

财政分权提高了地方医疗卫生服务供给效率和水平吗？

——基于精细化的财政自主度指标的实证检验*

陈平泽¹ 刘星月¹ 王 劲²

(1.中国矿业大学(北京),北京 100083;2.北京理工大学,北京 100081)

内容提要:根据财政分权理论和我国财政预算体制特点,以地方政府一般公共预算收入中可以自主支配部分占比设计新的财政自主度指标,并检验其对地方医疗卫生服务供给效率和水平的影响。实证研究结果表明,财政自主度对医疗卫生服务供给效率和水平均有显著正向影响;发达地区财政自主度对医疗卫生服务供给效率的正向显著性大于欠发达地区;提高西藏自治区、黑龙江省和青海省的财政自主度对医疗卫生服务供给效率水平的正向影响最为显著。建议适度增加中央对地方转移支付中非限定用途的比重,通过区域差异化发展充实地方自主财力,提高地方政府治理水平。

关键词:财政自主度 地方医疗卫生服务 供给效率 供给水平

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2023)03-0034-13

一、引言

2018年,国务院办公厅发布《医疗卫生领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案》,提出坚持政府在提供基本医疗卫生服务中的主导地位,将地方所属医疗卫生机构改革和发展建设等医疗能力建设明确为地方财政事权,由地方财政承担支出责任。2020年,中共中央、国务院发布《关于深化医疗保障制度改革的意见》,设定到2030年全面建成中国特色的医疗保障制度,要求优化政府补助

结构,加强财政对医疗救助投入。地方财政是我国医疗卫生服务财政投入的主体,投入规模巨大。根据全国财政决算数据,2021年全国财政一般公共预算卫生健康支出中,中央本级支出223.51亿元(不含转移支付),地方支出18919.17亿元,地方支出占比高达98.83%。随着人民群众对于医疗卫生服务供给水平和质量要求的提高,从财政角度研究影响地方医疗卫生服务供给效率和水平的因素成为亟需探讨的话题。

财政分权是影响地方公共产品供给服务效率

[收稿日期]2022-10-17

[作者简介]陈平泽,财务处处长,管理学院副教授,博士,高级审计师,研究方向为审计、政府会计、财政;刘星月,决策科学与大数据研究院助理,研究方向为数量经济学;王劲,研究生教育研究中心博士后,研究方向为决策理论与方法、财政、教育学。

[基金项目]全国教育科学规划国家一般项目“‘双一流’建设视角下的高等教育财政资源配置优化研究(BFA180062)”。

和水平的重要因素。国外早期的财政分权理论认为扩大中央对地方政府的财政分权有利于公共产品供给水平提升,其理论核心在于自由流动的居民根据公共服务水平和偏好在不同的地方政府辖区进行“用脚投票”,促使地方政府尽可能地提高公共服务水平,满足辖区居民的异质性偏好(Tiebout, 1956^[1]; Oates, 1972)。^[2]财政分权是否影响地方公共产品供给服务效率和水平离不开实证研究的支撑,而实证研究的关键是找到能合理度量财政分权的指标(毛捷等, 2018)。^[3]国外文献一般采用地方财政收支占该国总财政收支的份额作为衡量财政分权的指标。受国外的影响,国内研究多是如此,也有研究文献将上述指标按 GDP 进行了微调。然而,医疗卫生服务的供给效率和水平的研究结论不尽相同,张仲芳(2013)^[4]和朱德云等(2020)^[5]研究认为财政分权与医疗卫生服务供给效率负相关;龚锋、卢洪友(2013)^[6]、胡玉杰、彭徽(2019)^[7]和裴育、贾邵猛(2019)^[8]等研究认为是正相关;崔志坤、张燕(2018)^[9]则认为财政收入分权与地级市医疗卫生服务效率负相关,财政支出分权与地级医疗卫生服务效率正相关;余显财、朱美聪(2015)认为剔除市场方的因素后,财政分权与医疗供给水平呈负相关关系。^[10]究其原因,可能是采用财政分权指标存在争议。不同的指标反映的是不同的逻辑(郭峰, 2015)。^[11]有学者提出财政收入指标和财政支出指标实际反映的是各省人均财力的差距,而不是财政分权的差距(毛捷等, 2018^[3]; 吕冰洋等, 2021^[12])。并且我国的人口迁移在绝大多数情况下不能改变户口身份,国外“用脚投票”的研究前提在我国并不存在(乔宝云等, 2005)。^[13]所以,衡量我国财政分权时应根据国情进行指标调整。在此背景下,国内部分学者提出财政自主度指标,认为其比财力差异指标更适合衡量我

国的财政分权(傅勇, 2010^[14]; 高琳, 2012^[15]; 郭峰, 2015^[11]; 胡正东, 2021^[16])。财政自主度转变了角度,不再以中央政府与地方政府收支作比较,而是以地方政府为研究样本,分析其财政收支组成情况。现有研究中采用的财政自主度指标多使用一级政府预算内财政收入与预算内财政总支出(财政收支中不包括向下和向上的转移支付)的比值来表示,该指标核心逻辑是地方政府支出中的自有财力占比。然而,本文认为,其忽视了中央对地方转移支付和税收返还的作用,与我国在 1994 年分税制改革时将转移支付和税收返还作为地方财力补充机制的初衷不相适应,该指标实际为自有财力占比指标,不能准确反映财政自主度。

