

政府卫生支出规模对居民健康的影响研究

□ 毛文琳 卫龙宝

内容提要 医疗卫生体制改革以来,中国政府卫生支出快速增长。本文利用 2001–2017 年中国 30 个省(市、自治区)的面板数据,深入分析政府卫生支出规模与两项居民健康指标——孕产妇死亡率和围产儿死亡率之间的关系。研究表明:一是政府卫生支出规模的扩大能显著提高居民健康水平;二是政府卫生支出对于孕产妇死亡率的影响依西部、中部、东部的顺序递减,而围产儿死亡率的降低对于医疗卫生技术的依赖较大,对该指标的影响仅在东部地区显著;三是政府卫生支出规模存在门槛值,当政府卫生支出超过 221.4 亿元时,政府卫生支出的边际效应递增,而当政府卫生支出低于该水平时,可以通过提高女性的教育水平以及城市化水平来有效促进居民健康水平的提升。

关键词 政府卫生支出 孕产妇死亡率 围产儿死亡率 门槛效应

作者毛文琳,浙江大学中国农村发展研究院博士生;卫龙宝,浙江大学中国农村发展研究院副院长,教授、博士生导师。(浙江 310058)

DOI:10.14167/j.zjss.2020.03.002

一、引言

健康是人力资本的重要组成部分(Mushkin, 1962),而政府卫生支出会带来社会公平、降低贫困率,从而刺激经济增长(Tanzi & Chu, 1997),越来越多的国家开始重视卫生支出和人口健康问题。在过去的三十年间,中国为降低孕产妇死亡率和儿童死亡率做出了巨大的贡献,是少数完成千年目标^①的国家之一。1990–2018 年,孕产妇死亡率从 1990 年的 88.9/100000 下降到 2018 年的 18.3/100000,平均每年下降 5.3%;五岁以下儿童死亡率从 1990 年的 54/1000 下降到 2018 年的 8.4/1000,平均每年下降 6.21%,均提前两年实现了千年发展目标中降低孕产妇死亡率和儿童死亡率的目标。

应该说,中国五岁以下儿童和孕产妇死亡率的大幅度下降离不开中国经济和医疗卫生事业的快速发展。作为全世界人口最多的国家,中国政府在促进居民健康水平改善的过程中扮演着重要的角色。自 2001 年以来,中国卫生支出总费用占 GDP 的比重从 4.53% 提高到 2018 年的 6.39%,其中政府卫生支出费用占卫生支出总费用的比重从 15.93% 增加到 2018 年的 28.26%。一方面,大规模的政府卫生投入显著提高了中国医疗服务保障水平,2018 年中国基本医保的参保人数达到 134459 万人,参保率稳定在 95% 以上,同时建立大病保险制度、基本公共卫生服务项目等,多轨并进为贫困人口、孕产妇、儿童、老年人等重点人群提供基本医疗卫生服务;另一方面,提高了居民的医疗服务需求,2018 年居民平均就诊次数增加到 6 次,年

住院率增加到 18.2%。值得注意的是,由于中国各地区政府财政实力状况悬殊,不同地区之间的政府医疗卫生支出规模不均等,如果仅从卫生支出规模数据上考核各地区的政府医疗卫生支出,势必会对各个地区,尤其是经济不发达地区带来巨大的财政压力;与此同时,基于发达国家和经济发达地区的研究发现,卫生支出规模与人口健康指标不对应的现象,即随着卫生支出规模的增加,人口健康指标由之前的迅速增长转为缓慢增长甚至停止增长。

本文着眼于中国医疗卫生支出规模不断扩大的背景下,对全国 30 个省(市、自治区)的政府卫生支出规模和居民健康之间的关系进行量化分析。主要贡献有以下三点:第一,基于中国省际面板数据,丰富了政府卫生支出领域的研究,为其他发展中国家以及不发达国家提供了改善居民健康水平的经验与启示;第二,依据各地区医疗卫生财政预算支出、各地区卫生机构财政补助收入和各地区妇(产)科医院财政补助收入的数据,多层次评估新医改后政府卫生支出的绩效,回答了现阶段政府卫生支出规模的进一步扩大是否合理有效;第三,考虑到医疗卫生支出存在边际效应递减的现象,通过门槛模型对未来科学制定各地区的政府卫生支出规模提供实证依据。

