

中国省级政府医疗卫生支出效率及其影响因素研究

——基于新冠疫情背景下的反思

周子超¹

(中国财政科学研究院, 北京 100142)

【摘要】: 新冠疫情的爆发给我国的公共医疗供给效率带来了严峻挑战, 给人民群众的生命安全造成极大风险和不确定性。本文基于 DEA—Tobit 两阶段的分析框架, 其中在 DEA 分析法中采取两阶段综合法更精准地测算效率值, 采用 2008—2018 年我国 31 个省(自治区、直辖市)的面板数据, 实证检验了省级政府医疗卫生支出效率及其影响因素。结果显示我国地方政府医疗卫生支出效率主要受制于技术革新速率, 存在明显的地区间差异。而影响效率的核心因素为财政支出分权, 表现为负向冲击。另外, 人均实际 GDP、户籍制度、教育水平对政府医疗卫生支出效率产生显著的负向影响, 医疗政策和老龄化程度对政府医疗卫生支出效率产生显著的正向作用。最后, 根据实证结论就医疗卫生支出规模和结构, 以及转移支付制度等方面提出政策建议。

【关键词】: 公共医疗卫生支出 综合技术效率 财政支出分权 转移支付

【中图分类号】: F812.45 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2021)02—0049—17

一、引言

公共医疗卫生事业关系人民群众的生命安全和生活质量, 是实现人民对美好生活向往的前提条件之一。从 1994 年的“旧医改”, 发展到 2009 年的“新医改”, 再深化到 2017 年《关于全面推开公立医院综合改革工作的通知》, 我国政府一直致力于公共医疗卫生体制改革, 尽可能完善医疗卫生基本公共服务水平, 过程十分曲折, 结果喜忧参半。正如 2003 年“非典”席卷全国一样, 始于 2019 年 12 月份的新冠疫情, 仍持续至今。虽然得到有效控制, 但新冠疫情仍猛烈地冲击着我国医疗卫生防线。进一步, 在新冠疫情正肆虐全球的大形势, 如何有效提高我国医疗卫生服务能力和绩效水平, 以便更充分地保障我国居民持续受庇护于高效精准的医疗卫生体系, 甚至为全球新冠疫情贡献中国的力量, 就显得尤为重要。众所周知, 公共医疗卫生体系是我国医疗卫生领域的重要支柱, 而公共医疗卫生又具有明显的公共产品属性, 因此政府财政支出是公共医疗卫生体系强化的主要资金来源。根据国家统计局相关数据显示, 2018 年, 在一般公共预算支出中, 医疗卫生与计划生育支出份额为 15623.55 亿元, 占总预算支出的 7.07%, 其中中央预算支出 210.65 亿元, 地方预算支出 15412.90 亿元。相比之下, 2008 年的政府医疗卫生支出为 2757.04 亿元, 占当年的总预算支出为 4.4%, 10 年间所占比例年均涨幅仅约 0.3%, 可见医疗卫生领域的财政支出总量提升缓慢, 与日益严重的人口老龄化趋势形成尖锐矛盾。本文基于这一线索, 立足政府医疗卫生支出增长乏力的短期刚性的实情, 进一步研究我国政府(主要指省级地方政府)医疗卫生支出的效率发展趋势, 并通过实证分析提炼影响其效率潜力的核心影响因素, 最后结合新冠疫情供需缺口提出有针对性的政策建议。

此外, 自 1994 年分税制改革和“旧医改”同步推进以来, 一方面在财政事权和支出责任的划分上, 地方财政较中央财政在支出责任比率上始终占据大半份额, 这在医疗卫生支出比率上表现得尤为突出; 另一方面, “旧医改”以来, 关于公立医院私营

作者简介: 周子超(1992-), 男, 湖北咸宁人, 中国财政科学研究院财政学博士研究生, 研究方向: 国际财政。

化和公立医院调整的改革冲突不断,举步维艰,整个医疗体系目前仍是各自为政,一盘散沙。因此,本文试图在 DEA-面板 Tobit 两阶段分析框架下,着重探讨省级政府医疗卫生支出效率,并尽可能解释三点疑惑:其一,在政府医疗卫生支出规模增长乏力的背景下,各地方政府相关支出效率如何?其二,各省级政府之间的政府支出效率有何差异,其原因在哪?其三,如何尽快提高地方政府医疗卫生支出效率,为尽早完胜新冠疫情攻坚战加油助力?

本文研究框架如下:第二章评述政府医疗卫生支出效率及其影响因素的国内外相关文献;第三章阐明具体的研究方法和脉络;第四章对相关变量进行选取,加以描述,进行数据解释;第五章展开实证分析,并得出实证结果;第六章参照实证结果总结结论;最后一章对症下药,提供靶向精准的政策启示。

二、文献综述

就研究政府医疗卫生支出效率的方法而言,国内外学者存在着明显的差异。其中,国内学者一般运用的是数据包络分析法,很少采用无界分析法。较为典型的有,龚峰^[1](2008)使用四阶段 DEA 方法,实证评估了我国 70 个大中城市 2005 年公共安全部门平均有 17.4%的生产效率损失。王晓军等^[2](2009)使用两种 DEA 方法评价我国 30 个省份 2006 年社会保障资金支出效率中存在约 50%的省份有不同程度的效率损失。韩华为等^[3](2010)使用二阶段 DEA 与 Tobit 模型,指出适当的财政集权与推行医疗改革均有利于缩小东、中、西地区之间的效率差异。王宝顺等^[4](2011)核算 2005—2008 年中国地方财政公共卫生支出效率平均存在 24%的投入浪费。金荣学等^[5](2012)使用 DEA 方法和 Malmquist 生产率指数研究了我国公共医疗卫生支出的绩效,发现了综合来讲我国公共医疗卫生支出效率较高。张仲芳^[6](2013)利用 DEA 和 Tobit 模型对我国 1998—2011 年的省级面板数据进行实证分析,结果表明地方政府卫生支出效率存在明显的地区差异。管彦庆等^[7](2014)借助以 DEA 为核心的四阶段分析框架,对我国 2007—2011 年 30 个省市的公共医疗卫生支出效率进行了实证检验,结果表明省级公共医疗卫生支出存在年均 29.5%的效率损失。王丽等^[8](2015)研究了京津冀城市圈中 13 个城市的公共医疗卫生支出效率,结果表明河北的医疗卫生支出效率低于北京和天津,但差距正在逐渐缩小。

相比之下,国外学者大多采用非参数分析法,主要集中在 DEA 和无界分析法(FDH)。Valdmanis 等^[9](2008)以 1377 个美国城市医院为样本,运用两阶段拥塞分析法分析发现,低质量的医院可以通过增加劳动投入来提高质量,而高质量的医院往往有人员懈怠情况出现。Mark 等^[10](2009)在 DEA 模型中研究表明不到一半的护理单位以最佳效率水平运营。Qzcan 等^[11](2011)运用 Malmquist 指数对十年间(1994—2004 年)美国 21 个退伍军人综合服务网络的研究表明,其整体生产力改善是缘于技术改变而非效率改变。Nayar 等^[12](2013)对 2008 年美国 371 家具全国代表性的急性护理医院进行 DEA 分析表明,使用与没有使用质量产出指标情况下,构成效率前沿的医院数量相差一倍。

