少研究,支出的结构性矛盾亟待破解。一方面,长期以来供方为主的惯性补偿倾向,导致公立医院的资源聚集优势不断累积。加之药品设备采购^[4]、医务人员薪酬激励、医保监管^[5]等一揽子问题交织叠加,医药卫生领域腐败问题突出,医疗资源浪费严重。另一方面,基层医疗卫生供给能力不足,优质资源短缺,严重制约了基本卫生保健和公共卫生的疾病防控能力。公共医疗卫生资源浪费和短缺现象并存,阻碍了医疗卫生事业的健康可持续发展。

近年来,在大规模减税降费、新冠病毒感染疫情等因素的影响下,政府收支矛盾日益凸显。2023 年 12 月召开的中央经济工作会议进一步强调要优化财政支出结构,提质增效,强化国家重大战略任务财力保障。在财政“紧平衡”约束下,政府医疗卫生支出已由增量为主逐步转向更多的存量优化。一方面,如何在有限的资源条件下合理规划资金流向,在实现健康结果的同时减少医疗卫生资源的错配、闲置与浪费,是事关医疗体制改革成效的关键,也是实施“健康中国”战略财政保障的必然要求^[6]。因此,基于保障国民健康权益的出发点,如何针对不同的医疗服务主体建立合理的补偿机制,既是政府的决策重点,也是需要学界研究的重要议题。另一方面,“健康中国”的内涵是“共建共享、全民健康”,这要求正确处理效率与公平的关系。如何提升弱势群体医疗卫生服务的可得性和可负担性,促进机会公平,缩小健康差距,同样值得我们关注。

① 由国家卫健委发布的 2011 年和 2022 年《我国卫生健康事业发展统计公报》测算所得。

一、文献回顾

关于政府医疗卫生支出与居民健康之间的关系探讨,大致有以下3类文献。

第一类文献关注了政府医疗卫生支出总量与居民健康水平的关系。有研究表明政府医疗卫生支出对居民健康水平具有显著的促进效应^[7]。政府医疗卫生支出可以通过提高医疗服务利用水平^[8]、改善公共生活环境^[9]等影响居民健康。李月等^[10]利用中国劳动力动态调查数据(CLDS)考察了卫生费用投入规模、地区差异对居民健康的影响,发现扩大卫生费用投入规模有利于提升居民健康水平。黄薇^[11]、李晓嘉等^[12]利用微观调查数据研究发现,财政卫生支出有显著的健康减贫效应,间接验证了政府医疗卫生支出对居民健康的正向影响。然而,也有学者发现政府医疗卫生支出的健康效应并不显著^[13]。陈天祥等^[14]基于跨国数据发现,政府医疗卫生支出对居民健康的影响存在门限效应,随着政府医疗卫生支出占GDP的比重提升,对居民健康的影响显著增强,然而当超过一定的门槛值后,健康效应不再显著。原因主要在于:一是在政府医疗卫生支出较高的国家或地区,随着健康人力资本的积累,政府支出的健康边际效应递减;二是医疗卫生部门运作效率低下,导致政府投入无法形成有效产出^[15]。

第二类文献关注了不同维度的政府医疗卫生投入与居民健康水平的关系。对于这一问题的探讨,多基于其中的某一方面。首先,关于政府医疗机构投入的健康效应研究较少,有学者探讨了政府的医疗机构补贴对于医疗费用控制、医疗服务可及性和医疗服务质量的影响^[16-18],也有学者着眼于补贴政策实施过程中存在的问题,如投入数量不足、区域或城乡投入失衡、资金使用效率低下等^[19-21]。其次,关于政府公共卫生投入的健康效应。有学者认为,公共卫生投入对于居民健康并无明显的促进作用^[13],可能的原因在于公共卫生对健康的影响一般是长期性的,其重要性尚未得到足够认识^[22]。最后,关于政府医疗保障投入的健康效应。从国际上来看,大多数政府在医疗保障体系中都扮演着重要角色。我国的基本医疗保

险、医疗救助等医疗保障项目均为政府主导,财政是主要的资金来源,有助于实现“病有所医”的目标^[23]。白晨等^[24]发现医疗保险对于老年人等弱势群体具有更强的健康促进作用,但也有研究发现医疗保险对于参保人的健康水平并无显著影响^[25]。

第三类文献关注了个体之间的健康差异问题。多数学者探讨了城乡医保统筹政策对居民健康差异的影响。有研究发现,城乡医保统筹政策拉大了个体之间的健康差距^[26]。也有学者认为,高收入人群的健康状况更好并使用了更多的医疗服务,新农合实施后由于医疗服务利用发生了较大有利于低收入者的变动,极大程度上改善了低收入群体的困境^[27],城乡医保统筹有助于缩小居民健康差距^[28]。与此同时,相比“两档制”统筹模式,“一档制”更有利于改善城乡大病患者的医疗服务利用和健康水平^[29],进而缩小城乡之间的健康差异。此外,还有学者关注了婚姻、教育、社会压力等对居民健康差距的影响^[30-32]。

综观已有文献,学者们对政府医疗卫生支出与居民健康的关系进行了丰富的研究,但以下问题仍值得探讨。第一,对于健康衡量指标,学者们多以自评健康、死亡率、住院率等主观指标、单一宏观生理健康指标或医疗服务利用水平等间接变量作为健康的衡量标准,且长期忽视了作为重大公共卫生问题和社会问题的心理健康指标,无法对政府医疗卫生支出的健康效应进行全面评估。第二,关于政府医疗卫生支出对于居民健康影响的考察多基于支出总量视角或支出的某一侧面,关于不同维度支出之间的横向比较并不多见,无法有效衡量政府不同流向的医疗卫生投入对居民健康的影响。第三,现有关于居民健康差距的研究通常以计算与收入相关的集中指数来衡量,多是关于相关因素的局部探讨,且多聚焦于城乡医保统筹带来的收入相关的健康差距,而关于政府医疗卫生支出异质性所导致的个体健康差异及其变化趋势尚未引起过多的关注。鉴于此,本文利用微观追踪调查数据结合宏观数据,对政府多维医疗卫生支出的健康促进效应及健康平等效应进行研究。

二、理论框架

Grossman^[33]基于健康特性第一次提出了健康人力资本的概念,构建了用于分析健康需求的理论模型。基于此模型,在个体偏好、收入等既定的条件下,消费者会对不同时期的健康投资和其他商品选择做出理性决策,以实现终身效用最大化。Leibowitz^[34]、王玉泽等^[35]对经典的健康需求理论模型进行了扩展,在考虑个人因素的基础上进一步将公共因素纳入了分析框架。根据扩展的健康需求理论模型,代表性消费者一生的效用函数可表示为:

$$U = U(\varphi_t H_t, Z_t) \quad t = 0, 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

