

抑制或是驱动: 互联网普及对医疗费用支出的双边效应

孟颖颖 张 康

摘要 医疗费用支出的持续增长, 一直是我国医药卫生体制改革的痛点和难点。以互联网普及为代表的信息技术革命, 为突破传统控费瓶颈提供了创新的可能。基于 2006-2023 年中国省级面板数据, 利用双边随机前沿模型测算互联网普及对医疗费用支出的抑制效应、驱动效应和净效应, 结果表明: 互联网普及的抑制效应使医疗费用支出低于前沿水平 12.52%, 驱动效应使医疗费用支出高于前沿水平 2.52%, 二者的综合作用使医疗费用支出的实际水平低于前沿水平 10%。机制分析表明, 互联网普及有助于缓解患者在疾病预防、就诊选择和治疗决策中的信息劣势, 从而抑制医疗费用支出。因此, 建议在加快互联网普及进程的同时, 优化互联网医疗健康信息的发布、监管、认证和评价机制, 进而推进互联网医疗健康信息与基层医疗卫生服务的深度融合。

关键词 互联网普及; 医疗费用支出; 双边效应; 医疗健康信息

中图分类号 F062.6; R195 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2026)03-0123-11

基金项目 国家社会科学基金项目(22BGL210)

医疗费用支出的持续增长是世界各国发展共同面临的重大挑战和棘手难题。经济合作与发展组织(下称 OECD)最新发布的《健康概览 2025》(Health at a Glance 2025: OECD Indicators)显示, 从 2019 年至 2024 年, OECD 国家人均卫生费用的年均增长率约为 2.50%。而根据《中国卫生健康统计年鉴》数据, 同期我国人均卫生费用的年均增长率为 6.69%, 是 OECD 国家的 2.68 倍。党的十八大以来, 以习近平同志为核心的党中央高度重视保障和改善民生, 持续加大对医疗卫生领域的财政支持力度, 个人卫生支出占卫生总费用的比重不断下降。然而, 医疗费用支出持续增长的难题尚未彻底解决。《中国统计年鉴》统计资料显示, 从 2014 年至 2024 年, 我国居民人均医疗保健支出从 1045 元增长到 2547 元, 增长 143.73%, 人均医疗保健支出占人均消费支出的比重从 7.21% 增长到 9.02%, 增长 25.10%。持续攀升的医疗费用支出, 不仅是弱势群体难以逾越的刚性约束, 也是阻碍居民获取优质医疗服务的经济壁垒, 更是保障人民健康、提升生活品质的核心掣肘。

近年来, 学术界对医疗费用支出持续增长的控制机制进行了深入系统的研究, 涉及城市公立医院综合改革^[1](P29-38)、医保支付体系改革^[2](P75-89)和医保基金监管改革^[3](P109-132)等多方面议题。尽管制度性控费改革不断深化, 但医疗费用支出持续增长的趋势依然严峻。在制度改革之外, 以互联网普及为代表的信息技术革命也可能为实现控费目标提供制度调试之外的补充方案。因此, 本文选取 2006-2023 年中国省级面板数据, 采用双边随机前沿模型探讨互联网普及对医疗费用支出的影响效应和作用机制, 以期在信息技术加速迭代的背景下为医疗费用支出的控制机制提供新的研究视角和经验证据, 也为深化医药卫生体制改革、切实解决人民群众的看病就医问题提供有益启示。

一、文献综述与理论分析

目前,学术界关于互联网普及对医疗费用支出影响的探讨相对匮乏,且现有研究结论存在分歧。一类观点认为,互联网普及对医疗费用支出具有抑制效应。互联网普及推动了医疗健康信息的动态溢出,通过改变患者的就医需求与偏好、缓解医患信息不对称所致的过度医疗,进而降低医疗费用支出^[4](P45-49)。此外,互联网医疗健康信息有助于增强人们的预防和保健意识,通过干预不良行为和生活方式提升健康水平,进而减少医疗费用支出^[5](P54-63)。但另一类观点则持相反意见,认为互联网普及对医疗费用支出具有驱动效应。互联网普及有助于从空间距离上解决“看病难”的问题,通过拓宽就医渠道、增强医疗服务可及性,使医疗费用支出增加^[6](P30-32)。也有研究发现,尽管互联网普及推动了医疗健康信息的动态溢出,但医学知识的专业门槛和信息质量的良莠不齐仍然会使患者倾向于到高等级医院就医,从而导致医疗费用支出增加^[7](P25-37)。

综上所述,既有研究多集中于互联网普及对医疗费用支出单边效应的分析,缺乏对两种效应相互作用及其异质性的综合考量。本文可能的贡献在于:一是基于双边随机前沿模型,对互联网普及影响医疗费用支出的双边效应进行分解和测算,丰富互联网普及对医疗费用支出影响的相关文献;二是基于时间演化和费用结构两个维度考察互联网普及对医疗费用支出净效应的异质性;三是基于疾病预防、就诊选择和治疗决策三个环节探究互联网普及实现控费目标的可能条件。基于既有研究,本文认为互联网普及对医疗费用支出同时存在抑制和驱动两种效应,其净效应大小取决于两种效应的力量对比。

(一) 互联网普及对医疗费用支出存在抑制效应

信息不对称是医疗服务领域的典型特征之一。互联网普及为预防保健、疾病诊疗和康复护理等医疗健康信息的传递、扩散提供了重要载体,推动了医疗健康信息供给的结构性变革。根据增加医疗健康信息的格罗斯曼模型^[8](P144-166),互联网医疗健康信息获取有助于改变患者在疾病预防、就诊选择和诊疗决策中的信息劣势,削减不必要的医疗费用支出。