财政分权指中央政府向地方政府下放一部分财政管理与决策权的过程(Martinez-Vazquez and McNab, 2003^[17]; Feltenstein and Iwata, 2005^[18])。本文认为,应该从是否自主支配而不是从是否自有的角度衡量我国地方政府的财政自主度,特别是对于转移支付、税收返还等上级给予下级的补助收入,该资金是按项目方式进行管理,在衡量财政自主度时需要按项目资金的管理特征进行逐一甄别:如果上级给予下级政府的补助资金被上级限定用途,相当于财政管理与决策权还是留在上级,即使资金拨给下级使用,实质上并没有达到分权的目标;如果上级给予下级政府的补助资金没有被上级限定用途,可以由下级政府自主支配,则应纳入下级政府财政自主度指标考量中。由此,指标设计才能既符合财政分权理论,又契合我国财政体制的特点。

基于此,本文首先按照财政分权理论和我国地方财政决算报表格式,在现有财政自主度指标基础上,精细区分上级补助收入中是否由下级政府自主支配来设计新财政自主度指标。然后,以新财政自

主度指标作为核心解释变量进行回归分析,得出新财政自主度衡量下的财政分权对地方医疗卫生服务供给效率和水平的影响。最后,提出政策建议。

二、新财政自主度指标设计

地方财政预算的主体是一般公共预算。根据 2014 年修订的预算法口径,地方各级一般公共预算收入由本级税收收入、本级非税收入、上级补助收入、一般债务收入、调入资金和上年结余等组成,其中本级税收收入、本级非税收入等均属于地方政府可自主支配财力,故列入财政自主度计算的分子部分。地方政府发行债券取得的一般债务收入,鉴于在发债时要明确具体项目的要求^①,不视为地方可自主支配的收入。调入资金和上年结余来自政府内部跨预算年度和跨类别统筹的资源,不是当年政府从外部获取的资源,不能视为政府新增可自主支配的财力。上级补助收入中的税收返还由地方政府自行支配,列入可自主支配范围的收入。转移支付中的专项转移支付均为上级确定项目用途,专款专用,下级政府没有自主支配权;一般性转移支付中有的项目资金使用时被指定用途范围,有的项目资金没有被指定用途。根据 2020 年修订的《中华人民共和国预算法实施条例》,一般性转移支付包括均衡性转移支付;对革命老区、民族地区、边疆地区、贫困地区的财力补助;其他一般性转移支付。根据财政部官网的“中央预决算公开平台”和“中央对地方转移支付管理平台”数据,近年中央对地方的一般性转移支付资金共有 15 种项目。按照财政部发

^①例如财政部于 2018 年发布的《关于做好 2018 年地方政府债务管理工作的通知》(财预[2018]34 号)明确规定“地方政府债券发行必须一律与公益性建设项目对应,一般债券和专项债券发行信息披露时均要将债券资金安排明确到具体项目;债券资金使用要严格按照披露的项目信息执行,确需调整支出用途的,应当按照规定程序办理,保护投资者合法权益”,故一般债务收入被限定用途。

布的《中央对地方均衡性转移支付办法》《中央财政县级基本财力保障机制奖补资金管理办法》《民族地区转移支付办法》等各项转移支付资金管理办法,本文对该 15 种转移支付项目进行甄别,其中均衡性转移支付、革命老区转移支付、民族地区转移支付、边境地区转移支付、县级基本财力保障机制转移支付等 5 种资金在使用范围上没有限定具体用途,可视为地方可自主支配的转移支付。下面,以吉林省为例进行说明:

吉林省 2019 年财政自主度(数据见表 1)采用本文设计的财政自主度指标计算的公式为:

吉林省 2019 年的财政自主度=(全省税收收入+非税收入+税收返还+非限定用途的一般性转移支付)/全省一般公共预算总收入

= (全省税收收入+非税收入+税收返还+均衡性转移支付+民族地区转移支付+革命老区转移支付+边境地区转移支付+县级基本财力保障机制转移支付)/全省一般公共预算总收入

= (797.98+318.97+137.29+551.94+11.86+1.77+10.19+59.09)/4514.27

=1889.09/4514.27

=0.4185

根据本文设计的财政自主度指标计算的财政自主度数值为 41.85%,意味着吉林省 2019 年一般公共预算总收入中,每收到的 1 元钱中有 0.4185 元是由吉林省自主管理和使用的。该计算结果高于国内现有文献常用的按照“预算内财政收入/预算内财政总支出”指标计算的财政自主度结果。比较而言,前者体现了财政分权的真实程度,准确地衡量了地方政府在一般公共预算收入总额中拥有财政自主管理和决策权的份额,能更好地测度各省份财政自主情况。