式(1)中, n 表示消费者的生命周期; H_t 表示消费者第 t 期的健康资本存量; φ_t 表示第 t 期单位健康资本存量所产生的健康时间,也即单位健康资本收益; $h_t = \varphi_t H_t$ 即为第 t 期的健康时间总量; Z_t 表示第 t 期的其他商品消费量。健康资本增量 ΔH 可表示为:

$$\Delta H = H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t \quad (2)$$

式(2)中, I_t 和 δ_t 分别表示消费者第 t 期的健康总投入和健康折旧率, δ_t 通常被认为与年龄等外生变量有关。在此基础上,进一步将公共卫生投入引入健康折旧率函数:

$$\delta_t = \delta_0 e^{\hat{\delta}_t} e^{-\hat{\delta}_t} f(F) \quad (3)$$

式(3)中, δ_0 表示初始健康折旧率; q 表示公共卫生投入,反映了疾病防控能力; F 表示影响折旧率的其他因素。 I_t 和 Z_t 可用如下函数来表示:

$$I_t = I_t(M_t, T_{H_t}; E_t) \quad (4)$$

$$Z_t = Z_t(X_t, T_{Z_t}; E_t) \quad (5)$$

式(4)与式(5)中, M_t 表示可购买的健康投入要素,如医疗卫生服务等; X_t 表示可购买的用于生产 Z_t 的投入要素; T_{H_t} 和 T_{Z_t} 分别表示消费者用于生产健康和其他商品的时间投入; E_t 表示教育人力资本。相应地,消费者所面临的约束条件包括收入约束和时间约束:

$$\sum_{t=0}^n \frac{P_t M_t + P'_t X_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^n \frac{W_t T_{W_t}}{(1+r)^t} + A_0 \quad (6)$$

$$T_{W_t} + T_{L_t} + T_{H_t} + T_{Z_t} = \Omega \quad (7)$$

式(6)、式(7)中, P_t 和 P'_t 分别表示 M_t 和 X_t 的

市场价格; W_t 表示工资水平; T_{W_t} 表示工作时间; T_{L_t} 表示消费者的生病时间; r 表示利率; A_0 表示消费者的初始财富; Ω 表示消费者第 t 期的总时间,一般为一年(或365天)。对式(6)和式(7)进一步转换,可以得到代表性消费者全生命周期的财富约束:

$$\sum_{t=0}^n \frac{P_t M_t + P'_t X_t + W_t (T_{L_t} + T_{H_t} + T_{Z_t})}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^n \frac{W_t \Omega}{(1+r)^t} + A_0 = R \quad (8)$$

式(8)中, $C_{H_t} = P_t M_t + W_t T_{H_t}$ 、 $C_{Z_t} = P'_t X_t + W_t T_{Z_t}$ 分别表示消费者投资于健康 H 和消费品 Z 的总成本。

式(1)~式(8)构成了消费者的健康需求模型,其追求的目标是在约束条件下实现自身生命周期的效用最大化。在式(2)、式(4)、式(5)、式(8)的约束条件下,最大化消费者的效用函数即可得到均衡时的健康需求 H^* 。因此,给定消费者的健康初始禀赋与折旧率,可得均衡条件为:

$$\gamma_t + a_t = r - \tilde{\pi}_{t-1} + \delta_t \quad (9)$$

$$\text{式(9)中, } \gamma_t = \frac{W_t G_t}{\pi_{t-1}}$$

$$a_t = \frac{\left(\frac{U h_t}{\lambda}\right)(1+r)^t G_t}{\pi_{t-1}}$$

式中, $G_t = \partial h_t / \partial H_t$ 表示健康的边际产出; $\pi_{t-1} = \partial C_{H_{t-1}} / \partial H_{t-1}$ 表示第 $t-1$ 期健康投资的边际成本,也即健康的影子价格,与医疗卫生服务价格、工资水平等因素有关; $\tilde{\pi}_{t-1} = (\pi_t - \pi_{t-1}) / \pi_{t-1}$ 表示健康投资的边际成本变化率; $U h_t = \partial U / \partial h_t$ 和 λ 分别表示健康和财富的边际效用。 γ_t 为健康投资的边际货币回报率(MEC), a_t 为健康投资的边际精神回报率。因此,式(9)中等号左侧表示健康投资的边际收益,等号右侧表示健康投资的资本成本。这个均衡条件表明,最优健康投资应满足投资的边际收益与资本成本相等。

不难发现的是,在上述模型中,健康兼具消费品属性和投资品属性。为简化分析,本文根据既有研究经验忽略健康的消费品属性,构建纯粹的

健康投资模型,同时假设 $\tilde{\pi}_{t-1} = 0$, 均衡条件可简化如下:

$$\frac{W_t G_t}{\pi_{t-1}} = \gamma_t = r + \delta_t \quad (10)$$

式(10)提供了一种可检验的理论预测。 $\gamma_t = W_t G_t / \pi_{t-1}$ (MEC)可以衡量个体的健康需求(D),反映的是健康资本存量 H_t 与资本边际效率 γ_t 之间的关系;而 $r + \delta_t$ 则可以体现个体的健康供给(S),由于健康投资成本与健康资本存量之间相对独立,因此健康供给曲线可以看作是一条水平线。给定 D 曲线和 S 曲线,可得均衡时的最优健康资本存量 H_t^* 。

从理论上讲,政府医疗卫生支出可以通过不同的路径作用于居民健康。第一,医疗卫生服务是健康生产的主要投入要素,其价格的高低会直接影响健康投资的边际成本。政府“补需方”和“补供方”的投入策略可以通过提高报销比例、增加医疗服务供给等方式降低居民的医疗卫生服务价格 P , 放松收入约束。第二,政府的医疗机构支出可以提高医疗服务质量,提高就医便利性,缩短健康生产消耗的时间成本 T_H 。在式(10)中,表现为健康投资的边际成本 π_{t-1} 降低。在其他条件不变的情况下,健康需求曲线由 D_0 向右移动至 D_1 , 均衡的健康资本存量由 H_0^* 增加至 H_1^* , 如图1所示。第三,由式(3)可知,当政府的公共卫生支出增加时,健康折旧率由 δ_0 下降至 δ_1 , 健康供给曲线由 S_0 下降至 S_1 , 均衡的健康资本存量由 H_0^* 上升至 H_1^* , 即公共卫生支出增加可增强个体的疾病防控能力,降低健康资本折旧率,进而导致健康资本存量上升,如图2所示。

不止于此,根据扩展的健康需求理论模型,健康需求曲线向下方倾斜,这反映了健康投资的边际报酬递减性质。对于初始健康水平较低的个体而言,政府医疗卫生支出的微小增量即可带来较大的健康边际收益;对于初始健康状况较好的个体来说,等量的政府医疗卫生支出产生的健康边际收益相对较小。这意味着,增加政府医疗卫生支出更有助于维护弱势群体的健康权益。如果上述推理成立,那么我们即可找到政府医疗卫生支

出缩小居民健康差距的稳健证据。

上述理论探讨不仅为实证分析中的控制变量选择提供了依据,也可以对各变量的影响方向进行合理预期。同时,也为政府多维医疗卫生支出对居民健康水平和健康差异的影响渠道检验提供了方向性指引。