综上所述,针对政府医疗卫生支出效率的研究,国外学者的视角更为前沿,方法更趋多元化,分析脉络更为细化,但是基本上是针对某个国家以及展开国别间对比研究。相较之下,现今国内较少有学者将地域异质性与统计误差、内生性问题等随机冲击因素纳入到 DEA 的效率评价体系当中。基于以上考虑,本文采用中国各省级行政单位的面板数据,从医疗卫生支出规模和效率兼顾的视角切入,动态观测典型时期内较多的投入变量与产出变量及其影响因子,使得效率评估结果更为客观有效,并分析“新医改”以来区域间效率增长的异质化以及总体发展趋势,进而为最大程度地提高我国地方政府的医疗卫生支出效率,早日打赢新冠疫情攻坚战提供可行思路,因此具有十分重要的理论参考价值和现实意义。

三、研究方法

(一)数据包络分析法

数据包络分析(data envelopment analysis,简称 DEA)是由美国学者 Farrell 创造,并通过美国著名运筹学家 Charnes 等人推广的一种效率评价方法,历经四十多年的发展已经广泛应用于经济学、管理学等多学科领域。

DEA 模型包括 CCR 模型、BCC 模型等。其中，CCR 模型假定规模报酬不变，并当且仅当所有决策单位以最佳的规模运行时才适用。BCC 模型假设规模报酬可变，并将 CCR 模型中计算出的综合技术效率分解为纯技术效率和规模效率。

根据前沿生产函数理论，假设有 n 个决策单位， m 种投入， f 种产出，可以构造 C^R 模型：

$$\begin{cases} \min [\theta - \varepsilon(e^T S^- + e^T s^+)] \\ s. t. \sum_i^n \lambda_i x_i + s^+ = \theta x \\ \sum_j^n \lambda_j y_j - s^- = y \\ \lambda_i, \lambda_j \geq 0, i, j = 1, \dots, n \\ \sum_{i,j}^n \lambda_k = 1 \\ S^- \geq 0, s^+ \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 1 式中， x_i 和 y_i 分别为投入和产出的列向量， x 和 y 分别为决策单位的投入和产出，且分别为 $(m \times n)$ 阶的投入矩阵和 $(f \times n)$ 阶的产出矩阵。 λ_i 和 λ_j 为各决策单位组合的系数。 ε 为非阿基米德无穷小量，在实际操作过程中一般取极小的正数。 e^T 为单位行向量。 θ 、 S^- 和 s^+ 为效益评价指标，其中， θ 为效率评价指标， S^- 和 s^+ 为松弛变量。若 $\theta < 1$ ，但 S^- 和 s^+ 不全为 0，即认为决策单位 DEA 无效率；若 $\theta = 1$ ，且 S^- 和 s^+ 任意一个不为 0，则可认定该决策单位 DEA 弱有效；若 $\theta = 1$ ，且 S^- 和 s^+ 均为 0，则可认定该单位 DEA 有效率。

(二) Malmquist 生产率指数

Malmquist 指数是 1953 年由 Malmquist Sten 提出，随后 Fare 等人于 1994 年将其与 DEA 分析法相融合，构建了用于考察连续两个时期生产率变动的 Malmquist 生产率变动指数。

(三) 面板 Tobit 模型

在计算效率的过程中，DEA 没有考虑其他决策单元不可控的影响因素，并且由于效率得分的取值区间为 $[0, 1]$ ，此时使用普通最小二乘法 (OLS) 进行回归，估计结果将会有偏且不一致。面板 Tobit 模型由 Tobin 于 1958 年提出，该模型可以有效解决受限或截断因变量模型构建会出现的问题，使用面板 Tobit 模型来进行实证回归可以有效规避 OLS 估计可能引致的偏误。其基本结构如下：

$$y_{it} = \begin{cases} \beta^T X_{it} + \varepsilon_{it} > 0 \\ \beta^T X_{it} + \varepsilon_{it} \leq 0 \end{cases}$$

其中， y_{it} 是被解释变量，即效率值，当 $y_{it} > 0$ 时，其值为实际观测值；当 $y_{it} \leq 0$ 时，则观测值受限，取值为 0。 X_{it} 是解释变量，选取实际的观测值。 β^T 是需要测算的参数向量。 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \delta^2)$ 。

四、变量选取和数据说明

(一) 决策单元选取

使用 DEA 分析测算中国省级地方政府医疗卫生支出效率，第一步需要选取恰当的决策单元，本文选取了 31 个省(直辖市、自治区)的医疗卫生系统作为 31 个决策单元。

(二) 投入、产出指标选取

在 DEA 分析法中，投入指标和产出指标的选取是十分关键的。本文综合考量指标的选取原则和数据可得性，拟采取两阶段 DEA 分析架构。第一阶段选择各省级行政单位的财政医疗卫生支出作为唯一的投入指标，选择最能代表公共医疗卫生产品供给能力的卫生机构数、卫生机构床位数和卫生技术人员数等三大类卫生资源作为产出指标。在此基础上，第二阶段选取卫生机构数、卫生机构床位数和卫生技术人员数作为投入指标，选取诊疗人数、出院人数和病床使用率作为产出指标，再将两类效率值综合求加权算术平均值，得出最终的效率值来进行分析，如表 1 所示。

表 1 投入与产出指标

	投入指标	财政医疗卫生支出	亿元
第一阶段		卫生机构数	个
	产出指标	卫生机构床位数	张
		卫生技术人员数	员
第二阶段	投入指标	卫生机构数 卫生机构床位数 卫生技术人员数	个 张 员
	产出指标	出院人数	万
		诊疗人次 病床使用率	万 %

(三) 影响因素选取

在研究政府医疗卫生支出效率的影响因素时，考虑到公共财政的本质是政府能够为民众提供满足其需求的产品和服务，且医疗公共产品就是其中重要的组成部分，所以医疗公共产品提供的效率与多大程度地满足民众的实际需求密切相关。另一方面，民众的偏好需求与属地的禀赋特征，如人口特征、社会环境以及政策制度环境等，密切相关。其次，根据官员晋升锦标赛理论和粘蝇纸效应理论，地方财政支出投向和中央转移支付力度对政府医疗卫生支出效率的影响至关重要。其中，根据周业安等^[18] (2008) 相关研究表明，由于中国财政分权和政治集权并行，在财政体制上形成中国式财政分权，在政治管理体制上形成上级任命制，从而导致地方政府基于晋升锦标赛机制，在财政资金运用上重视生产性基础设施建设，轻视民生性公共服务基础设施建设。在财政分权体制改革持续深化推进的过程中，在地方政府财政收入中转移支付比重逐步上升，在财政支出投向上更倾向经济投资建设，忽视包括公共医疗卫生产品在内的基本公共产品供给。另一方面，粘蝇纸效应使中央政府拨付的资金会粘在资

金到达的地方政府，增加这个地方政府的支出，由此增加的公共产品支出水平大于本地政府税收增长所带来的公共产品支出水平。学者 Gramlich 指出地方居民的收入每增加 1 美元，可使得地方公共开支增加 0.05~0.1 美元，而 1 美元的中央补助将使得地方公共开支增加 0.4~1 美元。根据中国统计局官网数据显示，2019 年，地方财政收入 101076.82 亿元，相当于全国财政收入的 53.1%，地方财政支出为 203758.87 亿元，相当于全国财政支出的 85.3%，中央对地方转移支付 83915 亿元，基本上弥补了地方财政收支缺口。因此，财政分权，特别是财政支出分权扩大得益于中央对地方转移支付，特别是一般转移支付的力度加大，而财政支出分权对包括公共医疗卫生在内的基本公共产品在理论上应是正向的。