表 1 吉林省 2019 年一般公共预算收入与支出决算情况

单位:亿元

收入	金额	支出	金额
一、税收收入	797.98	一、一般公共服务支出	302.52
增值税	328.3	二、国防支出	3.87
企业所得税	128.79	三、公共安全支出	222.21
个人所得税	33.68	四、教育支出	500.53
……		五、科学技术支出	39.18
二、非税收入	318.97	六、文化旅游体育与传媒支出	71.75
专项收入	79.67	七、社会保障和就业支出	687.78
行政事业性收费收入	79.91	八、卫生健康支出	281.69
罚没收入	45.13	九、节能环保支出	147.97
……			
本年收入合计	1116.95	本年支出合计	3933.42
中央补助收入	2292.41	上解中央支出	19.54
其中:税收返还	137.29		
转移支付	2155.12		
其中:均衡性转移支付	551.94		
民族地区转移支付	11.86		
革命老区转移支付	1.77		
边境地区转移支付	10.19		
县级基本财力保障机制转移支付	59.09		
城乡义务教育补助	18.27		
……			
地方政府一般债务收入	382.33	地方政府一般债务还本	116.93
上年结余	216.24	调出资金	158.2
调入资金	596.35	年终结余	286.19
收入总计	4514.27	支出总计	4514.27

资料来源:根据吉林省财政厅网站《吉林省 2019 年度财政决算》和财政部网站“中央预决算公开平台”“中央对地方转移支付管理平台”数据整理。

三、模型设定、变量说明与数据来源

(一)模型设定

为研究财政分权(财政自主度)对地方医疗卫生服务供给效率(水平)的影响,设定基准回归计量

模型:

$$Tfpch_{it}(DMTL_{it}) = \beta_0 + \beta_1 FD_{it} + \sum \beta_j controls_{it}(j) + Area_{it} + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示省份, t 表示时间, $Tfpch_{it}$ 、 $DMTL_{it}$ 、 FD_{it} 分别表示第 i 个地区第 t 年的医疗卫生服务供

给效率、医疗卫生服务水平和财政自主度。 $Controls_{it}(j)$ 表示第*i*个省份第*t*年的第*j*个控制变量项。 β_0, β_1 和 β_j 是待估参数, $Area_i$ 为地区效应, $Year_t$ 为年份效应, ε_{it} 为随机扰动项。

(二)变量说明与数据来源

1.被解释变量

根据杨彩霞等(2010)^[19]、肖力玮和邓汉慧(2019)^[20]的研究,衡量一个地区的医疗卫生服务质量,可以从财政供给效率和实施水平两个方向着手。鉴于此,本文的被解释变量有两个,分别是地方医疗卫生服务供给效率和地方医疗卫生服务水平。

(1)医疗卫生服务供给效率

借鉴有关学者做法(张仲芳,2013^[4];崔志坤、张

燕,2018^[9];朱德云等,2020^[5];胡正东,2021^[16]),选取各地区当年一般公共预算总支出中的卫生健康支出数作为投入指标,每万人口卫生技术人员、每万人口卫生机构数以及每万人口专业公共卫生机构床位数作为产出指标,采用投入导向规模报酬可变的DEA-BBC模型对医疗卫生服务供给全要素生产率(TFP)进行测度。

(2)医疗卫生服务水平

根据彭俊华、许桂华(2020)的做法^[21],借鉴李林、刘国恩(2008)^[22],陶春海、陈婧钰(2015)^[23]的思路,采用人均诊疗次数、病床使用率、出院率和卫生监督所(人员)数作为分项,使用独立性权系数法^①合成(见表2)。

表2 独立性权系数法合成情况及权重

分项	复相关系数 R	复相关系数倒数 1/R	权重
人均诊疗次数	0.446	2.240	0.156
病床使用率	0.488	2.048	0.142
出院率	0.150	6.648	0.461
卫生监督所(人员)数	0.288	3.471	0.241

2.核心解释变量

本文从中央对省的财政分权的研究角度,以31个省份为研究对象,设计“(全省税收收入+非税收入+税收返还+非限定用途的一般性转移支付)/全省一般公共预算总收入”来衡量各省的财政自主度。31个省份财政自主度2016年-2020年组内均值排序见表3。由表3可知,财政自主度均值排名前五

的省份为上海、北京、江苏、广东和天津,排名后五位的省份为贵州、吉林、青海、黑龙江和西藏自治区。财政自主度最高的上海是财政自主度最低的西藏自治区的2.59倍。

3.控制变量

医疗卫生服务供给效率和水平受医保收支情况、社会环境、人口、消费等多方面因素的综合影响,因此,选择的控制变量有医疗保险基金结余(MIM_S)、失业率(Un)、基础设施建设(Tra)、年龄结构(C)、人均消费支出(Cosume)。其中,医疗保障

①独立性权系数法是根据多元线性回归计算复相关系数R,从而确定权重。具体步骤为:(1)复相关系数R越大,意味着可利用的重复性系数越多,其权重越小;(2)根据复相关系数R的倒数归一化得到权重。