二、相关文献回顾

Muskin(1962)、Barro(1996)和 Grossman(1972a; 1972b)为健康经济学发展奠定了扎实的研究基础。此后,大量学者对影响个体健康水平的因素进行了探索,其中最主要有卫生支出规模造成的健康水平的差异、社会资本不同造成的健康水平的差异和收入不平等造成的健康水平的差异等。相较于其他研究视角,卫生支出规模和健康的关系并没有统一的定论。无论从经济理论视角还是实证视角来看,政府在医疗保健体系里的角色都是复杂的(Musgrove, 1996)。不同国家的政府在医疗保健体系里的角色不尽相同。一方面政府通过公共政策、福利政策等影响居民整体健康水平,另一方面,特别是在一些低收入国家或地区,政府财政支出一直是医疗卫生体系有效实施的重要筹资渠道。基础医疗卫生设施的供给、基本医疗卫生服务的提供、安全饮用水、医院医疗器械仪器等设备投

入、公共卫生干预、基础营养保障项目等都需要得到公共政策和政府公共预算的支持。早期的研究中并未发现政府卫生支出对于孕产妇和儿童死亡率的作用(Musgrove, 1996)。Filmer & Pritchett(1999)的研究可以视为公共卫生研究领域里的里程碑著作,其结果显示政府卫生投入占 GDP 的比例只能解释不到 1%的婴儿和五岁以下儿童死亡率的不同。随着健康生产函数的不断深化以及数据的可获得性提高,越来越多的学者证实了卫生支出对健康的显著影响 (Anyanwu & Erhijakpor, 2009; Barenberg & Soyulu, 2017)。而在一些针对发达国家的研究中,一些学者提出卫生支出规模对健康的影响并不显著(Miller & Frech, 2015; Shaw 等, 2015)。成天祥和方敏(2016)基于跨国数据,得出政府卫生支出占 GDP 比重的门槛值分别为 1.9%和 6.62%,当政府卫生支出占 GDP 比值超过 1.9%时,对居民健康的影响显著增强;而当政府卫生支出占比超过 6.62%时,对居民健康的影响不再显著。总的来说,卫生支出对居民健康的影响不显著的原因主要有:一是在医疗卫生支出基数较高的经济发达地区,当其卫生服务供给积累到一定水平后,政府卫生支出对于健康的影响程度会下降,呈边际效应递减特征;二是医疗卫生部门的运行效率问题也会导致卫生投入无法有效产出,政府支出要有效实现预期目标需要依赖良好的政府运作体系;三是在一些实证研究中未考虑卫生支出变量的内生性问题,使得估计参数有偏误。

近十年来基于中国经验的有关卫生支出水平和居民健康的实证文献也很丰富,大致可以分为三类:第一类文献主要是关于地区间卫生支出不平等以及卫生支出效率的研究。这类研究提出中国政府卫生支出规模在城乡之间和城乡内部均存在不平等,医疗卫生发展基础较好的地区需要通过优化政府支出结构来消除卫生支出效率的损失,而一些医疗资源相对不足的西部地区则需要进一步扩大政府卫生支出规模来改善卫生支出效率(韩华为和苗艳青, 2010);王俊(2007)指出中国政府卫生投入已初具规模,并始终保持一定的增长态势,而地区间的政府卫生支出规模差异是现阶段的一个主要特点,需要针对不同地区的切实需求合理设计和安排相对应的公共政策。第二类研究主要是基于微观的个人或家庭数据。这类研

究指出享受医疗保险的低收入人口、老年人口等,由于其就医的财务可及性增加从而医疗卫生服务需求增加,进而对参保个体的健康起到了正向促进作用(黄枫和甘犁,2010)。第三类文献与本文实证内容最相关,主要基于宏观数据对卫生支出规模和居民健康之间的关系进行研究。栾斌和杨俊(2015)基于中国省际面板数据,发现政府卫生支出占卫生总费用的比值增长有助于促进农村健康人力资本的发展;郑喜洋和申曙光(2019)证实基层医疗卫生支出降低了医疗费用,减轻了医疗负担,改善了居民健康。

以上文献表明,政府卫生支出的产出效应在学术界仍存着不同的观点。现有的国外研究主要以发达国家或者不发达国家为研究样本,这些地区的医疗卫生发展水平与中国都存在很大的差异。而在针对中国的经验数据研究中,基于宏观数据对卫生支出规模的讨论主要停留在卫生支出规模对健康是否影响以及对医疗卫生资源利用效率的层面,故本文在考虑到卫生支出边际效应递减特征的基础上来科学衡量医疗卫生体制改革以来的中国政府卫生支出水平。