在疾病预防环节,互联网普及通过提升居民健康水平来降低医疗费用支出。互联网普及促进了医疗健康信息的传播与内化,引导人们选择有益的生活方式,从而有效降低慢性非传染疾病的发病率。此外,在线健康咨询和智能穿戴设备的远程监测,赋能个体进行早期健康风险识别与干预,最大程度避免疾病的延误与恶化。整体而言,互联网普及推动了健康管理的“关口前移”和“重心下沉”,即从被动的、高成本的末端治疗向主动的、低成本的前端预防与过程控制转变。

在就诊选择环节,互联网医疗健康信息溢出有助于缓解患者的“趋高”就医现象,促使就诊选择更加理性化,进而削减对医疗服务的过度消费。政府主导的医院等级制度在信息不对称的医疗服务市场中发挥着信号功能,使患者认为高等级医院能够提供更高质量的医疗服务^[9](P110-127)。因此,患者更倾向于盲目前往质量更高、条件更优且有“政府背书”的高等级医院就医,结果导致医疗费用支出不合理增长。根据《健康中国行动(2019-2030年)》数据,当前我国慢性非传染疾病导致的死亡人数占总死亡人数的88%,导致的疾病负担占疾病总负担的70%以上。互联网普及为患者提供了大多数慢性非传染疾病的预防、诊断、治疗和康复信息,使患者能够依据标准化的诊疗方案和用药方法进行自我健康管理,从而减少对高等级医院医疗服务的利用,有助于降低医疗费用支出。

在治疗决策环节,互联网医疗健康信息溢出有助于缓解医患之间的信息不对称、压缩医生提供过度医疗服务的空间,进而降低医疗费用支出。医疗知识的专业性和复杂性赋予了医生强大的知识权力,使其在诊疗决策中占据绝对主导地位,即医生具有提供过度医疗服务的能力和空间。为追求自身利益最大化,医生可以对患者实施直接的、非价格的影响,如通过改变服务供给数量来增加医疗费用支出^[10](P114-122)。互联网医疗健康信息一定程度上打破了治疗决策中的专业知识壁垒,缓解了患者在疾病类型、严重程度和诊疗方案等方面的信息劣势。例如,患者可以利用互联网医疗健康信息更有效地参与

治疗决策过程,降低对医生权威主张的盲目依赖,形成合适、理性的诊疗方案^[11](P1-8)。

(二) 互联网普及对医疗费用支出存在驱动效应

互联网普及对医疗费用支出可能产生复杂的驱动效应。从积极驱动效应来看,互联网普及主要通过提升医疗服务可及性、推动医疗需求释放与消费升级,进而使医疗费用支出增长。互联网普及拓展了传统的医疗服务供给模式,通过“云门诊”、远程会诊等在线医疗服务,有效缓解了“看病难”“就医烦”的沉疴痼疾,使更多潜在医疗需求得以释放,从而带动医疗费用支出的合理增长。此外,互联网的高效信息匹配功能,有助于患者更精准地对接优质医疗资源和前沿诊疗方案,推动医疗服务的消费升级,进而使医疗费用支出增加。从消极驱动效应来看,互联网普及催生了医疗健康信息的过载风险与质量危机,容易引发患者的无效治疗和“趋高”就医,导致医疗费用支出增加。互联网医疗健康信息质量的良莠不齐,使患者在面临竞争性的观点时很难针对自身情况形成准确的判断。不准确的、错误的、误导性的甚至欺诈性的互联网医疗健康信息传播,极易导致患者陷入耗费大量诊疗费用而疾病无法得到有效治疗的困局。在低质信息环境中,患者为了规避风险或纠正前期错误,倾向于增加传统医疗服务尤其是高等级医院医疗服务的消费^[12](P78-90, 156-157)。

综上所述,本文构建出互联网普及影响医疗费用支出的理论框架(见图1)。本文将互联网普及对医疗费用支出同时存在的抑制效应和驱动效应定义为互联网普及对医疗费用支出的“双边效应”,其净效应大小则取决于两种效应的力量对比。

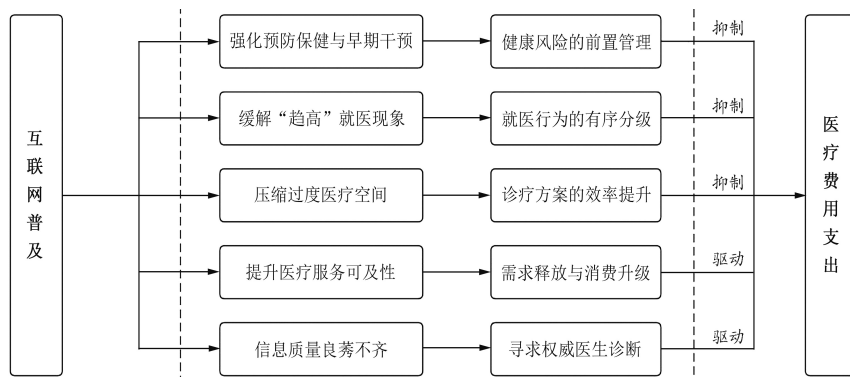


图1 互联网普及影响医疗费用支出的理论框架

二、模型设定与变量选取

为验证前文提出的理论机制,本文使用2006-2023年中国省级面板数据,并构建双边随机前沿模型来检验互联网普及对医疗费用支出的影响效应。

(一) 双边随机前沿模型设定

根据前文理论分析,互联网普及对医疗费用支出同时存在驱动效应和抑制效应。在两种相反效应的共同作用下,实际的医疗费用支出会偏离前沿水平。为了分解和测度互联网普及对医疗费用支出的双边效应,本文借鉴Kumbhakar和Parmeter的研究思路^[13](P1-14),将双边随机前沿模型设定如下:

$$Cost_{it} = i(x_{it}) + \omega_{it} - u_{it} + \varepsilon_{it} = i(x_{it}) + \xi_{it} = x'_{it}\delta + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, $Cost_{it}$ 表示省份 i 在 t 时期的人均医疗费用支出; x_{it} 为一系列省份特征变量; $i(x_{it})$ 为前沿人均医疗费用支出; δ 为待估计的参数向量。复合残差项 $\xi_{it} = \omega_{it} - u_{it} + \varepsilon_{it}$, 其中: ε_{it} 为一般意义上的随机误差项; ω_{it} 表示互联网普及对医疗费用支出的驱动效应,且 $\omega_{it} \geq 0$; u_{it} 表示互联网普及对医疗费用支出的抑制效应,且 $u_{it} \geq 0$ 。当 $\omega_{it} = 0$ 或 $u_{it} = 0$ 时,模型为单边随机前沿模型。若 $\omega_{it} = 0$,互联网普及对医疗费用支出的影响只存在单边的抑制效应;若 $u_{it} = 0$,互联网普及对医疗费用支出的影响只存在单边的驱动效应。

当 $\omega_{it} = u_{it} = 0$ 时,模型为普通 OLS 模型。值得注意的是,虽然 ω_{it} 和 u_{it} 均可能为零,但是复合残差项 ξ_{it} 的期望可能并不为零,这就使得普通 OLS 估计是有偏的。

由式(1)可知,实际人均医疗费用支出是互联网普及的驱动效应和抑制效应双边作用的结果:驱动效应使其高于前沿水平,抑制效应使其低于前沿水平,二者的净效应则是实际人均医疗费用支出的偏离程度。在 OLS 估计有偏的情况下,使用极大似然估计方法(MLE)可以得到有效的估计结果。由于 ω_{it} 和 u_{it} 均具有单边分布的特征,本文参考卢洪友等的研究^[14](P94-106),假设 ω_{it} 和 u_{it} 均服从指数分布,即 $\omega_{it} \sim i.i.d.Exp(\sigma_\omega, \sigma_\omega^2), u_{it} \sim i.i.d.Exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$; 假设 ε_{it} 服从正态分布,即 $\varepsilon_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。此外, ω_{it}, u_{it} 和 ε_{it} 之间彼此独立,且均独立于省份特征变量 x_{it} 。基于上述设定,可推导出复合残差项 ξ_{it} 的概率密度函数如下:

$$f(\xi_{it}) = \frac{exp(\alpha_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \Phi(\gamma_{it}) + \frac{exp(\beta_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \int_{-\eta_{it}}^{\infty} \varphi(z) dz = \frac{exp(\alpha_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \Phi(\gamma_{it}) + \frac{exp(\beta_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \varphi(\eta_{it}) \tag{2}$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 和 $\varphi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的累积分布函数和概率密度函数,其它参数设定如下:

$$\alpha_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\xi_{it}}{\sigma_u}; \beta_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_\omega^2} - \frac{\xi_{it}}{\sigma_\omega}; \gamma_{it} = -\frac{\xi_{it}}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u}; \eta_{it} = \frac{\xi_{it}}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_\omega} \tag{3}$$

对于包含 n 个观测值的样本而言,对数似然函数可表述如下:

$$\ln L(X; \theta) = -n \ln(\sigma_u + \sigma_\omega) + \sum_{i=1}^n \ln [e^{\alpha_{it}} \Phi(\gamma_{it}) + e^{\beta_{it}} \Phi(\eta_{it})] \tag{4}$$

其中, $\theta = [\beta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_\omega]'$ 。通过对数似然函数的最大化,可获得所有参数的极大似然估计值。

本文重点关注的是互联网普及对医疗费用支出的双边效应,为此需要进一步推导出 ω_{it} 和 u_{it} 的条件分布,分别记为 $f(\omega_{it}|\xi_{it})$ 和 $f(u_{it}|\xi_{it})$:

$$f(\omega_{it}|\xi_{it}) = \frac{\lambda exp(-\lambda \omega_{it}) \Phi(\omega_{it}/\sigma_v + \gamma_{it})}{exp(\beta_{it} - \alpha_{it}) [\Phi(\eta_{it}) + exp(\alpha_{it} - \beta_{it}) \Phi(\gamma_{it})]} \tag{5}$$

$$f(u_{it}|\xi_{it}) = \frac{\lambda exp(-\lambda u_{it}) \Phi(u_{it}/\sigma_v + \eta_{it})}{\Phi(\eta_{it}) + exp(\alpha_{it} - \beta_{it}) \Phi(\gamma_{it})} \tag{6}$$

其中, $\lambda = 1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega$ 。以式(5)和(6)确定的条件分布为基础,可以分别得到互联网普及对医疗费用支出双边效应的条件期望:

$$E(1 - e^{-\omega_{it}}|\xi_{it}) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{[\Phi(\gamma_{it}) + exp(\beta_{it} - \alpha_{it}) exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \eta_{it}) \Phi(\eta_{it} - \sigma_v)]}{exp(\beta_{it} - \alpha_{it}) [\Phi(\eta_{it}) + exp(\alpha_{it} - \beta_{it}) \Phi(\gamma_{it})]} \tag{7}$$

$$E(1 - e^{-u_{it}}|\xi_{it}) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{[\Phi(\eta_{it}) + exp(\alpha_{it} - \beta_{it}) exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \gamma_{it}) \Phi(\gamma_{it} - \sigma_v)]}{\Phi(\eta_{it}) + exp(\alpha_{it} - \beta_{it}) \Phi(\gamma_{it})} \tag{8}$$