表 3 2016 年-2020 年各省份财政自主度组内均值排序

排序	区域	FD	排序	区域	FD	排序	区域	FD
1	上海	0.8353	12	河南	0.5147	22	内蒙古	0.4338
2	北京	0.7623	13	重庆	0.5130	23	新疆	0.4335
3	江苏	0.6565	14	江西	0.5086	24	甘肃	0.4329
4	广东	0.6441	15	宁夏	0.4987	25	辽宁	0.4300
5	天津	0.6312	16	四川	0.4888	26	云南	0.4235
6	浙江	0.6275	17	河北	0.4851	27	贵州	0.4158
7	山东	0.6138	18	湖北	0.4824	28	吉林	0.4140
8	福建	0.5750	19	广西	0.4797	29	青海	0.3609
9	安徽	0.5365	20	陕西	0.4689	30	黑龙江	0.3547
10	山西	0.5346	21	湖南	0.4654	31	西藏	0.3218
11	海南	0.5295						

(MIM_S)可刺激居民对于医疗消费的需求,提高医疗消费比例,进而促使政府增加医疗服务供给^[24],使用“医疗保险基金结余金额取对数”衡量社会医疗保险基金累计收支结余情况。就业环境(Un)使用国家统计局公布的“城镇登记失业率”进行衡量。当失业率增加时,经济形势较差、经济增长受阻,会引起政府医疗供给的下降。^[25]基础设施建设(Tra)使用“每万人拥有公交车辆(标台)”进行衡量。基础设施是影响地区内基本公共医疗卫生服务的重要因素。^[26]基础设施建设需要大量财政资金投入,地方政府在短期内容易产生显性政绩的基础设施方面持续财政投入较多,可能会对短期内政绩不明显的公共医疗卫生投入产生“挤出效应”。年龄结构(C)使用“0-14 岁人口数量/劳动人口数量”进行衡量。人口

年龄结构与公共服务供给间具有密切关系。^[27]幼儿和少年群体是每个人生理、心理发育的关键时期,其生理机能尚未健全,很容易遭遇疾病风险,亟需提高医疗服务供给。^[28]人均消费支出($Cosume$)使用“居民人均消费支出取对数”进行衡量。消费支出象征居民生活水平,一般而言,消费支出越高,代表居民生活水平越好,当地政府财力充足,对医疗服务供给资源的配置意愿更高。^[29]

4.数据来源

数据来源于财政部官网的“中央预决算公开平台”“中央对地方转移支付管理平台”和各省财政厅(局)官网的财政决算报表、EPS 数据库以及《中国财政年鉴》《中国统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》。囿于数据可获得性,本文的数据范围选定为除香港、澳门和台湾之外的 31 个省份,时间区间为 2016 年-2020 年。^①描述性统计见表 4 所示。

^①在计算医疗卫生服务供给效率时,DEA 需要使用区间数,故采用了 2015 年-2020 年间数据。其余指标使用的是 2016 年-2020 年未数。

表 4 变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Tfpch</i>	155	0.957	0.077	0.637	1.189
<i>DMTL</i>	155	0.593	0.050	0.481	0.737
<i>FD</i>	155	0.512	0.115	0.304	0.857
<i>MIM_S</i>	155	6.250	0.897	4.117	8.110
<i>Un</i>	155	3.154	0.610	1.400	4.490
<i>Tra</i>	155	2.547	0.204	2.030	3.191
<i>C</i>	155	0.169	0.041	0.098	0.245
<i>Cosume</i>	155	9.832	0.306	9.242	10.677

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表 5 给出了基准回归结果。为保证结论稳健可信, (1)(3) 列为双向固定效应回归结果, (2)(4) 列为对数据进行标准化处理后的双向固定效应回归结果。回归结果显示: 第一, 不论是否控制地区效应和是否对数据进行标准化, 财政自主度对于医疗卫生服务供给效率和水平影响均显著为正, 与预期结果相符。说明财政自主度越高的省份, 政府有更多的竞争意愿来增加医疗卫生服务财政投入, 也能有更多的决策权根据地方发展和民众需求来优化配置财政投入, 以提高医疗卫生服务的供给效率和水平。第二, 就业环境对医疗卫生服务供给效率的水平影响均显著为负, 这说明当失业率增加时, 社会经济环境较差, 不利于医疗卫生服务供给。第三, 人均消费支出对医疗卫生服务供给效率和水平的影响均显著为正。人均消费支出越高, 民众自身能承担更高质量的医疗卫生服务, 医疗需求层次提升,

①模型的稳健性检验省略, 如需要, 可向作者咨询。

有利于医疗卫生服务供给效率和水平的进一步提高。第四, 在以医疗卫生服务供给效率作为被解释变量的模型中, 医疗保险基金结余的系数显著为正, 说明医疗保险基金保障能力有助于提升医疗卫生服务供给效率。^①