结合上述逻辑推理，本文做出以下假设：

- A: 财政支出分权对政府医疗卫生支出效率的影响是正向的。
- B: 财政支出分权对政府医疗卫生支出效率的影响是负向的，或者无显著相关性。

最后，综合经济、社会和政策制度等诸多方面的因素，选取了财政支出分权指标(%)作为导致各省级地方政府医疗卫生支出效率异质化的核心影响因素，并选取人口密度(人/平方公里)、人均 GDP(元)、城镇化水平(%)、农村居民恩格尔系数(%)、户籍制度(%)、医疗政策(0-1 虚拟变量)、老龄化程度(%)、教育水平(%)等作为控制变量。

(四) 数据说明

考虑到数据的可得性和实证研究的完整性，本文选取了 2008—2018 年作为研究时期，并且采用的数据均源于 2009—2019 年间的《中国统计年鉴》。另有部分数据来自于 Wind 数据库。

五、实证结果分析

(一) 静态分析

本文运用 DEAP-xp1 软件，测算得出了 2008—2018 年间 31 个省级行政单位医疗卫生支出的三大效率值，具体结果参照表 2。下一步将根据测算结果对政府医疗卫生支出效率分别从时间维度，和地区空间维度进行对比分析。

表 2 2008-2018 年部分典型省份三项效率值取值

省	年份	综合技术效率	纯技术效率	规模效率
江苏省	2008	0.7885	0.9105	0.8685
	2009	0.816	0.8715	0.939
	2010	0.843	0.867	0.976
	2011	0.8585	0.875	0.9835
	2012	0.8455	0.878	0.9675
	2013	0.858	0.8835	0.9725
	2014	0.8885	0.9195	0.968
	2015	0.883	0.924	0.9545
	2016	0.8795	0.943	0.931
	2017	0.88	0.9175	0.959

	2018	0.8655	0.919	0.9435
湖北省	2008	0.881	0.931	0.946
	2009	0.8495	0.8995	0.947
	2010	0.8605	0.9055	0.9535
	2011	0.8815	0.9115	0.9685
	2012	0.917	0.9335	0.983
	2013	0.908	0.935	0.972
	2014	0.928	0.954	0.9725
	2015	0.869	0.9205	0.9415
	2016	0.8615	0.911	0.94
	2017	0.876	0.9065	0.9625
	2018	0.913	0.9445	0.9645
内蒙古	2008	0.696	0.745	0.9345
	2009	0.6195	0.728	0.8615
	2010	0.61	0.717	0.8685
	2011	0.632	0.7455	0.864
	2012	0.64	0.7605	0.857
	2013	0.645	0.768	0.8485
	2014	0.6755	0.7785	0.87
	2015	0.67	0.755	0.891
	2016	0.6745	0.749	0.9065
	2017	0.675	0.7425	0.9165
	2018	0.7155	0.788	0.9105
河北省	2008	0.847	0.955	0.887
	2009	0.942	0.944	0.9975
	2010	0.9115	0.9425	0.967
	2011	0.947	0.958	0.988
	2012	0.9565	0.969	0.987
	2013	0.978	0.9815	0.996
	2014	0.978	0.987	0.991
	2015	0.971	0.9855	0.985
	2016	0.9865	0.999	0.9875
	2017	0.9605	0.9715	0.988
	2018	0.941	0.9555	0.984

注:考虑到全表篇幅过大,本文根据各地区人均实际 GDP,按东、中、西部⁽¹⁾划分,分别截取三大区域人均实际 GDP 最高值和最低值两个省份。

1. 时间维度分析。

根据 DEA 测算得出的结果,绘制了 2008—2018 年 31 个省(自治区、直辖市)的三类效率值的均值走势图,如图 1 所示。由图 1 可以看出,31 个省级政府的医疗卫生支出的平均综合技术效率近乎呈“Ω”型的波动抬升的趋势,2008 年平均综合技术效率为 0.79,到 2009 年跌入谷底,之后反弹,一路上升,从 2010 的 0.8 增速趋缓地上升至 2014 年的 0.85,但是到 2015 年又跌至新的低点,之后直到 2018 年都稳定在 0.83 水平。纵观 11 年间的变化轨迹,可以发现平均综合技术效率是朝着阶梯式上升的。这说明我国整体上政府医疗卫生支出效率虽然时有回落,但仍砥砺前行。特别是以 2009 年,即“新医改”元年为分水岭,我国平均综合技术效率取得显著提升,反映了“新医改”取得不菲的成效。继而观察平均纯技术效率的变化轨迹,其走势与平均综合技术效率相似且趋同,只是相对平缓一些。同样以 2009 年为分水岭,全国平均纯技术效率由降转升,直到 2015 年才转为颓势,降至 0.88,但仍高于 2008 年的 0.85 水平,并且在最后三年保持稳定状态。这说明了综合技术效率更多地受纯技术效率的影响,并且“新医改”对我国政府医疗卫生支出效率的改进更多地是依靠技术贡献。最后,通过观察平均规模效率的走势,不难发现我国平均规模效率的波动并不显著,基本上保持平稳状态,其值域集中收敛在 $[0.92, 0.92]$ 区间内,反映了我国公共医疗卫生的硬软件设施规模扩大速度缓慢,存在进一步优化结构和扩大投资的潜力。综合上述分析,可知我国政府医疗卫生支出效率更多地受制于规模的限制,这一点深刻地体现在新冠疫情首先爆发的武汉,当时当地医疗设备捉襟见肘之势,不得不依靠临渴掘井式匆忙建造雷神山医院才能得到一定程度的缓解,并且医疗卫生相关技术的提升也是掣肘因素之一,所以省级地方政府更应该致力于提高医疗卫生支出的规模,同时更加重视将医疗卫生支出资金倾向于技术革新和管理增效。

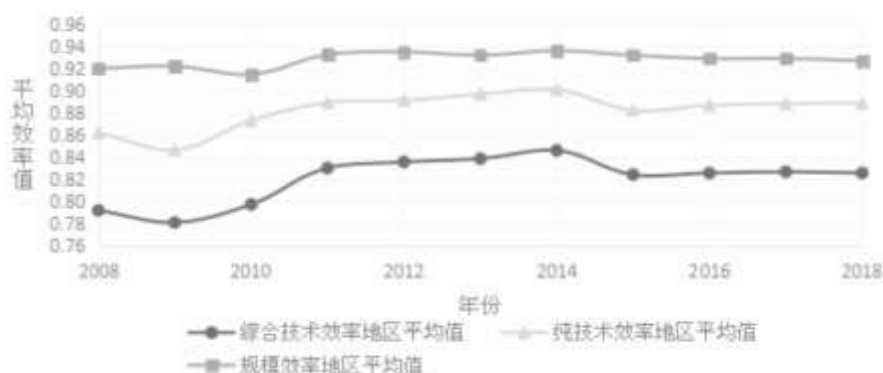


图 1 2008-2018 年 31 省(市)政府医疗卫生支出效率平均值趋势

2. 地区空间维度差异分析。

进一步地,为了对各个省(市)的政府医疗卫生支出效率进行比较研究,根据各个省份的年人均政府医疗卫生支出水平和平均综合技术效率水平,分别制作了图 2 和图 3。首先,从图 2 可知,各省(市)之间的年人均财政医疗卫生支出差异显著,尤其是西藏、北京、青海和上海等四个地区的医疗卫生支出水平一马当先。其中,西藏和青海的高支出水平主要归因于低人口密度和政策性转移支付,北京和上海则是依靠区位优势 and 经济发展水平。其次,以全国均值为分界线,只有 9 个省(市)达到或超过全国平均水平,充分显示我国政府间医疗卫生支出仍存在很大差距,且区域之间资金分配极其不均,大多数省份医疗资源供给相对短缺。