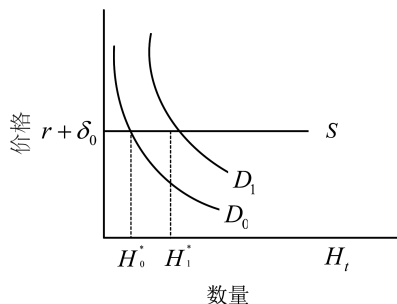


图1 健康需求曲线变动

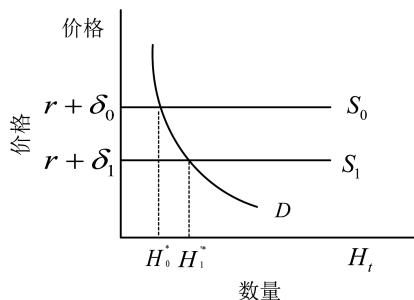


图2 健康供给曲线变动

三、模型、数据与变量说明

(一) 模型设定

1. 基准回归模型

本文主要采用面板线性模型来分析政府医疗卫生支出对居民健康水平的影响。由于健康水平存在一定的时间粘性,当期值可能受到上一期的影响,为避免遗漏重要变量而导致估计结果有偏,因此在回归中加入被解释变量的滞后项。具体方程表示如下:

$$H_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 expenditure_{pt} + \alpha_2 H_{ipt-1} + X' \alpha + \lambda_i + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (11)$$

式(11)中, i 表示受访者个体, p 表示省份, t 表示年份。 H_{ipt} 为被解释变量,表示 p 省的个体 i 在 t 年的健康水平; $expenditure_{pt}$ 表示 p 省在 t 年的政府医疗卫生支出; H_{ipt-1} 表示健康水平的一阶滞后; X' 表示影响健康水平的其他控制变量,包括年龄、户籍、受教育年限、家庭人均收入、人均 GDP、城镇

化率等个体、家庭以及省份特征变量。此外,本文还进一步控制了个体、省份和年份的固定效应,对应的变量符号分别为 λ_i 、 λ_p 和 λ_t ; ε_{ipt} 为扰动项。

2. 健康差距测度及其影响因素

(1) 健康差距测度

借鉴赵广川^[36]的做法,本文选用基尼系数作为健康差距的衡量指标,它描述的是按人口分布所形成的健康平均差异对健康总体期望值偏离的相对程度,能够直观并客观地反映居民之间的健康差距。根据本文构建的健康指标体系,健康水平为取值范围在 $[0,1]$ 之间的连续数值,可以此为基础计算健康基尼系数。定义健康基尼系数的表达式如下:

$$G(F_H) = 1 - 2\mu^{-1}R(F_H) \quad (12)$$

式(12)中, μ 表示健康水平均值, $R(F_H) = \int_0^1 GL(p; F_H) dp$ 。其中, $p(h) = F_H(h)$ 为个体健康水平 H 的累积分布函数; $GL(p; F_H) = \int_{-\infty}^{F^{-1}(p)} z dF_H(z)$ 为广义洛伦兹曲线纵坐标。

(2) 健康差距影响因素: RIF-Gini 回归模型

为了进一步探讨政府医疗卫生支出在缩小居民健康差距中的作用,本文借助基尼再中心化影响函数(RIF-Gini)回归模型^[37]展开进一步分析,其优势在于可以直观地对健康差异的影响因素进行全局把握。

基于微观调查数据计算得到的健康基尼系数,本文 RIF-Gini 回归可以分为以下 3 个步骤。

第一步,构建健康基尼系数的影响函数:

$$IF(h; G, F_H) = A(F_H) + B(F_H)h + C(h; F_H) \quad (13)$$

式(13)中,

$$A(F_H) = 2/\mu^{-1}R(F_H)$$

$$B(F_H) = 2\mu^{-2}R(F_H)$$

$$C(h; F_H) = -2/\mu^{-1}[h(1-p(h)) + GL(p(h); F_H)]$$

第二步,构建基尼系数的再中心化影响函数,可表示为基尼系数加影响函数:

$$\begin{aligned} RIF - Gini(h) &= G(F_H) + IF(h; G, F_H) \\ &= 2 \frac{h}{\mu} G + \frac{1-h}{\mu} + \frac{2}{\mu} \int z F_H(z) dz \end{aligned} \quad (14)$$

第三步,利用式(14)计算得到的再中心化影响函数作为被解释变量,构建如下计量模型:

$$Gini(H) = \theta_0 + \theta_1 expenditure_{pt} + \theta_2 H_{ipt-1} + X'\theta + \lambda_i + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (15)$$

式(15)中, H 表示个体的健康水平; $expenditure_{pt}$ 表示政府医疗卫生支出; H_{ipt-1} 表示健康水平的一阶滞后; X' 表示影响居民健康差异的个体、家庭以及省份特征变量; λ_i 、 λ_p 和 λ_t 分别表示个体、省份和年份固定效应; ε_{ipt} 为扰动项。

(二) 数据来源

本文使用的微观数据来源于 2012—2020 年中国家庭追踪调查(CFPS)统计数据。考虑到儿童与成人的健康影响因素差异较大,本文剔除了 16 岁以下的受访者。利用符合条件的受访者提供的个人及家庭等相关基本信息,最终选出了 56 168 个有效观测值。关于不同年份政府医疗卫生支出核算,以及经济发展水平、人口密度等省级层面宏观数据主要来自于《中国统计年鉴》《中国卫生和计划生育统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及《中国民政统计年鉴》等。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为居民健康水平和健康差距。其中,居民之间的健康差距以健康基尼系数为衡量指标,由居民健康水平推算而来。因此,构建科学合理的健康水平衡量指标至关重要。借鉴国际健康综合测评工具 SF-36 以及中国学者对健康指标的构建^[12],本文从生理健康和心理健康两个维度对其进行衡量。生理健康指标选取体质指数、患病情况和活动能力 3 个二级指标进行考察,心理健康指标则同时考虑精神状态和生活态度两个方面。综合健康指标采用熵权法进行测算,指标体系及相应权重如表 1 所示。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为政府医疗卫生支出,主要体现为“补供方”“补需方”和“强基层”3 个维度。根据政府在医疗卫生领域的投入路径,分别选取医疗机构支出、医疗保障支出和公共卫生支出作为“补供方”“补需方”和“强基层”的衡量指

表 1 健康水平指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	指标属性	权重
生理健康	体质指数	用身体质量指数值(BMI)来衡量,大于 18.5 kg/m ² 且小于 23.9 kg/m ² 判定为体型正常,得分区间为[0,1]	正向	0.043
	患病情况	过去六个月内是否患有经医生诊断的慢性病,得分区间为[0,1]	负向	0.240
	活动能力	包括独立完成户外活动、进餐、厨房活动、使用公共交通、购物、清洁卫生、洗衣七项,可以独立完成一项记一分,得分区间为[0,7]	正向	0.295
心理健康	精神状态	包括情绪低落、觉得做任何事都很费劲、睡眠不好、不愉快、孤独、生活不快乐等 6 种感受,受访者从感受发生频率的 4 个选项中进行选择,将选项代表的分值进行加总即为精神状态得分,得分区间为[0,18]	负向	0.119
	生活态度	包括对自己生活满意度、对未来生活信心度两项。受访者根据自己感受分别对两个指标进行打分,将二者分值进行加总即为生活态度得分,得分区间为[2,10]	正向	0.303