(二) 内生性问题: 工具变量的二阶段最小二乘回归

为缓解因遗漏变量、衡量偏误以及双向因果关系而可能引起的内生性问题, 本文通过寻找工具变量进行两阶段最小二乘估计来解决核心解释变量的内生性问题。结合郭峰(2015)^[11]、Qing 等(2015)^[29]、辛冲冲(2022)^[30]的研究, 鉴于地方财政收入与财政自主度相关, 而对外投资、产业结构、工业化水平对地方财政收入有重要影响, 故本文选择货物进出口金额、第三产业比重及工业生产者出厂价格指数为工具变量(这三个变量均来自于本文研究系统之外, 且严格外生) 作为财政自主度的 I 类工具变量进行两阶段最小二乘回归, 同时采用财政自主度滞后一期作为 II 类工具变量加以对比, 以验证结论的稳健性。根据表 6 可以看出, 通过引入工具变量后, 核心

表 5 财政自主度与医疗卫生服务供给效率基准回归结果

变量名称	Tfpch		DMTL	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	双向固定	数据标准化双向固定	双向固定	数据标准化双向固定
<i>FD</i>	0.234* (2.137)	0.599* (2.137)	0.106** (2.870)	0.277** (2.870)
<i>MIM_S</i>	0.060** (3.694)	0.641** (3.694)	0.049 (1.278)	0.532 (1.278)
<i>Un</i>	-0.105** (-3.341)	-0.270** (-3.341)	-0.030* (-2.241)	-0.079* (-2.241)
<i>Tra</i>	-0.095 (-1.842)	-0.230 (-1.842)	-0.015 (-1.587)	-0.038 (-1.587)
<i>C</i>	0.380 (1.768)	1.167 (1.768)	-0.059 (-1.080)	-0.184 (-1.080)
<i>Cosume</i>	2.481** (4.305)	0.906** (4.305)	3.948** (4.112)	1.469** (4.112)
地区效应	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y	Y
调整 R ²	0.224	0.224	0.383	0.383
F 值	157.533	111.477	8.323	88.909
观测数	155	155	155	155

注:①括号内数值为相应检验统计量的 t 值;②*,** 和 *** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 6 工具变量第二阶段回归结果^①

变量名称	Tfpch		DMTL	
	I 类	II 类	I 类	II 类
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FD</i>	0.208*** (2.636)	0.185*** (2.584)	0.156*** (2.942)	0.161*** (3.479)
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y	Y
调整 R ²	0.111	0.146	0.580	0.573
Wald 值	18.711***	17.644**	186.123***	153.061***

注:①括号内数值为相应检验统计量的 t 值;②*,** 和 *** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

①因文章篇幅限制,表 6 中省略了控制变量,如需要可向作者咨询。后文中表 7 和表 9 的情况与此相同。

解释变量和两个被解释变量的相关关系的正负向、显著性没有发生明显改变。

(三)异质性分析

当前,我国经济发展水平存在较明显的地区差异,受此影响,财政自主度对地方医疗卫生服务的影响也可能存在差异。为检验地区异质性,本文进一步将研究样本分为经济发达地区和欠发达地区,进行分组回归。表7结果显示:不管是发达地区还是欠发达地区,财政自主度对医疗卫生服务供给效率和医疗卫生服务水平的回归系数均显著为正,验证了上文基准回归结果的稳健性。为检验分组回归后的系数差异显著性,本文依据连玉君和廖俊平(2017)^[31]的研究思路,进行 Fisher 组合检验。检验结

果显示,被解释变量为医疗卫生服务供给效率时,财政自主度回归系数检验 p 值为 0.04, 在 5%水平上拒绝了发达地区与欠发达地区系数相等的原假设,即回归系数存在差异;被解释变量为医疗卫生服务供给水平时,财政自主度回归系数经验 p 值为 0.28,不能拒绝发达地区与欠发达地区系数相等的原假设,即回归系数不存在差异。进一步分析,财政自主度对医疗卫生服务供给效率的影响,发达地区比欠发达地区的系数更大,原因可能是,发达地区政府行政效能高,运用财政自主决策权和管理权进行财政资源配置和管理的效率也高,所以,对于医疗卫生服务供给效率的提升较欠发达地区显著。

表 7 异质性分析结果

变量名称	Tfpch		DMTL	
	发达地区	欠发达地区	发达地区	欠发达地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
FD	2.174** (3.764)	0.448** (2.770)	0.282* (2.264)	0.283* (2.285)
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y	Y
调整 R2	0.389	0.228	0.649	0.454
F 值	14.823	57.940	35.083	37.790

注:①括号内数值为相应检验统计量的 t 值;②*,** 和 *** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;③发达地区和欠发达地区的划分原则是:借鉴储德银等^[32]做法,取各地区近五年 GDP 的平均值,与近五年所有地区 GDP 的平均值进行对比,大于近五年所有地区平均值的地区为发达地区,否则为欠发达地区。31 个省份中,发达地区包括:北京、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、四川、陕西,其余地区为欠发达地区。