以式(7)和(8)可以推导出互联网普及对医疗费用支出的净效应:

$$NS = E(1 - e^{-\omega_{it}}|\xi_{it}) - E(1 - e^{-u_{it}}|\xi_{it}) = E(e^{-u_{it}} - e^{-\omega_{it}}|\xi_{it}) \tag{9}$$

(二) 数据与变量

本文采用 2006-2023 年中国 31 个省份的平衡面板数据,共包含 558 个观测值。所用数据来源于《中国统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》和《中国卫生统计年鉴》,具体变量设置如下:

1. 被解释变量

人均医疗费用支出(*Cost*)。在宏观数据中,医疗费用支出通常采用门诊病人和住院病人人均医疗费用支出、人均医疗保健支出、人均医疗机构业务收入等指标来测度^[15](P53-63)。考虑到指标选取的系统性和精准性,本文将人均医疗保健支出(元)作为衡量医疗费用支出的代理变量。

2. 核心解释变量

互联网普及(*Internet*)为核心解释变量。目前,学术界关于互联网普及的衡量标准尚未形成统一意见,指标选取涉及互联网上网人数、注册网站数、互联网宽带接入用户数和端口数等多个维度。鉴于数据的连续性和可得性,借鉴周晓光等的研究^[16](P158-170),本文以各省互联网宽带端口接入率,即互联网宽带接入端口数/年末人口数 $\times 100$,作为衡量互联网普及的代理变量。本文重点关注的是互联网普及过程中医疗健康信息的生产、传递和扩散特征。互联网接入反映了地区互联网基础资源的可及性,是互联网医疗健康信息溢出过程的重要先决条件。此外,本文选取移动互联网用户数、互联网宽带接入用户数、互联网上网人数等变量进行稳健性检验。

3. 控制变量

影响医疗费用支出的因素极为复杂,包括收入、城镇化、人口老龄化、医疗技术进步、医生诱导需求以及医疗保险等多方面^[17](P85-103, 207)。基于既有文献,本文选取了如下控制变量:①人均GDP(*perGDP*)。一般认为,收入是医疗费用支出的合理增长因素,本文采用人均GDP(元)来反映收入因素。②城镇化(*Urban*)。采用城镇常住人口/年末人口数衡量。③人口老龄化(*Aging*)。采用65岁及以上人口/总人口衡量。④财政医疗卫生支出(*Finance*)。采用财政医疗卫生支出/GDP衡量,以反映政府在医疗服务市场中的干预程度。⑤医院急诊病死率(*Mrep*)。采用医院急诊死亡人数/急诊人次 $\times 100$ 衡量,以反映医疗技术进步因素。⑥每千人口执业(助理)医师数(*Personnel*)和每千人口床位数(*Bed*)。分别采用(执业医师数+执业助理医师数)/年末人口数 $\times 1000$ 和年末医疗卫生机构床位数/年末人口数 $\times 1000$ 衡量,以反映医疗资源供给与诱导需求因素。⑦城镇职工医保参保人数(*Insurance*)。鉴于统计数据的完整性和一致性,采用城镇职工医保参保人数来反映医疗保险因素。变量的描述性统计结果见表1。

表1 描述性统计结果

变量	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
人均医疗费用支出	<i>Cost</i>	6.902	0.719	4.497	8.445
互联网普及	<i>Internet</i>	40.304	29.033	1.684	111.239
人均GDP	<i>perGDP</i>	10.670	0.641	8.663	12.207
城镇化	<i>Urban</i>	0.566	0.144	0.211	0.896
人口老龄化	<i>Aging</i>	0.107	0.030	0.048	0.211
财政医疗卫生支出	<i>Finance</i>	0.073	0.019	0.031	0.139
医院急诊病死率	<i>Mrep</i>	0.099	0.061	0.020	0.420
每千人口执业(助理)医师数	<i>Personnel</i>	2.376	0.800	0.950	5.850
每千人口床位数	<i>Bed</i>	5.010	1.623	1.600	8.930
城镇职工医保参保人数	<i>Insurance</i>	6.423	0.982	2.803	8.488

注:对人均医疗费用支出、人均GDP、每千人口执业(助理)医师数、每千人口床位数和城镇职工医保参保人数进行了对数处理。

三、实证分析结果

基于理论分析与模型设定,本文首先检验互联网普及对医疗费用支出的双边效应;其次,运用多种方法进行内生性问题处理与稳健性检验;最后,从时间演化趋势与费用结构特征两个维度展开异质性分析。

(一) 基准模型估计

本文基于双边随机前沿模型,来探讨互联网普及对医疗费用支出可能存在的驱动效应和抑制效应,估计结果见表2。其中,模型1为控制时间固定效应和地区固定效应的最小二乘估计结果(OLS),模型2为双边随机前沿下的极大似然估计结果(MLE)。模型3-5是在模型2基础上加入互联网普及变量,模型3用以识别互联网普及对医疗费用支出的驱动效应,模型4用以识别抑制效应,模型5同时识别驱动效应

和抑制效应。通过比较对数似然函数值,本文选取拟合效果最优的模型5进行后续分析。模型5的估计结果显示:驱动效应 σ_{ω} 和抑制效应 σ_u 的估计系数均在1%水平上显著,初步说明互联网普及对医疗费用支出同时具有显著的驱动效应和抑制效应。因此,在探讨互联网普及对医疗费用支出的影响时,若不能同时考虑其驱动效应和抑制效应,可能会造成估计结果偏差。