标。由于各个省份并未公布不同口径的政府医疗卫生支出数据,因此,本文借鉴郑喜洋等^[8]的处理方法,利用现行财政拨款及补贴政策构建相应变量。医疗机构支出以其人员经费支出进行衡量,医疗保障支出以基本医疗保险支出与医疗救助支出之和进行衡量。由于地方财政资金有限,当前公共卫生机构与医疗机构的财政补贴多以人员基本工资和开展公共卫生服务所需经费进行核定。鉴于此,本文将公共卫生机构的人员经费支出和公共卫生服务经费支出进行加总,即可得到公共卫生支出。具体计算公式如下:

医疗机构支出(人员经费) = 公立医疗机构医务人员数量 × 平均薪酬 (16)

医疗保障支出 = 基本医疗保险参保人数 × 财政补贴标准 + 医疗救助财政拨款 (17)

公共卫生支出 = 人员经费支出 + 公共卫生服务经费支出 (18)

其中,人员经费支出 = 公共卫生机构人员数量 × 平均薪酬;公共卫生服务经费支出 = 人均补

贴标准 × 各省人口数。

进一步地,根据各省人口数计算得出不同年份不同省份的人均政府医疗卫生支出。为了减少异方差的影响,本文对各省人均政府医疗卫生支出取对数,并以 2011 年为基期进行 CPI 平减。

3. 控制变量

结合健康需求理论扩展模型,本文还控制了其他可能会对居民健康水平及健康差距产生影响的变量。主要包括:第一,年龄、户籍、受教育年限、工作情况、婚姻状况、医保参保情况、健康行为等个体特征变量;第二,家庭人均收入、家庭规模、家庭饮用水源等家庭特征变量;第三,人均 GDP、城镇化率、人口密度等省份特征变量。

四、政府多维医疗卫生支出对居民健康水平的影响

(一)政府医疗卫生总支出对居民健康水平的影响

根据上述实证策略,表 2 分别汇报了政府医疗卫生支出总量对居民综合健康、生理健康与心理健康指标的回归结果。模型(1)的结果表明,政府医疗卫生支出对综合健康水平具有显著的正向影响。从模型(2)和模型(3)的比较来看,政府医疗卫生支出与居民生理健康和心理健康均呈现显著的正向关系,且对生理健康的影响效应更为突出。

表 2 政府医疗卫生总支出对居民健康水平的影响

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	综合健康	生理健康	心理健康
政府医疗卫生总支出	0.060 *** (0.002)	0.093 *** (0.003)	0.014 *** (0.002)
观测值	56 168	56 168	56 168

注:***表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;还控制了其他变量,以及个体、省份和年份效应。

(二)不同维度政府医疗卫生支出对居民健康水平的影响

表 3 的回归结果显示,各维度政府医疗卫生支出与综合健康、生理健康指标均呈现显著的正向关系。而且,医疗保障支出对于健康的促进效应最为突出,随后是医疗机构支出和公共卫生支出。这表明,“新医改”以来,“补供方”“补需方”“强基层”三管齐下的政府医疗卫生投入模式显著提升了居民的健康绩效,增加了居民健康红利。

三项政府医疗卫生支出的生理健康效应均超过了心理健康效应。从模型(6)的结果可以看出,各维度政府医疗卫生支出对心理健康的影响程度不尽相同。其中,公共卫生支出与医疗保障支出的系数均为正值,且在 1% 的统计水平上显著,这表明公共卫生支出和医疗保障支出对于心理健康具有显著的促进作用。

表 3 不同维度政府医疗卫生支出对居民健康水平的影响

变量	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	综合健康	生理健康	心理健康
医疗机构支出	0.033 *** (0.003)	0.045 *** (0.004)	0.002 (0.002)
医疗保障支出	0.093 *** (0.011)	0.099 *** (0.007)	0.012 *** (0.004)
公共卫生支出	0.014 *** (0.001)	0.016 *** (0.002)	0.010 *** (0.002)
观测值	56 168	56 168	56 168

注:***表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;还控制了其他变量,以及个体、省份和年份效应。

(三)异质性分析

为了检验各维度政府医疗卫生支出对居民健康水平的影响是否存在群体差异,本文从户籍类型、地区、年龄以及收入水平 4 个维度对受访者进行分组,并利用似不相关回归模型(SUR)分别对不同分类的样本组进行联合估计,对组间系数差异的显著性进行检验^[38],具体回归结果如表 4 和表 5 所示。

1. 基于户籍与地区维度

从户籍属性来看,医疗机构支出和公共卫生支出对于农村居民的健康促进作用显著更强,而医疗保障支出对于城镇和农村居民健康的正向影响并无显著差异。当前,医疗卫生资源在我国城乡分布不平衡、不均等问题突出,城镇地区的资源分配明显优于农村地区。长期以来,农村人口数量众多与医疗资源、公共卫生设施相对短缺的现实,导致医疗机构支出和公共卫生支出对于农村居民的健康边际效应超过了城镇居民。而近年来推行的城乡医保统筹政策使得政府对农村与城镇的医保支付水平日渐趋同,这可能是导致医疗保障支出对城乡居民的健康促进效应并无显著差别的原因之一。

分地区来看,医疗保障支出对于东部地区与中西部地区居民的健康影响差异并不显著,而医

疗机构支出和公共卫生支出对于中西部地区居民健康水平的影响更为突出。考虑经济发展不平衡、医疗资源存在差异,可能使中西部地区受访者对疾病预防能力以及医疗服务可及性的敏感度更高,进而作用于其综合健康水平。

表 4 异质性分析:基于户籍与地区维度

变量	户籍			地区		
	城镇	农村	经验 P 值	东部	中西部	经验 P 值
医疗机构支出	0.009 *** (0.002)	0.038 *** (0.004)	0.000	0.015 *** (0.004)	0.031 *** (0.002)	0.008
医疗保障支出	0.077 *** (0.012)	0.094 *** (0.005)	0.203	0.088 *** (0.006)	0.077 *** (0.006)	0.237
公共卫生支出	0.004 (0.004)	0.015 *** (0.002)	0.001	0.009 *** (0.003)	0.014 *** (0.002)	0.000
观测值	25 168	31 000	—	24 919	31 249	—

注:***表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;“经验 P 值”用于检验组间系数差异的显著性;还控制了其他变量,以及个体、省份和年份效应。

2. 基于年龄与收入维度

表 5 的回归结果表明,对于 60 岁以上的高龄群体来说,三项政府医疗卫生支出的估计系数均大于 60 岁及以下的低龄群体,且两组样本的系数差异均在 1% 的统计水平上显著。这表明政府医疗卫生支出对于高龄群体的健康绩效显著高于低龄群体。这可能是由于高龄群体的医疗服务利用率往往高于低龄群体,医疗机构设备的完善、医疗保障水平的提升使高龄群体获益更大。同时,高龄群体通常面临更高的健康风险,预防接种、健康教育、慢性病/传染病健康管理等公共卫生支出给其带来的正向健康边际效应也会显著高于低龄群体。