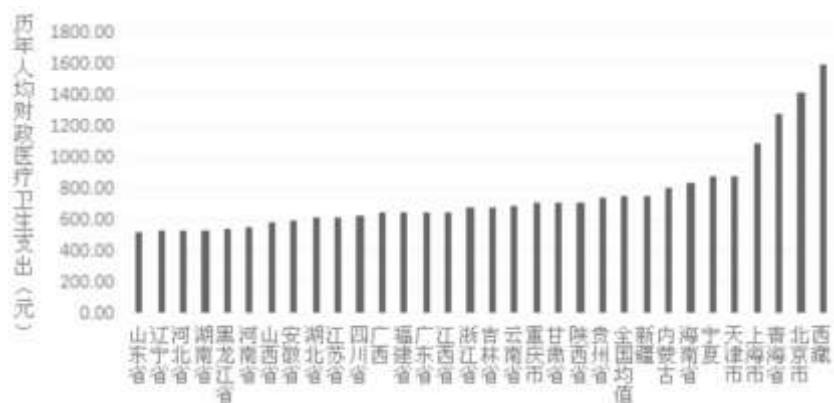


图2 2008-2018年各省(市)年人均财政医疗卫生支出(元)

再者,从图3可以看出,各省(市)间的平均综合技术效率差异不大,相较于各省(市)年人均政府医疗卫生支出效率,差距小得多。同样,以全国均值为分界线,可看出达到或超过全国平均水平的省份有15个,几近占据一半。这说明了我国区域间医疗卫生支出效率水平发展相对均衡,但地区间效率差距仍存在。特别地,通过对比图2和图3,可以发现部分省份在医疗卫生领域的投入和产出极其不对称。其中,山东和河北在年人均医疗卫生支出较低的前提下,居然实现平均综合技术效率位居前列;相反,北京和上海在年人均医疗卫生领域支出高企的背景下,却存在平均综合技术效率垫底的局面。综上两类矛盾的现状,一种可能的解释是,北京和上海与山东和河北的地理距离、经济距离紧密,再加上北京和上海的医疗资源底子厚,财政支持力度得天独厚,对周边省份的医疗需求者产生了强大的虹吸效应,进而导致北京和上海的医疗体系因为过度承载外地患者而不堪重负,效率滑落。与之相反,医疗患者净输出的山东和河北两省由于医疗需求减负,所以相对缓解医疗资源供不应求的困境。

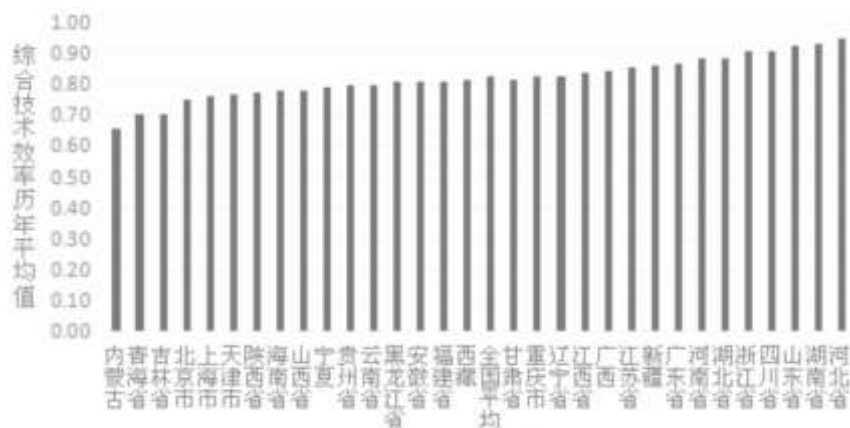


表 3 典型省份综合分类情况

	高效率	较高效率	中等效率	较低效率
高投入	—	—	—	内蒙古
较高投入	—	—	甘肃	—
中等投入	湖北	江苏	—	—
较低投入	河北	—	黑龙江	—

注：典型省份选取与表 2 相同。

(二) 动态分析

DEA 分析法是对同一环境中的决策单元在同一时间点上进行的横向分析，是静态的效率分析法。而 Malmquist 生产率指数是利用面板数据，经测算得出的可以纵向比较分析的生产率指数，能够对效率随时间的变化轨迹进行动态分析，以弥补静态分析的缺点，使分析更加全面，测算结果见表 4 和表 5。

由表 4 不难发现，除浙江、重庆、四川、云南、甘肃外，绝大多数省份的全要素生产率指数均小于 1，却大多集中于 [0.97, 0.98] 值域内，其中以西藏、宁夏和海南最低，为 0.94，说明了我国大多数地区全要素生产率偏低，而且省际间的差距不是很大，均有很大的扩展空间。根据全要素生产率公式，即全要素生产率=技术效率*技术变化，其中技术效率=纯技术效率*规模效率，不难发现全要素生产率普遍偏低的主要原因在于技术革新的相对滞后，绝大多数省(市)的技术变化指数小于 1，意味着出现了技术退步。一般而言，技术应该是随着时间的推移逐步增长的，但本文却得出截然相反的结论。其原因可能是所选取的投入产出指标未能全面、真实且贴切地体现技术发展的实际情况，也可能是选取的时间跨度不够长，不过前者发生的概率更大。再看其他三项指标，绝大多数省(市)均在 1 以上，说明了大部分地区对现存技术和规模的利用绩效总体上是增强的。

表 4 31 省(市)2008-2018 年 Malmquist 生产率指数平均值及其分解各部分

省份	技术效率变化	技术变化	纯技术效率变化	规模效率变化指数	全要素生产率指数
北京市	1.02	0.97	1.02	1.00	0.99
天津市	1.01	0.94	1.01	1.00	0.96
河北省	1.01	0.97	1.00	1.01	0.98
山西省	1.01	0.97	1.01	1.00	0.98
内蒙古自治区	1.00	0.97	1.01	1.00	0.97
辽宁省	1.00	0.99	1.00	1.00	0.99
吉林省	0.99	0.98	1.00	0.99	0.97
黑龙江省	1.01	0.98	1.01	1.00	0.99
上海市	1.01	0.96	1.01	1.00	0.97
江苏省	1.01	0.99	1.00	1.01	0.99
浙江省	1.02	0.98	1.01	1.01	1.00

安徽省	1.00	0.99	1.00	1.00	0.99
福建省	1.00	0.98	1.00	1.00	0.98
江西省	1.00	0.98	1.00	1.00	0.98
山东省	1.00	0.98	1.00	1.00	0.98
河南省	1.00	0.98	1.01	0.99	0.98
湖北省	1.00	0.99	1.00	1.00	0.99
湖南省	1.00	0.98	1.00	1.00	0.98
广东省	0.99	0.98	1.00	0.99	0.97
广西壮族自治区	1.00	0.99	1.00	1.00	0.99
海南省	0.99	0.95	0.99	1.00	0.94
重庆市	1.01	1.00	1.00	1.01	1.00
四川省	1.01	0.99	1.00	1.01	1.00
贵州省	1.01	0.98	1.01	1.00	0.99
云南省	1.00	1.00	1.01	1.00	1.00
西藏自治区	1.01	0.93	1.00	1.01	0.94
陕西省	1.01	0.98	1.01	1.00	0.99
甘肃省	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00
青海省	1.01	0.95	1.01	0.99	0.95
宁夏回族自治区	1.00	0.94	1.00	1.00	0.94
新疆维吾尔自治区	0.99	0.98	1.00	1.00	0.98
全国平均	1.00	0.97	1.00	1.00	0.98