表2 基准估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>perGDP</i>	0.031 (0.580)	0.170*** (3.355)	0.159*** (3.255)	0.141*** (2.866)	0.136*** (2.807)
<i>Urban</i>	2.735*** (12.661)	1.869*** (9.037)	1.906*** (10.000)	1.882*** (9.361)	1.903*** (9.801)
<i>Aging</i>	0.855 (1.540)	0.390 (1.029)	0.409 (1.080)	0.261 (0.684)	0.276 (0.717)
<i>Finance</i>	4.786*** (4.830)	1.834** (2.319)	1.668** (2.165)	1.684** (2.249)	1.567** (2.087)
<i>Mrep</i>	0.433** (2.258)	0.037 (0.245)	0.065 (0.478)	0.067 (0.474)	0.080 (0.578)
<i>Personnel</i>	-0.048** (-2.382)	-0.007 (-0.361)	-0.003 (-0.134)	0.005 (0.264)	0.007 (0.403)
<i>Bed</i>	0.023* (1.813)	0.037*** (3.847)	0.040*** (3.919)	0.037*** (3.713)	0.037*** (3.722)
<i>Insurance</i>	0.081*** (4.926)	0.000 (0.006)	-0.001 (-0.043)	-0.003 (-0.262)	-0.002 (-0.182)
<i>_cons</i>	4.020*** (8.161)	3.492*** (9.320)	3.473*** (9.192)	3.802*** (10.366)	3.774*** (10.227)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
随机误差项: σ_v					
<i>_cons</i>		-2.671*** (-25.026)	-2.877*** (-14.417)	-2.695*** (-26.470)	-2.764*** (-23.739)
抑制效应: σ_u					
<i>Internet</i>				-0.011*** (-4.395)	-0.011*** (-4.005)
<i>_cons</i>		-1.905*** (-21.794)	-1.919*** (-23.082)	-1.503*** (-11.729)	-1.526*** (-11.191)
驱动效应: σ_{ω}					
<i>Internet</i>			-0.024*** (-4.884)		-0.019*** (-3.883)
<i>_cons</i>		-5.856*** (-89.966)	-2.550*** (-7.210)	-5.871*** (-39.036)	-3.023*** (-5.423)
调整的R ²	0.947				
Log likelihood		293.090	295.581	306.696	307.542
N	558	558	558	558	558

注: *、**、*** 表示在10%、5%、1%的水平下显著;括号内为t检验值。

(二) 双边效应测算与方差分解

根据表2模型5的估计结果,可以测算出互联网普及对医疗费用支出的驱动效应和抑制效应,结果

如表3。其中,互联网普及对医疗费用支出的驱动效应为0.0260,抑制效应为0.1477,净效应为 $E(\omega - u) = \sigma_{\omega} - \sigma_u = -0.1216$ 。从影响比重来看,前沿人均医疗费用支出未能解释的随机项总方差($\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_{\omega}^2$)为0.0265,而互联网普及的双边效应共同解释了人均医疗费用支出总方差的84.96%,表明互联网普及是影响人均医疗费用支出的重要因素之一。其中,互联网普及的驱动效应占比为3.01%,抑制效应占比高达96.99%。方差分解结果表明,互联网普及对医疗费用支出的抑制效应要大于驱动效应,即互联网普及整体上抑制了医疗费用支出,使得实际人均医疗费用支出低于前沿人均医疗费用支出。

表3 方差分解:互联网普及的双边效应

项目	变量含义	符号	测度系数
互联网普及的双边效应	随机误差项	σ_v	0.0631
	驱动效应	σ_{ω}	0.0260
	抑制效应	σ_u	0.1477
方差分解	随机项总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_{\omega}^2$	0.0265
	双边效应的影响比重	$\sigma_u^2 + \sigma_{\omega}^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_{\omega}^2)$	0.8496
	驱动效应的影响比重	$\sigma_{\omega}^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_{\omega}^2)$	0.0301
	抑制效应的影响比重	$\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_{\omega}^2)$	0.9699

(三) 影响效应与偏离程度测算

为进一步测算互联网普及双边效应使人均医疗费用支出偏离前沿水平的百分比,本文基于式(7)-(9)进行估计,结果见表4。互联网普及的驱动效应使实际人均医疗费用支出高于前沿水平2.52%,抑制效应使实际人均医疗费用支出低于前沿水平12.52%,净效应使实际人均医疗费用支出低于前沿水平10.00%。即假定人均医疗费用支出的前沿水平为100%,则最终的实际人均医疗费用支出为90.00%。表4中Q1-Q3的结果显示,互联网普及对人均医疗费用支出的双边效应具有显著差异。在第一四分位(Q1)、第二四分位(Q2)和第三四分位(Q3)下,互联网普及双边效应的共同作用使人均医疗费用支出分别下降12.93%、6.81%和2.91%。

表4 人均医疗费用支出的偏离程度(%)

影响效应与偏离程度	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
驱动效应	2.52	1.44	1.37	2.34	3.42
抑制效应	12.52	11.55	4.96	8.86	15.39
净效应	-10.00	11.65	-12.93	-6.81	-2.91

(四) 内生性问题处理与稳健性检验

1. 内生性问题处理

为了尽可能缓解遗漏变量所造成的核心解释变量与误差项同期相关以及潜在的反向因果关系问题,本文将互联网普及变量和控制变量均做滞后一期处理后重新进行估计。结果显示,在考虑了内生性问题干扰后,互联网普及对医疗费用支出的双边效应依然显著存在,且净效应与基准估计结果基本一致(限于篇幅回归结果未列示,备案)。

2. 改变分布假设

为了检验前文指数分布假设的合理性和稳健性,本文假定 ω_{it} 和 u_{it} 均服从半正态分布,重新对双边随机前沿模型进行拟合。结果显示,互联网普及对医疗费用支出的净抑制效应为12.88%,表明不同的分布假设对模型拟合的结果不存在显著差异(限于篇幅回归结果未列示,备案)。