表 5 异质性分析:基于年龄与收入维度

变量	年龄			收入		
	60 岁以上	60 岁及以下	经验 P 值	高收入群体	低收入群体	经验 P 值
医疗机构支出	0.031 *** (0.003)	0.007 *** (0.002)	0.000	0.016 *** (0.004)	0.038 *** (0.005)	0.000
医疗保障支出	0.098 *** (0.009)	0.068 *** (0.007)	0.009	0.064 *** (0.019)	0.112 *** (0.013)	0.000
公共卫生支出	0.017 *** (0.002)	0.003 (0.003)	0.000	0.014 * (0.007)	0.021 *** (0.003)	0.031
观测值	14 560	41 608	—	28 084	28 084	—

注:***、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;“经验 P 值”用于检验组间系数差异的显著性;还控制了其他变量,以及个体、省份和年份效应。

从收入水平来看,各维度政府医疗卫生支出对于低收入群体的健康促进作用显著更强。在其他条件不变的前提下,医疗机构支出和医疗保障支出能够提升低收入群体的医疗服务可及性,降

低疾病负担,释放更多的医疗需求,有利于维护其基本的健康权益。同时,公共卫生支出能够提升低收入群体的疾病预防能力,降低患病风险。

(四)稳健性检验

为了验证上述研究结论的可靠性,本文从以下3个方面展开进一步分析。①替换被解释变量。第一,将自评健康得分作为健康的衡量指标。根据受访者对自己的健康状况评价,将不健康、一般、比较健康、很健康和非常健康分别赋值1~5分。第二,鉴于一些疾病,尤其是慢性病,具有较长的患病周期,政府医疗卫生支出对此类疾病的解释力度有限,本文将“健康变化”作为被解释变量进行稳健性检验。根据受访者对自己当前健康状况与一年前健康状况的比较结果,将更差、没有变化、更好分别赋值-1分、0分和1分。②由于样本之间的健康水平差异较大,为了避免异常值可能造成的估计结果偏误,本文对综合健康指标进行10%双侧缩尾处理后重新进行回归。③进一步考虑内生性。居民健康的影响因素纷繁复杂,尽管前文分析已控制了个体、家庭和省份等多个层面变量,并加入了被解释变量滞后项,但仍可能存在不可观测的因素而导致估计结果有偏。为了进一步修正可能存在的内生性问题,本文借鉴朱恒鹏等^[18]的做法,选取财政收入、除政府医疗卫生支出外的其他财政支出以及政府累计负债额作为政府医疗卫生支出的工具变量,并基于两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。从直观上看,政府债务率越高,财政压力越大^[39],财政收支及政府债务会直接影响到政府医疗卫生支出力度,且与个体健康并无直接关系。因此,可以认为所选取的工具变量符合相关性和外生性条件。而且,一阶段F值均远大于10,表明不存在弱工具变量问题。在利用上述方法重新回归后,政府医疗卫生支出对居民健康的正向影响依然显著(见表6)。

五、政府多维医疗卫生支出对居民健康差距的影响

(一)健康差距及其变化趋势

为了直观理解“新医改”之后的居民健康差距及其演变趋势,本文以2012—2020年的微观调查

个体为样本,刻画了基于综合健康的洛伦兹曲线图。显然,随着中国医改进程的持续深入,健康洛伦兹曲线相对于45度公平线的偏离程度有所缓和。2012—2020年,健康基尼系数从0.446下降到了0.413。这表明,随着时间的推移,尽管居民之间的健康差距仍然较大,但这种趋势在逐渐缩小。

表6 居民健康水平的稳健性检验结果

变量	稳健性检验(1)		稳健性检验(2)	稳健性检验(3)
	自评健康	健康变化	综合健康 (10% 双侧缩尾)	考虑内生性
医疗机构支出	0.072 ** (0.034)	0.082 ** (0.037)	0.039 *** (0.004)	0.350 *** (0.044)
医疗保障支出	0.216 * (0.111)	0.054 *** (0.011)	0.071 *** (0.014)	0.422 *** (0.060)
公共卫生支出	0.044 *** (0.012)	0.022 * (0.012)	0.006 *** (0.001)	0.086 *** (0.033)
观测值	54 571	55 687	42 412	56 168
一阶段F值	—	—	—	1 746.44/ 1 178.03/ 947.45

注:***、**、*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;稳健性检验(3)汇报了2SLS第二阶段回归结果,还控制了其他变量,以及个体、省份和年份效应。

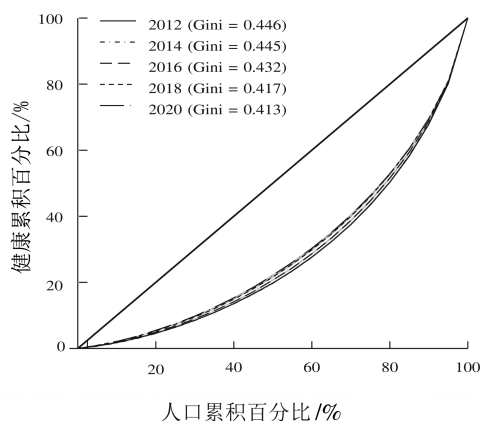


图3 样本个体的健康洛伦兹曲线

(二)RIF-Gini 回归结果

为了更好地观察不同年份政府多维医疗卫生支出对健康差距的影响程度,本文在计算健康基尼系数的基础上分年度进行RIF-Gini回归,结果如表7所示。

结果显示,医疗机构支出和医疗保障支出可以有效降低居民健康基尼系数,这意味着政府对医疗服务供方和需方的支出增加有利于缩小个体

之间的健康差异。结合前文回归结果可知,医疗机构支出和医疗保障支出对于居民健康有着直接的正向影响,而且对于高龄群体、低收入群体的边际影响更大。这意味着增加政府医疗卫生支出、促进医疗卫生资源向弱势群体倾斜是缩小居民健康差距的重要途径。从时间趋势上看,2012—2020 年,两项政府医疗卫生支出对于缩小居民健康差距的作用逐渐增强,尤其是医疗保障支出。这可能是由于随着健康扶贫政策的推进,医疗卫生资源进一步下沉,健康高风险群体的医疗服务可及性提升,进而缩小了个体健康差异。尤其自 2016 年开始逐渐推进城乡医保统筹,促进了城乡医疗卫生资源的公平共享,覆盖了更多的边缘群体,对于促进健康平等起到了重要作用。

公共卫生支出的系数符号虽为负值,但在 2014 年以后其对居民健康差异的影响并不具有统计学显著性。可能的原因在于,当前“重医轻防”问题依然较为突出,尽管政府对公共卫生的投入规模在逐年增加,但占医疗卫生总支出的比重却在不断下降。2019 年,我国公共卫生支出占医疗卫生支出比重约为 13.27%,与 2011 年相比下降了 4.11%^②。由于公共卫生投入规模不足,加之在不同区域和城乡之间的分布差异依然较大,导致其缩小居民健康差距的正向作用未能得到充分发挥。

表 7 基于时间趋势的健康差距 RIF-Gini 回归结果

变量	2012 年 (Gini = 0.446)	2014 年 (Gini = 0.445)	2016 年 (Gini = 0.432)	2018 年 (Gini = 0.417)	2020 年 (Gini = 0.413)
医疗机构支出	-0.006 ** (0.003)	-0.005 *** (0.001)	-0.004 * (0.002)	-0.007 ** (0.003)	-0.008 *** (0.003)
医疗保障支出	-0.011 * (0.006)	-0.012 *** (0.004)	-0.014 * (0.008)	-0.024 ** (0.009)	-0.031 ** (0.014)
公共卫生支出	-0.005 ** (0.002)	-0.003 ** (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.006 (0.005)	-0.004 (0.003)
观测值	9 654	12 319	12 012	12 034	10 149