再观察表 5 可知，在 2008-2018 年期间全要素生产率指数的年均波动中，全要素生产率的波动轨迹与技术变化几乎趋近，均在 2009 年显著上升，在 2011-2012 年、2015-2016 年和 2017-2018 年期间达到峰值，并且均在总年段内处于波动下降态势。其中，全要素生产率在大多数以及最近年份均低于 1，技术变化也是类似情况。另一方面，技术效率及其两大组成部分波动幅度微弱，总体上基本保持在 1 以上，并且最近两年均处于 1 水平。综上所述，不难反映出 2009 年实施“新医改”以来，地方政府在扩大医疗卫生支出规模和提高医疗卫生服务和管理技术方面进展缓慢，仅在 2010-2011、2013-2014 等部分年份有略微的改善，而且全要素生产率也深深受制于技术创新的瓶颈期，需要通过加快体制创新和缩短技术研发及应用周期才能打破“医改”困境。

表 5 政府医疗卫生支出 Malmquist 生产率指数年均变化轨迹

时期	技术效率变化	技术变化	纯技术效率变化	规模效率变化指数	全要素生产率指数
2008-2009	0.98	1.27	0.98	1.00	1.25
2009-2010	1.02	0.91	1.04	0.99	0.93
2010-2011	1.05	0.87	1.02	1.03	0.91
2011-2012	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00
2012-2013	1.00	0.96	1.01	1.00	0.96

2013-2014	1.01	0.92	1.01	1.01	0.93
2014-2015	0.97	0.95	0.98	1.00	0.93
2015-2016	1.00	0.98	1.00	1.00	0.98
2016-2017	1.00	0.97	1.00	1.00	0.97
2017-2018	1.00	0.98	1.00	1.00	0.98
历年平均	1.00	0.97	1.00	1.00	0.98

(三)影响因素分析

由前文分析可知,我国 31 个省(市)间的医疗卫生支出效率的差距较为明显,造成差距的原因主要是存在影响政府医疗卫生支出效率的不可控因素,如经济因素、社会因素、文化因素、政策因素、生态因素等等。为了遴选出效率值的主要原因,本文拟以综合技术效率值为因变量,财政支出分权为核心解释变量,探究两者之间的因果联系。此外,考虑到根据 DEA 分析法测算出的效率值均介于[0, 1]的值域内,属于截断数据,如果直接以此为因变量来创建模型,则难以通过 OLS(普通最小二乘法)进行回归,如此估计参数的轨迹就会有偏且不一致。因此,本文借助面板受限因变量模型,即面板 Tobit 模型来实施实证回归检验。

1. 模型构建。

$ef_{it} = \beta_0 + \beta_1 fd_{it} + \beta_2 fd_{it}^2 + \mu x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$)在此模型中,被解释变量 ef_{it} 指代第 i 省第 t 年的政府医疗卫生支出效率; ed_{it} 指代第 i 省第 t 年的财政支出分权; ed_{it}^2 指代财政支出分权的平方项; x_{it} 指代影响政府医疗卫生支出效率的其他控制变量; u_i 代指个体效应; ε_{it} 代指随机扰动项。

2. 数据说明。

本文研究至此,最关注的核心解释变量是财政支出分权。关于财政分权度的衡量,现有文献大致采用两个指标:“收入分权”和“支出分权”。傅勇等(2010)^[14]构造了三个分权指标,即“各省预算内人均本级财政支出/中央预算内人均本级财政支出”、“各省预算内人均本级财政收入/中央预算内人均本级财政收入”,以及“扣除净转移支付的财政支出指标”,这些指标均进行了人均化,旨在控制政府支出规模与人口数量之间可能存在的正向关系。由于本文研究财政用于公共医疗卫生领域的支出效率,且转移支付资金也作为中央和地方共同承担地方公共医疗事业支出责任的重要财源,因此,本文采用“各省预算内人均本级财政支出/中央预算内人均本级财政支出”作为财政分权度(fd_{it})的一个衡量标准。

民生财政理论认为,财政活动的重心应该由经济建设和公共产品及服务向民生改善转变。目前,与民生息息相关的主要包括住房、养老、教育和医疗等领域。其中,又以医疗最为迫切,因病致贫的例子比比皆是。所以财政用于医疗卫生的支出及其效率关系到民生改善的进度和程度。而政府医疗卫生支出的效率又受到当地的人口特征、社会环境、经济状况和政治背景等诸多因素的影响。基于这种情况,结合对已有的文献的梳理和总结,本文分别从社会、经济和政府等多领域择取了以下控制变量:(1)人口密度(pd),以每平方公里的常住人口数作为人口密度。按照一般规律,人口密度越大,属地政府财政支出的规模效应越显著,进而支出效率越大。(2)人均实际 GDP($rgdppc$),以各地实际人均 GDP 反映其经济发展水平。一般情况下,经济发展水平较高的地区,居民对公共产品的质量要求越高,因而更能刺激政府提高支出效率。(3)城镇化水平($u1$),以各地城镇常住人口占总人口的比重来衡量城镇化水平。一般情况下,城镇化水平越高,公共产品设施越健全,政府支出的范围经济越显著,支出效率越高。(4)农村居民恩格尔系数($ecrr$),以农村居民恩格尔系数反映农村居民的消费水平。一般情况下,农民消费水平越高,越倾向于进行医疗消费,有助于提高政府医疗支出效率。(5)户籍制度(hrs),李郁芳(2015)^[15]认为放松户籍管制会提高政府医疗卫生支出效率,因此参考付文林(2012)^[16]的指标,本文采用的户籍松紧程度计算办法是:户籍松紧程度=住本乡、镇、街

道, 户口在本乡、镇、街道的人口数/抽样人口数, 数值越大, 意味着户籍制度越宽松。(6) 医疗政策 (mp), 2009 年实施“新医改”以来, 颁布了一系列医疗卫生整改政策。这些政策的推行均可能对地方政府医疗卫生支出的效率产生正向影响。所以本文采用时间虚拟变量来表示医疗卫生政策在时间上的变化, 考虑到政策普遍具有时滞性, 此虚拟变量在 2010 年及其以后的年份取值为 1, 其余年份取值为 0。(7) 老龄化程度 (ad), 我国已经面临劳动力红利衰退, 未富先老的严峻形势。而老龄人口比例的提高势必会带来医疗资源需求的激增, 这对医疗卫生供给能力和支出效率带来了负向影响。所以本文采用 65 岁以上人口占比作为老龄化程度的衡量指标。(8) 教育水平 (el)。Milligan 等^[17] (2004) 人认为教育水平的提升可以从两方面提高政府公共支出效率。一方面是提高居民选择廉政官员以及识别官员腐败的能力, 另一方面是提高政府官员的行政能力和道德水平。因此, 本文采用 1 减去 15 岁及以上文盲人口的比重来表示教育水平, 文盲人口越低意味着教育水平越高。具体变量说明见表 6:

表 6 控制变量描述

控制变量	含义	简称	变量解释
社会	人口密度 (人/平方公里)	Pd	各省人口/各省土地面积
	户籍制度 (%)	Hrs	住本乡、镇、街道, 户口在本乡、镇、街道的人口数/抽样人口数
	老龄化程度 (%)	ad	65 岁以上人口占比
经济	人均实际 GDP (元)	rgdppc	元/人
	城镇化水平 (%)	ul	城镇常住人口/总人口
	农村居民恩格尔系数 (%)	ecrr	各省农村居民人均食品消费额/消费性支出
政府	医疗政策 (0-1)	mp	If year > or = 2010, pick 1. If not, pick 0.
文化/ 人力资本	教育水平 (%)	el	100%-15 岁及以上文盲人口的比重