3. 其他稳健性检验

第一,分别选取移动互联网用户数、互联网宽带接入用户数、互联网上网人数与年末人口数之比作为互联网普及水平的代理变量,重新对基准模型进行估计。第二,鉴于新冠疫情可能会对医疗费用支出产生较大影响,本文将样本区间缩短至2006年至2018年进行估计。第三,考虑到极端值可能影响估计结果,本文对样本数据进行前后1%的缩尾处理后再次估计。整体而言,互联网普及对医疗费用支出的双边效应均显著存在,且净抑制效应占主导地位,与基准估计结果基本保持一致(限于篇幅回归结果未列示,备索)。

(五) 净效应的演化趋势分析

图2汇报了互联网普及对人均医疗费用支出净效应的年度分布特征。结果显示,2006-2023年期间,互联网普及对人均医疗费用支出的净效应始终表现为抑制效应,使人均医疗费用支出负向偏离前沿水平的范围是6.93%-12.39%。从时间演化趋势来看,互联网普及抑制人均医疗费用支出的效应不断减弱。具体而言,2006-2014年,互联网普及的净抑制效应呈现缓慢的波动衰减趋势;2015-2023年,净抑制效应呈现持续衰减趋势,且衰减速度有所加快。

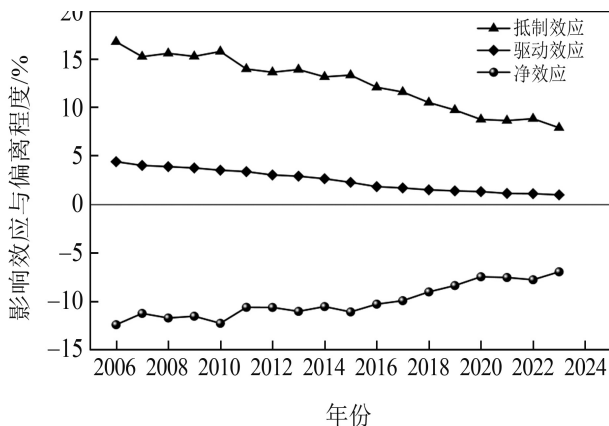


图2 净效应的年度分布特征

随着互联网普及率的持续提高,互联网医疗健康信息日趋冗余化、复杂化。一方面,互联网医疗健康信息的供给源呈现多元化特征,涉及搜索引擎、社交媒体、知识问答类网站、在线医疗问诊类APP、医疗机构官方网站等多个平台。不同网站、平台很难向患者提供一致性、标准化、全面且系统的诊断和治疗方案,从而可能加剧患者的疾病风险感知,甚至增加误诊所致的健康和经济损失^[12](P78-90,156-157)。另一方面,互联网普及某种程度上催生了大量商业化的医疗健康信息网站和服务平台。2014年被称为创业企业与资本共振引爆的互联网医疗元年,根据《reMED2015 中国互联网医疗发展报告(第二版)》,当年

互联网医疗领域风险投资总额是过去三年的2.5倍,互联网医疗行业开启了“群雄逐鹿”的序幕。在商业利益驱动和信息审核机制不完善的情况下,这些网站和平台可能会发布虚假错误的健康科普和诊断治疗信息,从而诱导患者消费不必要的医疗服务。整体而言,虚假医疗健康信息泛滥可能会削弱互联网普及对医疗费用支出的抑制效应。

(六) 互联网普及对门诊、住院医疗费用支出的差异化影响

前文实证结果显示,互联网普及对医疗费用支出具有显著的抑制效应。然而,不同疾病种类和严重程度的患者可能会在门诊和住院医疗费用支出方面存在结构差异。因此,本文将进一步探究互联网普及对不同类型医疗费用支出的差异化影响,回归结果如表5所示。列(1)和(2)表明,互联网普及对门诊

表5 互联网普及对门诊、住院医疗费用支出的差异化影响(%)

影响效应与偏离程度	门诊病人 人均医药费	住院病人 人均医药费	门诊病人	
			药费	检查费
	(1)	(2)	(3)	(4)
驱动效应	4.59	2.84	5.87	2.72
抑制效应	3.66	5.49	1.37	14.31
净效应	0.93	-2.65	4.50	-11.59

病人均医药费用支出和住院病人人均医药费用支出的净效应分别为0.93%和-2.65%。可能的原因是：第一，互联网普及提高了疾病预防、诊断等医疗健康信息的可及性，有助于缓解“小病不治、大病难医”现象，从而有效减少不必要的住院医疗费用支出；第二，患者基于互联网医疗健康信息产生的自我管理或自我诊疗，倾向于增加门诊药品支出。列(3)和(4)的结果进一步表明，互联网普及对门诊病人均药费和次均检查费的净效应分别为4.50%和-11.59%，即互联网普及的确增加了门诊病人的药品费用支出，且降低了门诊病人的检查费用支出。

四、拓展性分析：互联网普及何以抑制医疗费用支出

如前文分析，互联网普及整体上对医疗费用支出产生抑制效应，本部分将进一步从疾病预防、就诊选择和治疗决策三个环节探究互联网普及降低医疗费用支出的可能条件。

(一) 疾病预防环节：健康风险的前置管理

为探究互联网普及在疾病预防与健康改善环节降低医疗费用支出的可能条件，本文以人口死亡率的倒数作为居民健康水平的代理变量，并将其中位数作为临界值划分为较低组和较高组，以测算不同组别的抑制效应、驱动效应和净效应，结果见表6列(1)和(2)。分组回归结果显示，随着居民健康水平的提高，互联网普及对医疗费用支出的净抑制效应逐渐增强。作为现代社会中健康的超级社会决定因素，互联网普及能够为人们提供及时高效的医疗健康信息、资源和社会支持，显著提高居民的健康素养^[18](P5-28)。多数患者可以通过经济和时间成本更低的互联网在线咨询、问诊等方式规范自身对于健康管理的意识与操作步骤，进而改善自身的健康状况，从健康管理的前置关口降低医疗费用支出。因此，疾病预防环节中的健康改善效应是互联网普及降低医疗费用支出的可能条件。