注:***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;还控制了其他变量,以及个体和省份效应。

(三)稳健性检验

本文通过以下方式检验政府多维医疗卫生支出对于缩小居民健康差距的可靠性和稳健性。
①整体分析。为了避免单一年份数据可能存在的

选择性偏误问题,本文利用 2012—2020 年的全样本数据进行整体分析。②替换被解释变量。除基尼系数外,方差系数也常被用来反映居民之间的健康差距。因此,本文采用居民健康的方差作为健康差距的衡量指标重新进行 RIF 回归。③进一步考虑内生性。选取财政收入、除政府医疗卫生支出外的其他财政支出以及政府累计负债额作为各项政府医疗卫生支出的工具变量,并利用工具变量法进行两阶段估计。稳健性检验结果与前文回归结果基本一致,具体如表 8 所示。

表 8 居民健康差距的稳健性检验结果

变量	稳健性检验(1)	稳健性检验(2)	稳健性检验(3)
	整体分析	方差系数	考虑内生性
医疗机构支出	-0.002 * (0.000)	-0.001 * (0.002)	-0.004 *** (0.002)
医疗保障支出	-0.005 * (0.003)	-0.005 *** (0.000)	-0.006 ** (0.002)
公共卫生支出	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.017 * (0.010)
观测值	56 168	56 168	56 168
一阶段 F 值	—	—	2 733.23/ 5 715.92/ 1 386.59

注:***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;还控制了其他变量,以及个体、省份和年份效应。

六、机制分析与量化分解

(一)机制分析

以上研究表明,政府医疗卫生支出具有显著的健康促进效应,并有利于缩小个体之间的健康差距。然而,其中的传导机制如何? 本文综合考虑各项支出特点以及数据的可得性,选择疾病预防、疾病负担、医疗服务利用以及医疗服务供给能力作为政府多维医疗卫生支出影响居民健康水平和健康差距的可能渠道,各影响渠道的代表性变量如表 9 所示。

从表 10 的机制检验结果来看,不同维度的政府医疗卫生支出对居民健康的影响渠道并不相同。

首先,第(1)列的结果表明,公共卫生支出有助于提升居民的保健支出水平,同时降低了居民

② 数据来源于《2019 年卫生健康事业发展统计公报》。

患病率。近年来,政府对于疾病防控机构的补助连年上涨。政府对公共卫生体系的投入可以提升居民健康意识,改善居民生活环境,提高专业公共卫生机构的防病能力,有效降低了居民健康风险^[8]。

表9 渠道变量选取

影响渠道	变量	变量说明
疾病预防	保健支出	取对数。受访者过去一年的家庭人均保健支出费用,可以反映居民的疾病预防意识
	患病率	根据受访者过去两周有身体不适的人次比重进行测算
疾病负担	自付费用	取对数。指过去一年医疗总费用中,除去报销之后的自付部分
医疗服务利用	重病就诊率	根据受访者过去两周患有严重伤病并找医生就诊的人次比重进行测算
医疗服务供给	就医条件	根据受访者对看病点就医条件满意度的评价来判定,将很不满意、不满意、一般、满意和很满意分别赋值1~5分
	医疗水平	根据受访者对看病点医疗水平的评价来判定,将很不好、不好、一般、好、很好分别赋值1~5分

其次,政府对医疗保障体系的投入能够显著降低居民的医疗负担,提升医疗服务利用率。当前我国以“基本医疗保险+医疗救助”为主的医疗保障制度已基本实现全民覆盖,极大程度上减少了居民因病就医带来的经济冲击,让人民享有公平的医疗机会,促进健康平等。而且自基本医疗保险制度建立以来,报销范围主要集中在住院等费用较高的医疗服务项目,降低了参保人的住院医疗服务自付价格,刺激了参保人的住院医疗服务需求^[17]。而对于住院服务需求较高的患者通常都是病情严重者,因此政府的医疗保障投入对于居民健康的保障作用最为明显。

最后,医疗机构支出的健康产出效应主要是通过提升医疗服务供给能力来实现的。2012—2020年,财政对公立医疗机构的直接补助约增加了2.2倍^③,对于公立医院基础设施和医疗设备配置的完善和补充能够在一定程度上提升其医疗服务供给能力,可以更大程度上契合居民的医疗需求,提升医疗服务可及性。值得注意的是,医疗机构支出对于居民医疗自付费用的影响并不显著。有研究表明,公立医疗机构持续扩张以及供方诱导需求等可能会推高医疗费用,在一定程度上消

解了财政投入对居民就医的降负效应^[18]。

表10 机制分析结果

变量	(1)疾病预防		(2)疾病负担	(3)医疗服务利用	(4)医疗服务供给	
	保健支出	患病率	自付费用	重病就诊率	就医条件	医疗水平
Panel A: 总支出						
政府医疗卫生总支出	0.166 *** (0.025)	-0.158 *** (0.029)	-0.230 *** (0.030)	0.201 *** (0.063)	0.206 *** (0.013)	0.144 *** (0.014)
观测值	56 168	56 168	37 263	17 071	37 263	37 263
Panel B: 不同维度支出						
医疗机构支出	-0.007 (0.046)	-0.071 *** (0.003)	0.039 (0.025)	0.098 *** (0.026)	0.291 *** (0.010)	0.258 *** (0.038)
医疗保障支出	0.000 (0.016)	-0.044 ** (0.018)	-0.261 *** (0.045)	0.262 ** (0.114)	0.062 *** (0.008)	0.020 ** (0.008)
公共卫生支出	0.611 *** (0.105)	-0.169 *** (0.001)	-0.018 (0.015)	0.014 (0.034)	0.042 (0.034)	0.006 (0.011)
观测值	56 168	56 168	37 263	17 071	37 263	37 263

注:***、**分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义;括号中数值为稳健标准误;还控制了其他变量,以及个体、省份和年份效应。

上述分析结果表明,公共卫生支出有助于提升居民健康意识,降低居民的健康风险。同时,“补需方”和“补供方”的支出策略显著降低了居民的医疗负担,提升了医疗服务利用率,并且改善了医疗机构的供给能力,进而为保障居民健康权益提供了更多可能性。

(二)机制量化分解

上述检验对政府医疗卫生支出的健康促进效应和健康平等效应的相关机制进行了定性分析,为了进一步检验与量化不同渠道的解释力和作用大小,本文借鉴 Gelbach^[40]和宋弘等^[41]的做法,对不同机制进行量化分解。具体地,分解公式如下:

$$Y_i = \varphi_0 + \beta expenditure_{pt} + \varphi_2 H_{ipt-1} + X' \varphi + \lambda_i + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (19)$$

$$M_{ipt}^j = \varphi_0 + \vartheta^j expenditure_{pt} + \varphi_2 H_{ipt-1} + X' \varphi + \lambda_i + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (20)$$

$$Y_i = \varphi_0 + \sum_j k^j M_{ipt}^j + \sigma expenditure_{pt} + \varphi_2 H_{ipt-1} + X' \varphi + \lambda_i + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (21)$$