3. 回归结果分析。

本文搜集了上述相关变量 2008-2018 年的数据, 并且为了消除不同量纲的干扰, 对数据采取了离差标准化处理。处理后变量数据的统计特征如表 7 所示。

表 7 变量的描述性统计

变量名称	N	平均值	最小值	最大值	标准误
综合技术效率/eff	341.00	0.58	0.00	1.00	0.20
人口密度/pd	341.00	0.12	0.00	1.00	0.18
人均实际 GDP/rgdppc	341.00	0.27	0.00	1.00	0.18
城镇化水平/ul	341.00	0.48	0.00	1.00	0.21
农村居民恩格尔系数/ecrr	341.00	0.43	0.00	1.00	0.24
财政支出分权/fdi	341.00	0.52	0.00	1.00	0.21
户籍制度/hrs	341.00	0.71	0.00	1.00	0.19
医疗政策/mp	341.00	0.82	0.00	1.00	0.39

老龄化程度/ad	341.00	0.40	0.00	1.00	0.19
教育水平/el	341.00	0.87	0.00	1.00	0.16

注:表中所有变量的数据均经过离差标准化处理。

接下来,再运行 STATA15.0 软件,进行实证检验。

首先,对模型进行稳定性检验。本文采用 LLC 单位根检验,结果证实所有变量均通过稳定性检验。

其次,假设 H0:不存在个体异质性,并进行随机效应的面板 Tobit 回归,得出 LR 检验结果,拒绝了原假设 H0,即存在个体效应,应选择随机效应的面板 Tobit 回归。

再次,进行随机效应的面板 Tobit 回归,回归结果如表 8 所示:

表 8 实证回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
pd	0.0173368 (0.1861328)	0.044048 (0.187765)	0.077702 (0.193782)
rgdppc	-0.203591* (0.1097273)	-0.17098 (0.107438)	-0.16825 (0.109378)
ul	-0.1053247 (0.1571774)	-0.1559 (0.153531)	-0.2034 (0.153539)
ecrr	0.0188415 (0.0506494)	0.018762 (0.050835)	0.021459 (0.051193)
fdi	-0.3991236** (0.1759192)	-0.17596*** (0.066384)	—
fdi2	0.2057218 (0.1500028)	—	-0.10986* (0.05699)
hrs	-0.2781688*** (0.1013612)	-0.28886*** (0.101358)	-0.29803*** (0.101696)
mp	0.1563974*** (0.0255872)	0.146784*** (0.024672)	0.134013*** (0.023815)
ad	0.2799509*** (0.0647375)	0.274516*** (0.064767)	0.267317*** (0.065153)
el	-0.2796141** (0.1247002)	-0.28881** (0.125064)	-0.27892** (0.127161)
常数项 (_cons)	1.018793*** (0.1504992)	1.00514*** (0.150918)	0.975952*** (0.151907)

对数似然数 (LR)	229.31	241.08	263.04
------------	--------	--------	--------

注:1.*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著;括号内为各统计量的稳健标准误差。

其中,模型 2 的结果显示,财政支出分权对省级政府的医疗卫生支出效率造成显著的负向影响,故假设 B 成立。模型 1 在模型 2 的基础上添加了财政支出分权的平方项,结果表明财政支出分权对政府医疗卫生支出效率不具有非线性影响。为了验证财政支出分权非线性影响的纯粹性,对模型 1 中的财政支出分权变量进行剔除,形成模型 3。在模型 3 中,财政支出分权对政府医疗卫生支出效率产生负向的非线性影响,但是影响较不显著。综合对比模型 1 和模型 3,可得出结论:财政支出分权对政府医疗卫生支出效率总体上产生负向的线性影响。其中,负向关系的结论与一般论文的结论相悖。其原因可能如张富泉等^[18](2019)所言,承包制分税制过渡期过长,固化了地方财政利益关系,以至出现不同于国际家庭户为主自由迁徙的中国独特的“候鸟型农民工现象”,因此有必要仿效德国的平衡指数,设定“标准人”公式,进一步完善人均财力均衡与公共服务均等化的转移支付制度。简而言之,长期延续的分税制“基数法”转移支付原则扩大了地方政府间财力差距,进而限制了财力较弱地区的医疗卫生供给能力,加之中国独有的户籍制度所造成的二元及区域割裂的格局,使得一方面拥挤在发达地区的无户籍常住人口难以充分享受医保制度所带来的医疗资源有效供给,另一方面人口净流出地区由于受制于财政创收劳动力流失、老弱病残等医疗公共产品急需者滞留、财政底子薄的恶性循环机制等因素而陷入医疗卫生支出供不应求,效率欠佳的困境。

长期以来,财政分权与公共产品(服务)配置效率间的关系始终是学术界的研究热点。单从理论研究层面来讲,第一代财政联邦主义理论假定政府的目标为社会福利最大化。在此假设前提下,Inman 和 Rubinfeld^[19](1997)认为,地方政府更靠近选民,对选民的信息偏好和公共产品的成本信息了解更充分,故相较于中央政府,地方政府,特别是基层政府能够更高效地提供公共产品。而第二代财政联邦主义理论假定政府是最大化自身利益的“经济人”。在此假定背景下,Seabright^[20](1996)证实,在财政分权体制框架下,再当选的压力会降低地方执政长官的寻租倾向,在竞选期倾向于提高基本公共产品的供给效率。

可是,中国的财政分权体制恰恰属于一种非规范的事实性分权制度安排(周业安、章泉^[13],2008),主要表现为:财政分权从属于行政集权,经济分权与垂直的政治治理体制紧密交叉,形成了独特的中国式分权,导致地方政府在“晋升锦标赛”的激励下,更加注重经济发展,轻民生改善,造成财政支出主要投向生产性建设,忽视了民生性建设。再加上,属地居民对本地政府的行为缺乏有效的监督与约束机制。所以,在中国式财政分权的背景下,地方政府提供公共产品的行为未必与属地居民的需求偏好相一致。

不过,随着近些年中国经济进入新常态,生产性支出过剩与民生性支出不足的弊端逐渐显现,生产过剩和消费不足矛盾日益显著。为此,中央推出供给侧结构性改革,旨在调整优化供需关系。在学术界,也有学者注意到生产性支出对经济并不总是促进作用,这也提醒地方政府增加民生性支出比重,提高民生相关的公共产品的供给效率。

排除财政分权度外,另有部分控制变量对政府医疗卫生支出效率也产生了不同程度、不同方向的影响。其中:(1)3 由模型 1 可知,人均实际 GDP 与政府医疗卫生支出效率之间具有比较显著负相关关系,即人均实际 GDP 越高,支出效率越低。这可能要归因于在经济分权和政治集权的框架下,地方政府官员在“晋升锦标赛”的激励下,更趋向于将财政资金用于生产投资建设,轻视民生改善工程建设。因而,经济发展水平较高的地区,其执政官员更倾向于重基建、轻民生,如此便形成了一个支出“怪圈”,即经济发展水平越高的地区,财政用于医疗卫生的支出数量和效率越低。(2)户籍制度宽松程度与政府医疗卫生支出效率之间呈显著的负相关,即落户限制越松,支出效率越低。这与西方“用脚投票”机制相悖,其内因可能是由于中国经济发展失衡的特殊国情,即中国劳动人口流动大多趋向北上广深等一线城市,导致城市公共医疗资源相对紧缺,如果进一步放开口口限制,会让公共医疗体系负荷加重,影响医疗卫生资金的使用效率。(3)医疗政策与政府医疗卫生支出效率之间具有显著的正相关关系,即实施“医改”政策有助于提高支出效率。这一点不难理解,说明了我国在深入推进“医改”政策过程中一步步提高单位公共医疗资金的使用效率。(4)老龄化程度与政府医疗卫生支出效率之间具有显著的正向关系。这也与一般结论相异,可能是