表6 机制分析(%)

影响效应与偏离程度	健康水平		诊疗人次		入院人数		每百门急诊入院人数	
	较低	较高	较低	较高	较低	较高	较低	较高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
驱动效应	1.93	1.29	5.36	0.33	4.21	1.24	4.24	0.33
抑制效应	11.56	14.83	7.81	12.18	11.60	10.11	14.98	9.72
净效应	-9.64	-13.54	-2.45	-11.84	-7.39	-8.87	-10.74	-9.39

(二) 就诊选择环节：就医行为的有序分级

为探究互联网普及在就诊选择中降低医疗费用支出的可能条件，本文以基层医疗卫生机构诊疗人次占比和入院人数占比来反映就诊选择，并将其中位数作为临界值划分为较低组和较高组，以测算不同组别的抑制效应、驱动效应和净效应，结果见表6列(3)-(6)。分组回归结果显示，随着基层医疗卫生机构诊疗人次占比和入院人数占比的不断提高，互联网普及对医疗费用支出的净抑制效应不断增强。互联网普及扩大了疾病诊疗和医疗机构服务能力的信息溢出，促使更多患者选择自我诊疗或到基层医疗机构就医^[19](P79-92)，实现了就医行为从无序集中向有序分级的转变。患者可以借助互联网获取预防保健和疾病诊疗信息，并据此诊断自身病情和购买药物，从而将预防性医疗需求和大多数慢性非传染性疾病的治疗下沉至基层医疗卫生机构，大幅度降低高等级医院医疗服务的过度使用，削减了不必要的医疗费用支出。因此，就诊选择环节中的理性回归与有序分级是互联网普及降低医疗费用支出的可能条件。

(三) 治疗决策环节：诊疗方案的效率提升

医疗知识的专业性和复杂性决定了医生在治疗可能性和治疗效果等方面具有信息优势，使其在治疗决策中占据主导地位。在信息不对称条件下，医疗服务提供方可能会表现出供给诱导的特征，即通过诱导患者过度消费医疗服务以获取更多利益，从而导致医疗费用支出不合理增长。为探究互联网普及在治疗决策中降低医疗费用支出的可能条件，本文以每百门急诊入院人数作为供给诱导的代理变量，并将其中位数作为临界值划分为较低组和较高组，以测算不同组别的抑制效应、驱动效应和净效应，结果见表6列(7)和(8)。分组回归结果显示，随着每百门急诊入院人数的增加，互联网普及对医疗费用支出

的净抑制效应趋于弱化。互联网普及推动了医疗健康信息的动态溢出,有助于降低患者获取信息的门槛,压缩医疗卫生机构提供过度医疗服务的空间。互联网普及为患者了解和掌握常见病的诊断和治疗方案提供了决策支持,一定程度上缓解了医患之间的信息不对称。在就诊过程中,患者可以利用互联网医疗健康信息,以明确尊重医学知识且不公开挑战医生文化权威的语言,巧妙地邀请医生采取具体的诊疗方案^[20](P113703),从而压缩医生提供过度医疗检查和药物的空间,削减不合理的医疗费用支出。因此,治疗决策环节中的方案优化是互联网普及降低医疗费用支出的可能条件。

五、结论与启示

本文基于2006-2023年中国省级面板数据,采用双边随机前沿模型测算了互联网普及对医疗费用支出的抑制效应、驱动效应和净效应。实证结果表明:第一,互联网普及整体上对医疗费用支出产生抑制效应,经过内生性问题处理、改变分布假设、替换核心解释变量等稳健性检验后结论依然成立。第二,从时间演化特征来看,互联网普及对医疗费用支出的净抑制效应存在持续衰减的趋势。第三,从费用结构差异来看,互联网普及对门诊病人均医药费用支出和住院病人人均医药费用支出的净效应分别为0.93%和-2.65%。第四,疾病预防与健康改善、基层医疗卫生机构就诊选择和供给诱导程度削减是互联网普及降低医疗费用支出的关键条件。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,持续加快互联网普及进程,提升互联网医疗健康信息可及性。研究表明,互联网普及的净抑制效应使医疗费用支出的实际水平低于前沿水平10%。当前,我国互联网基础设施建设基本呈现东高西低、南高北低、城乡差异较大的区域发展失衡特征。基于此,在接入端,应加大对农村地区和偏远落后地区宽带网络和移动通信基础设施的投入,着力破解“最后一公里”的接入难题。同时,鼓励电信运营商推出面向农村居民的优惠资费套餐,从硬件和资费两端共同降低信息获取门槛。在使用端,积极开发适配中老年人等数字弱势群体使用的智能终端与应用界面,降低使用门槛。

第二,逐步优化互联网医疗健康信息发布、监管、认证和评价机制,构建真实、科学、权威的互联网医疗健康信息生态。研究表明,互联网普及对医疗费用支出的净抑制效应呈现衰减的趋势,其原因可能是互联网普及带来的医疗健康信息供给源模糊化、信息质量参差不齐等问题。基于此,应建立健全互联网医疗健康信息区块链存证系统,从信息发布主体、内容监管和认证、用户评价与反馈三个维度提升信息可信度。一是提高互联网医疗健康信息发布的准入门槛。设置机构+执业资格双重认定标准,同时要求日均访问量超10万的医疗科普账号,必须配备具有卫生技术资质的全职内容审核官。二是构建互联网医疗健康信息社会共治联盟。组建由临床医学、药学、信息学专家构成的跨部门审核委员会,对点击量超百万的医疗健康信息实施双盲评审。创建医疗健康信息影响力评价指标体系,对自媒体发布的医疗健康内容实施分级分类管理。同时引导百度搜索、微信、抖音、小红书、京东健康等网站和平台建立信息交叉验证机制。三是建立“吹哨人”制度,对举报虚假医疗健康信息的居民给予精神和物质激励。