式中, Y_i 表示居民健康水平和健康差距指标; j 表示机制; M_{ipt}^j 表示机制变量;其他变量与系数设定与前文方程一致。政府医疗卫生支出对居民健康水平和健康差距影响的总效应可表示为:

$$\hat{\beta} = \hat{\sigma} + \sum_j \hat{k}^j \hat{\vartheta}^j \quad (22)$$

式(22)中, $\sum_j \hat{k}^j \hat{\vartheta}^j$ 是所有机制变量能够解释

③ 数据来源于《中国卫生健康统计年鉴》。

的部分; $\hat{\sigma}$ 是剩下未解释的部分。每一个机制 j 能够解释的比重可表示为 $k\hat{\sigma}^j/\beta$ 。

表 11 报告了不同影响渠道的机制量化分解结果。从居民健康水平的促进效应来看,政府医疗卫生支出通过疾病预防带来的解释力为 12.3%,疾病负担和医疗服务利用的解释比重分

表 11 机制量化分解

变量	疾病预防	疾病负担	医疗服务利用	医疗服务供给
健康水平/%	12.3	25.0	29.6	17.5
健康差距/%	14.4	21.4	25.1	14.8

别为 25.0% 和 29.6%,医疗服务供给的解释力为 17.5%。从健康平等效应来看,疾病预防能够解释的效果约为 14.4%,疾病负担和医疗服务利用的解释力分别为 21.4% 和 25.1%,医疗服务供给带来的解释比重为 14.8%。以上可以看出,政府医疗卫生支出通过 4 个渠道对居民健康水平和健康差距影响的总解释力分别为 84.4%、75.7%,这表明上述机制考察具有较好的解释力和可信度。各影响渠道中不同指标的解释力量化结果如图 4 所示。

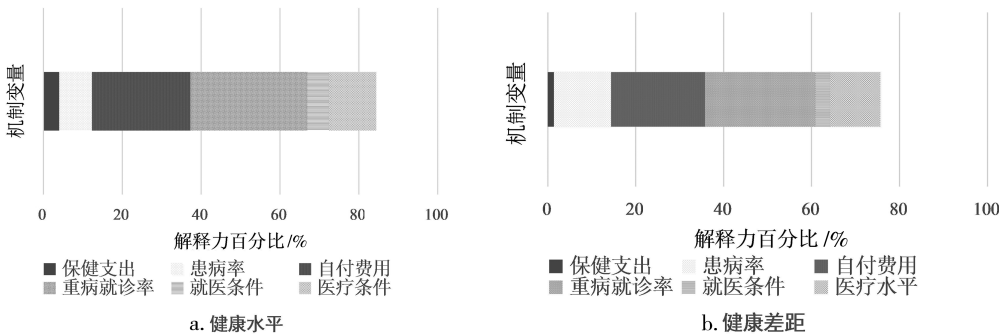


图 4 各具体指标解释力的量化分解

七、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

(1) 各维度政府医疗卫生支出中,医疗保障支出的健康促进效应最为突出。异质性分析结果显示,医疗机构支出和公共卫生支出对于农村居民、中西部地区居民的健康促进效应显著更强。此外,从年龄差异来看,各维度政府医疗卫生支出对于高龄群体的健康效应均高于低龄群体;从收入差异来看,不同维度政府医疗卫生支出对于低收入群体的健康促进作用均显著高于高收入群体。

(2) 从健康差距的分析结果来看,“新医改”以来,我国居民的健康差距在逐渐缩小。政府的医疗服务供方和需方投入有利于降低健康基尼系数,促进健康平等。

(3) 机制分析结果表明,政府医疗卫生支出对于居民健康水平及健康差距的影响主要是通过疾病预防、疾病负担、医疗服务利用和医疗服务供给等渠道实现的。

(二) 政策启示

第一,适度提升政府医疗卫生支出规模,充分发挥政府在医疗卫生领域的资源配置作用。不同于其他领域,医疗卫生领域保障民生的功能定位赋予了它更强的社会意义^[42],也决定了它无法进行完全的市场化运作。因此,在推进我国医疗卫生体制改革的同时,应适当强化政府的筹资责任,促进我国基本医疗卫生服务的公益性回归。

第二,以“补需方”为主,构建“供需兼补”的投入体系。一方面,加大医疗服务需方投入力度,有利于培育医疗服务买方市场,提升患者就医选择权和主动权。进而有助于倒逼医疗领域供给侧改革,进一步激励供方改善医疗服务质量,提升医疗服务效率。另一方面,财政资金在多元化补偿的同时优先流向医疗保障领域,让不同个体可以公平享有同等的医保待遇,以逐步缩小长期累积形成的健康差距。

第三,加大公共卫生支出,构建“以防为主”的基层医疗卫生体系。一方面,政府应加大对基本

公共卫生服务、疾病防控机构和重大公共卫生专项投入,将健康干预的重心由“疾病治疗”向“疾病预防”转变,筑牢居民健康第一道防线。另一方面,在数字化背景下,建立基于医联网的重大传染病应急防控机制,发挥其风险识别、预测和预警机制的优势,对于预防突发公共卫生事件,降低新冠疫情等重大传染性疾病感染风险,推动健康关口前移有着重要意义。

第四,加大政府医疗卫生资源向农村地区、中西部地区、高龄群体和低收入群体等弱势群体倾斜。政府的医疗卫生投入增加不一定能缩小健康差距,关键在于如何保障弱势群体的医疗卫生资源可及性。由于政府医疗卫生支出的健康边际收益存在递减趋势,这对于健康弱势群体以及医疗卫生资源短缺群体的积极影响更大。因此,政府应将更多的医疗卫生资源投向高龄群体、低收入群体,以及农村和中西部地区。此外,还应充分利用信息资源,加快推动更高水平的远程智慧医疗系统等“互联网+医疗”建设,打破区域医疗空间及时间上的壁垒,借助于医联网系统的大数据治理与数据跨域特点,实现优质医疗资源共享,缩小城乡、区域和群体间的健康差异。

第五,进一步推进医疗体制改革,提高医疗资源使用效率及医疗服务质量。当前的医疗体制下,监管缺失、医患之间信息不对称,加之公立医院存在较强的服务创收激励,这是造成医疗领域腐败乱象、医疗效率低下的主要诱因。因此,在合理规划政府医疗卫生资金流向的同时,深化医疗体制改革,提升医疗系统运行效率,是提高医疗可及性和居民健康水平的重要抓手。一方面,完善医疗服务价格机制,并为患者建立医疗信息查询平台,推进收费标准、药械采购和药品价格规范化、标准化和公开化,这是消除医疗市场信息偏差、降低医疗成本、解决“看病贵”问题的有效手段。另一方面,改革医院创收机制和医生薪酬机制,增加医生基础年薪的政府补贴力度,剥离医生收入与诊疗量的直接利益关联,在扭转医生绩效激励的同时减少医疗人才流失,避免“看病难”问