因为目前我国尚处于老龄化的初期阶段，人口老龄化问题对我国医疗卫生支出效率的负向影响还未显现。(5)教育水平对政府医疗卫生支出效率产生显著的负向影响，即人力资本越高的地区，支出效率越低。其原因可能是一方面发达地区教育资源丰富，创造人力资本的同时对人力资本产生强大的虹吸效应，导致人力资本过于集中，进而加重医疗公共产品需求量，影响支出效率，另一方面人力资本集中会加剧竞争，引发更大的工作强度和压力，因而患病的可能性会增加，也对医疗资源供给能力形成挑战。(6)人口密度和农村居民恩格尔系数对政府医疗卫生支出效率产生正向作用，但效果不显著。其中，人口密度的影响可归因于规模效率，而农村居民恩格尔系数反映农村地区发展落后，主要表现为西部地区，一方面人口净流出，另一方面国家对这些地区财政补贴，所以会使得局部和一定时期内出现发展落后、效率却反升的“奇迹”。(7)城镇化水平对政府医疗卫生支出效率产生负向影响，结果也不显著。其负相关的成因与经济发展对周边省份的劳动力的巨大虹吸效应分不开，类似于人均实际 GDP 的作用机理。

为进一步探究区域间影响政府医疗卫生支出效率的因素的异质性，本文分地区进行实证回归，回归结果如表 9 所示：首先，东部地区的影响趋势和程度与全国情况类似，说明了东部地区的政府医疗卫生支出效率是左右全国政府医疗卫生支出效率的核心因子。再者，在中部和西部地区，影响政府医疗卫生支出效率的核心因素不是财政分权，其中，影响中部政府医疗卫生支出效率的最显著因素是人均实际 GDP，即经济发展水平，影响西部政府医疗卫生支出效率的最显著因素之一是教育水平。最后值得一提的是，医疗政策和老龄化程度对东、中、西部政府医疗卫生支出效率均产生显著的同方向的。综上可总结出，针对我国整体政府医疗卫生支出效率的提高问题应该既有全局政策的把握，更要有适应性的差异化政策。

表 9 全国和分地区回归结果

变量	全国	东部	中部	西部
pd	0.017 (0.186)	-0.161 (0.177)	2.547* (1.506)	1.734 (1.889)
rgdppc	-0.204* (0.110)	-0.178 (0.142)	-0.817** (0.378)	-0.494 (0.325)
ul	-0.105 (0.157)	-0.391 (0.265)	0.030 (0.457)	0.018 (0.350)
ecrr	0.019 (0.051)	0.079 (0.109)	-0.048 (0.114)	-0.003 (0.080)
fdi	-0.399** (0.176)	-0.833*** (0.295)	0.112 (0.420)	-0.109 (0.352)
fdi2	0.206 (0.150)	0.562** (0.240)	-0.201 (0.434)	0.121 (0.311)
hrs	-0.278*** (0.101)	-0.323** (0.147)	-0.467* (0.256)	-0.183 (0.185)
mp	0.156*** (0.026)	0.198*** (0.047)	0.097* (0.056)	0.142*** (0.044)
ad	0.280*** (0.065)	0.406*** (0.108)	0.258* (0.151)	0.292** (0.141)
el	-0.280** (0.125)	0.243 (0.442)	0.249 (0.474)	-0.442*** (0.145)

常数项 (_cons)	1.019*** (0.150)	0.829** (0.401)	0.517 (0.489)	0.840*** (0.265)
对数似然数 (LR)	229.310	23.750	52.740	93.690

注:1.*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著;括号内为各统计量的稳健标准误差。

4. 稳健性检验。

为了验证实证结果的稳健性,拟以一般公共预算支出中医疗卫生支出的比重(pfhe)来近似替代财政支出分权指标(fdi)。通过相关性检测,两者之间存在显著负相关关系,相关系数为-0.2575,意味着医疗卫生支出比重每增加一个单位,财政支出分权减少 0.2575 个单位。透过中国式分权和分税制转移支付制度不难理解其中理论机理:当地方官员重视医疗卫生等民生性基础设施投资建设时,其生产性基础设施建设就会受到影响,继而导致经济发展速度有所迟缓,而分税制所制定的过渡期转移支付主要采取“基数法”标准,与前一期的经济发展所带来的财政收入密切相关,所以若某期某一地区加大医疗卫生支出时,经济发展会滞后于潜在水平,财政收入也会因此缩水,直接会影响下一期中央政府对其转移支付力度,最终影响到该地区的财政支出分权度。相反,财政分权对医疗卫生支出比重的影响可能会受粘蝇纸效应、转移支付制度、政府间事权和支出责任划分标准、地方官员晋升机制等综合因素的左右,无法简单地得出稳健的结论。因此,本文采取医疗卫生支出比重的滞后一期,即 1pfhe,以及财政支出分权自身滞后一期(1fdi)作为核心解释变量的工具变量组合。

表 10 所示为稳健性检验结果,由模型 4 不难发现医疗卫生支出比重作为财政支出分权的工具变量后,核心解释变量和因变量之间呈现显著的正相关关系。这是由于医疗卫生支出比重与财政支出分权之间呈负向关系,而财政支出分权与政府医疗卫生支出效率呈负向关系,所以可推导出医疗卫生支出比重与政府医疗卫生支出效率之间呈正向关系。这说明实证结果是稳健的。另外,为进一步探究医疗卫生支出比重和财政支出分权间影响关系的时效性,本文采取滞后两期的医疗卫生支出比重和财政支出分权等两个变量作为工具变量组合,其结果如模型 5 所示,核心解释变量与被解释变量之间仍具有正相关关系,但是结果不显著。综上所述,财政支出分权与政府医疗卫生支出效率的正向关系是稳健的,而且其影响具有短期性。

表 10 稳健性检验

变量	模型 4	模型 5
fdi	0.008 (0.004)	0.005 (0.004)
pfNe	-0.028*** (0.004)	-0.022*** (0.004)
lnpd	-0.111 (0.108)	-0.258** (0.114)
lnrgdppc	-0.09*** (0.034)	-0.076** (0.03)
ul	0.003** (0.002)	0.003** (0.001)
ecrr	-0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)

hrs	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
mp	0.024 (0.016)	— —
ad	0.00411 (0.002)	0.004** (0.002)
el	-0.002 (0.002)	-0.004*** (0.001)
常数项 (_cons)	2.134*** (0.666)	3.19*** (0.625)
F 值	18.94	26.11