五、进一步分析

借鉴 Hansen(1999)^[33]的研究思路,为验证财政

自主度对医疗卫生供给效率、医疗卫生服务水平的正向影响是否存在非线性效应,选取财政自主度为门限变量,使用公式(2)对财政自主度分别进行单

门限、双门限以及三门限检验：

$$Tfpch_{it}(DMTL_{it}) = \beta_0 + \beta_{11}FD_{it}I(FD < \gamma_1) + \beta_{12}FD_{it}I(\gamma_1 \leq FD < \gamma_2) + \dots + \beta_{1n}FD_{it}I(FD \geq \gamma_n) + \sum \beta_j controls_{it}^j + Area_{it} + Year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, I 为门限函数, 括号中 γ 是门限变量。根

据表 8、图 1 和图 2 可知, 财政自主度与医疗卫生服务供给效率、医疗卫生服务水平均存在单门限效应。

表 8 门限效应检验

变量名称	模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					10%	5%	1%
Tfpch	单门限	15.600*	0.090	300	14.823	17.317	24.742
	双门限	5.090	0.750	300	17.375	22.127	30.987
	三门限	10.420	0.270	300	16.175	20.352	29.691
DMTL	单门限	26.670*	0.053	300	18.381	26.969	47.055
	双门限	-15.940	1.000	300	19.258	24.972	33.156
	三门限	1.810	0.880	300	12.768	15.650	35.144

注: *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

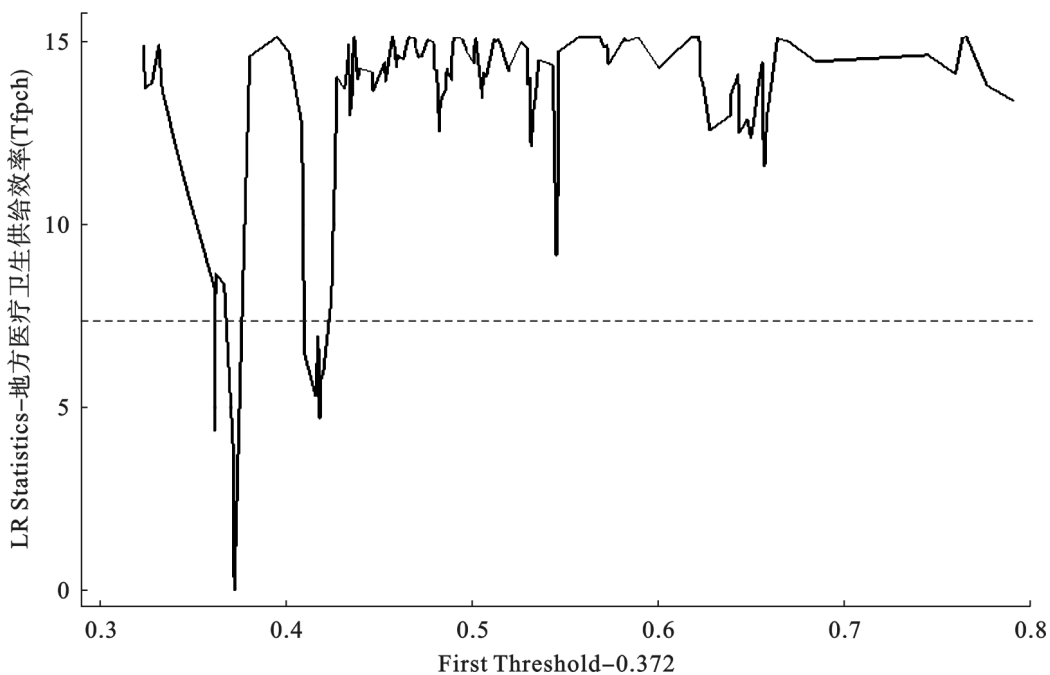


图 1 单门限置信区间的 LR 图(Tfpch)