第三,充分发挥基层医疗卫生机构的守门人角色,推进互联网医疗健康信息与基层医疗卫生服务的深度融合。研究表明,基层医疗卫生机构就诊占比越高,互联网普及对医疗费用支出的净抑制效应越强。基于此,应着力打造一批以基层医疗卫生机构为发布主体、以三甲医院权威医生为内容主体的互联网医疗健康信息平台,引导患者将预防保健和常见病、多发病的诊疗需求下沉至基层医疗卫生机构。同时应进一步壮大基层医疗卫生队伍、加大基层医疗卫生机构的资金投入和设备配给,全面提升基层医疗卫生机构防病、治病和健康管理能力。

参考文献

- [1] 岳经纶,王春晓.堵还是疏:公立医院逐利机制之破除——基于广东省县级公立医院实施药品零差率效果分析.武汉大学学报(哲学社会科学版),2016,(2).
- [2] 郑秉文,韦玮.中国医保支付体系改革25年:成就、问题与展望.社会保障评论,2024,(3).
- [3] 王贞,封进,刘一恒.医保基金监管的震慑效应:理论与实证分析.管理世界,2025,(10).
- [4] 张钟文,徐铭遥,王成等.互联网普及对居民医疗保健支出的影响研究——基于省级面板数据的实证分析.中国卫生事业管理,2024,(1).

- [5] 李景山,车田天,李汇华. 互联网使用对医疗费用支出的影响. 东北财经大学学报,2022,(4).
- [6] 张冲,万新月. 互联网普及对我国人均医疗费用的影响研究. 中国卫生经济,2019,(6).
- [7] 贾宇彤. 互联网会增加居民的医疗消费吗? 消费经济,2024,(5).
- [8] 马超,赵双雨,唐润宇. 上医治未病:免费体检计划对老年人医疗服务与健康福利的影响. 管理世界,2023,(12).
- [9] 吕国营,赵曼. 越评级越失衡?——我国医院等级评定与医生人力资源配置研究. 经济管理,2018,(7).
- [10] H. Q. Fu, L. Li, W. Yip. Intended and Unintended Impacts of Price Changes for Drugs and Medical Services: Evidence from China. *Social Science & Medicine*, 2018, 211.
- [11] A. V. Menon. Do Online Reviews Diminish Physician Authority? The Case of Cosmetic Surgery in the U.S. *Social Science & Medicine*, 2017, 181.
- [12] 刘宸,周向红. 互联网医疗信息溢出与中国居民就诊选择——基于CHNS混合截面数据的实证研究. 公共管理学报,2017,(4).
- [13] S. C. Kumbhakar, C. F. Parmeter. The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates. *Journal of Productivity Analysis*, 2009, 31(1).
- [14] 卢洪友,连玉君,卢盛峰. 中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算. 经济研究,2011,(4).
- [15] 李林,刘国恩. 我国营利性医院发展与医疗费用研究:基于省级数据的实证分析. 管理世界,2008,(10).
- [16] 周晓光,肖宇. 数字经济发展对居民就业的影响效应研究. 中国软科学,2023,(5).
- [17] 封进,余央央,楼平易. 医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角. 中国社会科学,2015,(3).
- [18] 王甫勤. 健康数字鸿沟:互联网如何改变健康不平等? 社会学评论,2025,(2).
- [19] 靳卫东,郑浩天,薛晓靓. 信息技术进步、医疗信息溢出与患者就医选择. 财经研究,2024,(5).
- [20] F. A. Stevenson, M. Seguin, G. Leydon-Hudson, et al. Combining Patient Talk about Internet Use during Primary Care Consultations with Retrospective Accounts. A Qualitative Analysis of Interactional and Interview Data. *Social Science & Medicine*, 2021, 272.

Suppression or Stimulation: the Bilateral Effects of Internet Penetration on Healthcare Expenditures

Meng Yingying, Zhang Kang(Wuhan University)

Abstract The continuous growth of healthcare expenditures has long been a prominent challenge in the reform of China's medical and healthcare system. The information technology revolution, epitomized by internet penetration, offers innovative opportunities for overcoming traditional cost-control bottlenecks. Based on China's provincial panel data from 2006 to 2023, this paper employs a two-tier stochastic frontier model to measure the suppressing, stimulating, and net effects of internet penetration on healthcare expenditures. The results indicate that the suppressing effect of internet penetration reduces healthcare expenditure by 12.52% below the frontier level, while its driving effect pushes up expenditure by 2.52% above the frontier level. The combined effect of the two makes the actual expenditure 10% lower than the frontier level. Mechanism analysis indicates that internet penetration helps alleviate patients' information disadvantages in disease prevention, medical service selection, and treatment decision-making, thereby curbing healthcare expenditure. Accordingly, while accelerating internet penetration, China should optimize mechanisms for the release, supervision, authentication, and evaluation of online healthcare information, so as to promote in-depth integration of internet-based healthcare information with primary healthcare services.

Key words internet penetration; healthcare expenditures; bilateral effects; healthcare information

-
- 作者简介 孟颖颖,武汉大学政治与公共管理学院、社会保障研究中心教授,湖北 武汉 430072;
张 康,武汉大学政治与公共管理学院博士研究生。
- 责任编辑 桂 莉