注:1.*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著;括号内为各统计量的稳健标准误差。

六、结论

综合上述实证分析,可以得出以下结论:第一,从时间维度来看,2008-2018 年中国 31 个省级行政单位的政府医疗卫生支出效率近似呈“Ω”型波动抬升态势,2010 以后开始触底反弹,阶段式波动上升;第二,从地区空间维度看,各省(市)间的人均医疗卫生支出水平和综合技术效率差异明显,且前者差异大大超过后者。此外,综合上述两大指标,不难发现部分省份之间反差巨大,人均医疗卫生支出水平与综合技术效率不一定正相关。如河北、内蒙古等;第三,通过 Malmquist 全要素生产率指数分析得知,我国绝大多数省份全要素生产率均小于 1,其原因很可能归咎于技术革新相对迟缓;第四,通过面板 Tobit 模型检验得知,财政支出分权与政府医疗卫生支出效率之间存在显著的负相关关系。此外,部分控制变量对政府医疗卫生支出效率具有差异化的显著作用:人均实际 GDP、户籍制度、教育水平对政府医疗卫生支出效率产生显著的负向影响,医疗政策和老龄化程度对政府医疗卫生支出效率产生显著的正向作用。

七、政策启示

根据上述结论,本文拟定针对性的政策建议以供参考:

(一)有层次地逐步扩大政府医疗卫生支出规模,提高政府预算支出管理绩效

31 省(市)的规模效率总体提升乏力,累及了我国政府医疗卫生支出总体效率的提升。而且我国财政对医疗保险的补贴规模较低,据财政部 2019 年财政支出决算报告显示,当年全国财政对城乡居民基本医疗保险基金的补助为 5606.67 亿元,人均补助 400.3 元,相对于其他国家补助水平差距较大,抗大病风险能力较弱。因此,有必要有序扩大政府医疗卫生支出规模,并且在提高数量规模的同时要优化资金使用结构和管理效率,特别是政府在制定年度预算时,要重点提高城乡居民基本医疗保险基金的管理水平,促进相关资金保值增值,做大和做好公共医疗保险补助的蛋糕。

(二)稳步提高公立医院服务效率,持续深化医疗体制改革

目前我国医疗体制仍很不完善,异地医保报销难的问题仍未能得到彻底根治,因此持续深化医疗体制改革是势在必行。只有深化医疗体制改革,才能为医疗卫生支出效率的提高提供可靠的制度保障。建立覆盖全体城乡居民的公共医疗保险制度,放

开私人资本准入医疗行业的限制，同时加强市场监管，配合科学合理的医疗科技创新机制和人才培养激励机制，逐步实现基本公共医疗均等化。

(三)借鉴德国的平衡指数设定“标准人”公式，完善人均财力均衡与公共服务均等化的转移支付制度

德国财政平衡制度采取设立“平衡指数”的办法，来进行财政横向转移支付，实现人均财力均衡，这正是我国长久以来转移支付制度中所缺乏的。为实现我国人均财力协调、区域均衡以及公共服务均等化的目标，张富泉等^[19](2019)提出按“标准人”公式规范化再分配实现政府间人均财力均衡，彻底打破单纯纵向转移支付制度对财政支出分权以及政府医疗卫生支出效率的消极影响的制度枷锁。

(四)建立应对重大风险的医疗联防联控机制，加强财政横向对口帮扶

借鉴疫情初期 19 省对口支援湖北抗疫，并切实有效地在最短时间内稳控了湖北疫情危急局势的成功经验，在近期国内疫情稳定的背景下，要警惕境外病例输入风险，国内疫情中高风险区一面要严格执行与相邻省份和国家之间必要的卫生隔离，一面要保证邻省间的疫情信息共享的真实性、及时性和充分性，并充分提高跨省区域间医疗资源调配效率，精准有效地稳控并消灭疫情。同时为了提高联防联控效率，可试行按地理和经济距离将全国 31 个省(市)划分为若干个防疫战区，实行领导责任制和连带责任制，激励相邻省份间财政对口帮扶，提高整体医疗卫生支出效率。

参考文献:

- [1]龚峰. 地方公共安全服务供给效率评估:基于四阶段 DEA 和 Bootstrapped DEA 的实证研究[J]. 管理世界, 2008, (4):80—90.
- [2]王晓军, 钱珍. 中国财政社会保障支出效率分析[J]. 福建论坛(人文社会科学), 2009, (5):4—7.
- [3]韩华为, 苗艳青. 地方政府卫生支出效率核算及影响因素实证研究:以中国 31 个省份面板数据为依据的 DEA—Tobit 分析[J]. 财经研究, 2010, (5):4—15, 39.
- [4]王宝顺, 刘京焕. 中国地方公共卫生财政支出效率研究:基于 DEA—Malmquist 指数的实证研究[J]. 经济经纬, 2011, (6):136—140.
- [5]金荣学, 宋弦. 新医改背景下的我国公共医疗卫生支出绩效分析——基于 DEA 和 Malmquist 生产率指数的实证[J]. 财政研究, 2012, (9):54—60.
- [6]张仲芳. 财政分权、卫生改革与地方政府卫生支出效率——基于省际面板数据的测算与实证[J]. 财贸经济, 2013, (9):28—42.
- [7]管彦庆, 刘京焕, 王宝顺. 中国省级公共医疗卫生支出效率动态评价研究——基于医药卫生体制改革视角[J]. 贵州财经大学学报, 2014, (1):89—97.
- [8]王丽, 王晓洁. 京津冀协同背景下公共医疗卫生支出绩效差异实证分析[J]. 中央财经大学学报, 2015, (4):3—10.
- [9]Valdmanis V, Rosko M, Mutter R. Hospital quality, efficiency, and input slack differentials[J]. Health Services

Research, 2008, 43 (52) :1830-1848.

[10]Mark BA, Jones CB, Lindley L, Ozcan YA. An examination of technical efficiency, quality, and patient safety in acute care nursing units[J]. Policy Politics Nursing Practice, 2009, 10 (3) :180-186.

[11]Qzcan YA, Luke RD. Health Care Delivery Restructuring and Productivity Change:Assessing the Veterans Integrated Service Networks (VISNs) Using the Malmquist Approach[J]. Medical Care Research&Review, 2011, 68 (1) :20-35.

[12]Nayar P, Ozcan YA, Yu F, Nguyen AT. Benchmarking urban acute care hospital:Efficiency and quality perspectives [J]. Health Care Management Review, 2013, 38 (2) :137-145.

[13]周业安, 章泉. 财政分权、经济增长和波动[J]. 管理世界, 2008, (3) :6-15, 186.

[14]傅勇. 财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J]. 经济研究, 2010 年, (8) :4-15.

[15]李郁芳, 王宇. 中国地方政府医疗卫生支出效率及影响因素研究[J]. 海南大学学报, 2015, (3) :41-49.

[16]付文林, 赵永辉. 财政转移支付与地方征税行为[J]. 财政研究, 2016, (6) :16-27.

[17]Milligan, Kevin, Enrico Moretti, and Philip Oreopoulos. “Does Education Improve Citizenship? Evidence from the United States and the United Kingdom. ” [J]. Journal of Public Economics 88, no. 9-10 (2004):1667-1694.

[18]张富泉, 周良荣, 夏新斌. 分税制支出端改革与财政转移支付均衡指数研究[J]. 中国软科学, 2019, (10) :173-183.

[19]Inman, R. P., and D. L. Rubinfeld. 1997. “Rethinking Federalism. ” [J]. Journal of Economic Perspective, 11 (4) : 43-64.

[20]Seabright, P. 1996. “Accountability and Decentralization in Government:An Incomplete Contracts Model. ” [J]. European Economic Review, 40 (1) :61-89.

注释:

1 东部地区包括北京、天津、上海、辽宁、山东、河北、江苏、浙江、福建、广东、海南 11 个省(市), 中部地区包括黑龙江、吉林、安徽、河南、山西、湖北、湖南、江西 8 个省, 西部地区包括重庆、内蒙古、宁夏、甘肃、陕西、新疆、西藏、青海、四川、贵州、云南、广西 12 个省(市)。