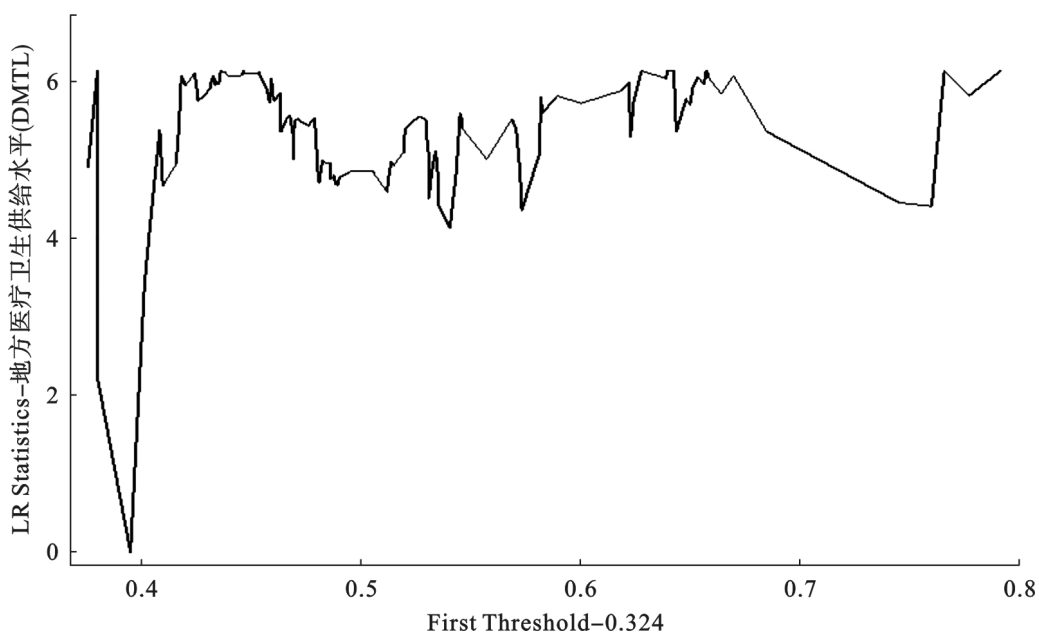


图2 单门限置信区间的LR图(DMTL)

门限模型回归结果见表9。表9显示:第一,当被解释变量是医疗卫生服务供给效率时,财政自主度门限值0.372,当其取值小于门限值时,回归系数为1.818;当其取值大于门限值时,回归系数1.169,两系数均显著;提高西藏自治区、黑龙江省和青海省三个地区的财政自主度,对提升医疗卫生服务供给效率的影响最为显著。第二,当被解释变量为医疗卫生服务水平时,门限值0.324,当其取值小于于

表9 门限回归结果

变量名称	Tfpch	DMTL
	(1)	(2)
门限值	0.372	0.324
$FD < \gamma$	1.818*** (5.604)	0.104*** (4.734)
$FD \geq \gamma$	1.169*** (4.628)	0.026* (1.658)
控制变量	Y	Y
地区效应	Y	Y
年份效应	Y	Y
调整 R ²	0.303	0.127
F	9.070	7.544
N	155	155

①括号内数值为相应检验统计量的t值;②*,**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

限值时,回归系数为 0.104;当其取值大于门限值时,回归系数 0.026。除西藏自治区以外,其余地区医疗卫生服务水平取值均大于 0.324;西藏自治区的财政自主度偏小,应至少将其提高到门限值以上。第三,在所有地区,财政自主度对医疗卫生服务供给效率均有显著正向影响。上述进一步验证了前文假设;随着财政自主度的提高,财政自主度对医疗卫生服务供给效率和水平的正向影响均降低,导致这一现象的原因可能是边际效应递减。

六、研究结论与建议

本文使用省级面板数据,基于新设计的财政自主度指标,实证测度了财政自主度对于医疗卫生服务供给效率和水平的影响。实证研究结果表明,财政自主度对于医疗卫生服务供给效率和水平均有显著正向影响,发达地区财政自主度对于医疗卫生服务供给效率的正向显著性优于欠发达地区,财政自主度对于医疗卫生服务水平的正向显著性对欠发达地区与发达地区无明显差异。基于以上结论,本文建议:

一是增加一般性转移支付中的非限定性转移支付的比重,适度扩大地方财政自主权,推动医疗卫生服务供给效率与水平的整体提高。2019年,财政部设置共同财政事权转移支付,暂划为一般性转移支付,实际上仍按专项资金进行管理。所以,真正能扩大地方财政自主权的,主要是一般性转移支付中的均衡性转移支付。均衡性转移支付具有均衡地区间基本财力差异、推动基本公共服务均等化的功能。医疗卫生服务为基本公共服务的重要组成部分。2022年,财政部修订《中央对地方均衡性转移支付办法》,明确均衡性转移支付不规定具体用途,具体由相关省根据本地区实际情况统筹安排使用,在

测算时采用因素法。建议提高测算均衡性转移支付时对中西部省份的“卫生健康支出成本差异系数”和“地区转移支付系数”,加大对中西部地区的倾斜力度。同时继续压缩专项转移支付的规模,缓解地方政府的自有财力压力,激励地方政府利用信息优势和竞争意愿,加强对公共医疗卫生领域的投入,优化投入结构,提高财政供给效率。

二是大力实施中西部发展战略,促进当地财源建设,提高财政自主权。各地区间政府自有财力的差距拉大,会影响财政自主度的差距,最终会导致医疗卫生服务水平的差距加大,加剧地区间的人民群众生活质量不平等。所以,有必要加大贯彻中西部发展战略力度,落实“一带一路”发展框架,从供给侧结构性改革、经济结构区域调整、能源结构调整等角度,实施地区差异发展战略,优化产业布局,培育中西部地区财源,增强地方政府的自有财力,提高其财政自主度,进而提高具有外部性的医疗卫生服务水平。

三是增强政府治理能力,提高医疗卫生服务供给效率与水平。财政自主度增加,能够使地方政府更好地利用信息优势进行财政资源配置。地方政府信息优势的有效发挥,有赖于政府治理能力的提高。建议地方政府在医疗卫生公共服务领域,积极落实国家大数据战略,运用大数据管理、“政府云”建设等先进技术和手段,增强政府治理能力,获得更加丰富的居民医疗需求和偏好信息,提高财政医疗资金配置效率。例如财政对于医疗卫生服务领域的投入要注重医疗卫生机构和政府医保机关的信息化建设,通过信息化手段促使医疗预防、治疗、防疫、医保报销等环节互联互通,清除信息孤岛与数据烟囱,提高医疗资金和医疗设备的使用效率,节约医疗资源;推广开展网上诊断、居家疾病网上观测等远程手段,缓解居民“看病难”问题,提升医疗