题进一步加剧。此外,构建多主体、多渠道的医疗市场监管机制,发挥政府、医疗机构和个人等多方力量的协同作用,实现“共建共享、全民健康”的“健康中国”战略目标。

参考文献:

- [1] 范红丽,王英成,开锐. 城乡统筹医保与健康实质公平:跨越农村“健康贫困”陷阱[J]. 中国农村经济,2021(4): 69-84.
- [2] 郑方辉. 全面乡村振兴:政府绩效目标与农民获得感[J]. 中国社会科学,2023(3):136-150,207.
- [3] 李蕾,李靖宇,刘兵,等. 医疗卫生服务模式与资源配置的国际比较[J]. 管理评论,2017,29(3):186-196.
- [4] 陈晓春,李富强,陈垚彤. 多元主体协同视角下药品智慧监管的演化博弈研究[J]. 中国软科学,2023(7):168-177,214.
- [5] 孙淑云. 《医疗保障法》之立法定位及体系建构的逻辑理路[J]. 中国软科学,2023(5):23-32.
- [6] 李玲,傅虹桥,胡钰曦. 从国家治理视角看实施健康中国战略[J]. 中国卫生经济,2018(1):5-8.
- [7] BARENBERG A J, BASU D, SOYLU C. The effect of public health expenditure on infant mortality: evidence from a panel of Indian states, 1983 – 1984 to 2011 – 2012 [J]. The journal of development studies, 2017, 53(10): 1765-1784.
- [8] 郑喜洋,申曙光. 财政卫生支出:提升健康与降低费用:兼论企业医保降费[J]. 经济管理,2019,41(1): 5-21.
- [9] 郑超,王新军,孙强. 政府卫生支出的健康绩效研究:基于中国老年健康调查(CLHLS)数据的评估[J]. 世界经济文汇,2022(3):103-120.
- [10] 李月,成前,张栓. 卫生费投入规模、地区差异与居民健康:基于 CLDS 调查数据的分析[J]. 西北人口,2020,41(1): 104-115.
- [11] 黄薇. 医保政策精准扶贫效果研究:基于 URBMI 试点评估入户调查数据[J]. 经济研究,2017,52(9): 117-132.
- [12] 李晓嘉,蒋承,胡涟漪. 财政医疗卫生支出对中国健康多维贫困的影响研究[J]. 中国人口科学,2020(4): 84-97,128.
- [13] ZHENG D, GONG J, ZHANG C. Efficiency of medical service systems in the rural areas of mainland China: a comparative study from 2013 to 2017 [J]. Public health, 2019(171): 139-147.

- [14] 陈天祥, 方敏. 公共卫生支出、健康结果与卫生投入政策: 基于 189 个国家和地区的面板门槛分析 (1995—2011 年)[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2016, 46(1): 91-107.
- [15] 毛文琳, 卫龙宝. 政府卫生支出规模对居民健康的影响研究[J]. 浙江社会科学, 2020(3): 11-20, 156.
- [16] 陈晨, 臧文斌, 赵绍阳. 医保预付制改革对医院行为和医疗费用的影响研究: 基于单病种定额付费的改革[J]. 经济评论, 2023(3): 133-151.
- [17] 王增文, 刘庆, 胡国恒. 政府医疗投入与居民医疗负担: 基于“补供方”与“补需方”的路径分析[J]. 财经研究, 2022, 48(2): 123-137.
- [18] 朱恒鹏, 岳阳, 续继. 政府财政投入模式对医疗费用的影响[J]. 经济研究, 2021, 56(12): 149-167.
- [19] 周钦, 田森, 潘杰. 均等下的不公: 城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究[J]. 经济研究, 2016, 51(6): 172-185.
- [20] 林闽钢. 新时代民生保障话语体系的建构[J]. 闽江学刊, 2023, 15(2): 94-101, 173.
- [21] 朱凤梅, 朱恒鹏. 财政分权、卫生支出与医疗资源配置: 基于 2010—2019 年中国省市两级面板数据的分析[J]. 当代经济研究, 2022(6): 104-118.
- [22] LI J, SHI L, LIANG H. Health care utilization and affordability among older people following China's 2009 health reform: evidence from CHARLS pilot study [J]. International journal for equity in health, 2019, 18(1): 62.
- [23] 杨穗, 赵小漫. 走向共同富裕: 中国社会保障再分配的实践、成效与启示[J]. 管理世界, 2022, 38(11): 43-56.
- [24] 白晨, 顾昕. 社会医疗保险与健康老龄化: 新型农村合作医疗制度“营养绩效”分析[J]. 社会保障评论, 2018, 2(2): 41-54.
- [25] 胥钰淇, 傅虹桥, 李玲. 患者成本分担变动对医疗费用和健康结果的影响: 来自住院病案首页数据的经验分析[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1441-1466.
- [26] 何文, 申曙光. 城乡居民医保一体化政策缓解了健康不平等吗: 来自中国地级市准自然实验的经验证据[J]. 中国农村观察, 2021(3): 67-85.
- [27] 王正文, 尹红莉, 崔靖茹. 基本医疗保险制度对农村中老年居民生活质量的影响研究[J]. 中国软科学, 2022(2): 74-84.
- [28] 郑超, 王新军, 孙强. 城乡医保统筹政策、居民健康及其健康不平等研究[J]. 南开经济研究, 2021(4): 234-256.
- [29] 许新鹏. 医保城乡统筹对大病患者医疗利用及健康不平等的影响: 基于东中西部微观调研数据的实证研究[J]. 保险研究, 2021(8): 111-127.
- [30] 王洪亮. 中国居民健康不平等的测度及影响因素研究[J]. 人口与经济, 2023(2): 124-144.
- [31] 李泽, 赵梦晗. 教育对健康的影响及其作用机制研究: 基于中国家庭追踪调查的实证分析[J]. 中国卫生政策研究, 2023(1): 42-51.
- [32] 张韵. 社会压力与健康不平等: 基于 CLHLS 数据的实证分析[J]. 南方人口, 2023, 38(1): 1-9.
- [33] GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. Journal of political economy, 1972, 80(2): 223-255.
- [34] LEIBOWITZ A. The demand for health and health concerns after 30 years [J]. Journal of health economics, 2004, 23(4): 663-671.
- [35] 王玉泽, 罗能生. 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, 2020, 55(12): 80-97.
- [36] 赵广川. 国民健康不平等及其内在影响机制、演变过程[J]. 世界经济文汇, 2017(5): 55-74.
- [37] FIRPO S P, FORTIN N M, LEMIEUX T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions [J]. Econometrics, 2018, 6(2): 1-40.
- [38] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2017, 35(6): 97-109.
- [39] 李明, 王帅. 中国地方财政支出绩效 (2008—2020): 趋势与周期[J]. 管理世界, 2023, 39(2): 58-72.
- [40] GELBACH J B. When do covariates matter? And which ones, and how much? [J]. Journal of Labor Economics, 2016, 34(2): 509-543.
- [41] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估: 来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019(6): 95-108.
- [42] 邢丽, 陈龙. 积极财政政策: 中国实践的新逻辑[J]. 中国社会科学, 2023(2): 57-77, 205-206.

(本文责编: 希 文)