服务体验感和满意度。

参考文献：

- [1] Tiebout.A Pure Theory of Local Expenditures[J].Journal of Political Economy,1956(64).
- [2] Oates, W.E..Fiscal Federalism[M].New York :Harcourt Brace Jovanovich,1972:20-29.
- [3] 毛捷,吕冰洋,陈佩霞.分税的事实:度量中国县级财政分权的数据基础[J].经济学(季刊),2018,17(2):499-526.
- [4] 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.
- [5] 朱德云,袁月,高平.财政分权对地方财政医疗卫生支出效率的非线性影响[J].财经科学,2020(8):118-132.
- [6] 龚锋,雷欣.中国式财政分权的数量测度[J].统计研究,2010,27(10):47-55.
- [7] 胡玉杰,彭徽.财政分权、晋升激励与农村医疗卫生公共服务供给——基于我国省际面板数据的实证研究[J].当代财经,2019(4):39-48.
- [8] 裴育,贾邵猛.中国式财政分权对医疗卫生服务供给的影响[J].财政监督,2019(18):23-28.
- [9] 崔志坤,张燕.财政分权与医疗卫生支出效率——以江苏省为例[J].财贸研究,2018,29(9):76-84.
- [10] 余显财,朱美聪.财政分权与地方医疗供给水平——基于1997年-2011年省级面板数据的分析[J].财经研究,2015,41(9):42-52+64.
- [11] 郭峰. 地方政府财政自主度与地区金融扩张-来自农村税费改革的证据[J].金融评论,2015,7(2):1-13+123.
- [12] 吕冰洋,马光荣,胡深.蛋糕怎么分:度量中国财政分权的核心指标[J].财贸经济,2021,42(8):20-36.
- [13] 乔宝云,范剑勇,冯兴元.中国的财政分权与小学义务教育[J].中国社会科学,2005(6):37-46+206.
- [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,2010,45(8):4-15+65.
- [15] 高琳.分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究[J].经济研究,2012,47(7):86-98.
- [16] 胡正东. 财政分权对公共卫生资源管理效率的统计检验[J].统计与决策,2021,37(20):151-155.
- [17] Martinez-Vazquez J,McNab R M.Fiscal Decentralization and Economic Growth[J].World Development,2001,31(9):1597-1616.
- [18] Feltenstein A,Iwata S.Decentralization and macroeconomic performance in China:regional autonomy has its costs[J]. Journal of Development Economics,2005,76(2):481-501.
- [19] 杨彩霞,孙广恭,郝凤娟,马晓龙,矫涛涛,杨洪侠.因子分析法在医院医疗质量评价中的应用[J].山东大学学报(医学版),2010,48(7):126-128+132.
- [20] 肖力玮,邓汉慧.医疗服务体系效率及其影响因素分析[J].统计与决策,2019,35(11):106-110.
- [21] 彭俊华,许桂华.房价异常波动是否演变为系统性金融风险? [J].投资研究,2020,39(4):96-109.
- [22] 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[J].管理世界,2008(10):53-63.
- [23] 陶春海,陈婧钰.江西省医疗服务水平均等化的实证分析[J].统计与决策,2015(13):123-125.
- [24] 田时中,童梦梦,李晓悦.财政支出、政府竞争与医疗卫生服务水平——基于省级面板熵值 tobit 模型的实证分析[J].云南财经大学学报,2022,38(8):19-36.
- [25] 徐晓飞,杨卫华.我国政府医疗卫生支出相对不足的计量检验[J].商业研究,2014,445(5):62-66.
- [26] 锁利铭,冷雪忠,韩国元.公共医疗卫生服务的跨境可及性网络:关联结构与影响因素——以哈长城市群为例[J].城市发展研究,2022,29(10):31-39.
- [27] 兰峰,肖琴,达卉莉.公共服务供给与人口结构特征的时空耦合分析[J].城市问题,2021,307(2):54-65.
- [28] 王宗凡,李娟.我国儿童医疗保障现状、问题及政策建议[J].兰州学刊,2022,348(9):113-123.
- [29] Liu,Q.,& Lu,Y.(2015).Firm investment and exporting: Evidence from China's value-added tax reform [J]. Journal of International Economics,97(2),392-403.
- [30] 辛冲冲. 纵向财政失衡、FDI 竞争与医疗卫生服务供给水平——兼论标尺竞争机制下地区间的策略性行为[J].财贸经济,2022,43(1):59-75.
- [31] 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.
- [32] 储德银,韩一多,张同斌.财政分权、公共部门效率与医疗卫生服务供给[J].财经研究,2015,41(5):28-41+66.
- [33] Hansen,B.E.(1999).Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference.Journal of Econometrics[J].93(2),345-368.

【责任编辑 郭艳娇】