三、实证设计

(一)计量模型

1. 面板模型

由于各个国家的社会经济、历史文化等因素不同,盲目的照搬发达国家或是不发达国家的实证模型并不合适,而是应该结合本国国情来选择影响健康水平的各种因素,同时还要考虑到统计数据的缺失对模型提供相应的调整。基于 Filmer & Pritchett (1999) 提出的健康生产函数,本文计量模型为:

$$\ln(\text{Hea}_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(\text{GHI}_{it}) + \beta_2 (\text{SEC}_{it}) + \beta_3 (\text{Z}_{it}) + \beta_4 (\text{ENV}_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表省份, t 代表年份, Hea_{it} 为因变量,即居民健康指标。 GHI_{it} 为各地方政府卫生支出水平, SEC_{it} 为地区社会经济地位变量, Z_{it} 为地区特征指标, ENV_{it} 为环境指标。 α_i 反映非观测的地区效应,例如文化、风俗等, ε_{it} 为随机干扰项。

2. 门槛模型

由于医疗卫生支出存在边际效应递减的特征,本文采用 Hansen (1999) 提出的面板门槛回归

模型来进一步衡量政府卫生支出与健康指标之间的关系,即当卫生支出规模达到某一门槛值后,规模的增加对于健康指标的边际效应发生变化,公式如下:

存在单一门槛时:

$$\ln(\text{Hea}_{it}) = \alpha_i + \beta_{11} \ln(\text{GHI}_{it}) (\text{GHI}_{it} \leq \gamma) + \beta_{12} \ln(\text{GHI}_{it}) (\text{GHI}_{it} > \gamma) + \beta_2 (\text{SEC}_{it}) + \beta_3 (\text{Z}_{it}) + \beta_4 (\text{ENV}_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

存在双重门槛时:

$$\ln(\text{Hea}_{it}) = \alpha_i + \beta_{11} \ln(\text{GHI}_{it}) (\text{GHI}_{it} \leq \gamma_1) + \beta_{12} \ln(\text{GHI}_{it}) (\gamma_1 < \text{GHI}_{it} \leq \gamma_2) + \beta_{13} \ln(\text{GHI}_{it}) (\text{GHI}_{it} > \gamma_2) + \beta_2 (\text{SEC}_{it}) + \beta_3 (\text{Z}_{it}) + \beta_4 (\text{ENV}_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, GHI_{it} 为门槛变量,即政府卫生支出规模, $\gamma, \gamma_1, \gamma_2$ 为未知门槛值。对于任意赋值的门槛值,可以求得模型中的估计系数 β_{11} , 从而得到模型的残差平方和 $S_1(\gamma)$, 根据 γ 的取值范围,求出残差平方和 $S_1(\gamma)$ 最小时候的 $\hat{\gamma}$ 值,即 $\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma)$ 。

在确定了门槛值 $\hat{\gamma}$ 后,还需要进一步检验该门槛效应是否显著以及门槛值的真实性。首先检验回归结果中的 β_{11} 和 β_{12} 是否有显著差异,原假设 $H_0: \beta_{11} = \beta_{12}$,若能拒绝原假设,则认为门槛效应显著。其次, Hansen 提出使用极大似然估计量检验门槛值,原假设为 $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$, 定义似然比检验统计量为: $LR(\gamma) = [SSR(\gamma) - SSR(\hat{\gamma})] / \hat{\sigma}^2$, 从而利用统计量 $LR(\gamma)$ 来计算 γ 的置信区间。

(二)变量设定

1. 被解释变量

《健康中国 2030》规划中将人均预期寿命、婴儿死亡率、5 岁以下儿童死亡率、孕产妇死亡率和城乡居民达到《国民体质测定标准》合格以上的人数比例定为衡量健康水平的指标。在国际上,预期寿命、孕产妇死亡率和五岁以下儿童死亡率是公认的衡量国民健康水平与社会进步的三大综合指标。孕产妇和婴幼儿作为重点医疗保障人群,能更敏感地识别政府医疗卫生支出规模对居民健康状况的影响,也是在已有文献中公认的居民健康水平代理变量 (McGuire, 2006)。考虑到省级层面并没有五岁以下儿童死亡率和婴儿死亡率的数据,本文参考 Chen & Jin (2012) 的做法,选取孕产妇死亡率 (MMR) 和围产儿死亡率^② (PMR) 作为模型的被解释变量 (Hea_{it})。

2. 核心解释变量

本文核心变量为政府卫生支出水平,拟采用统计年鉴中各地方政府一般预算中的医疗卫生与计划生育支出数据来衡量政府卫生支出水平(GHI_{it})。

3. 控制变量

为了保证研究结果的可靠性,模型中对社会经济地位因素(SEC)、地区特征因素(Z)和环境因素(ENV)进行了控制。大多数学者认可社会经济地位反映的是社会因素对于健康的影响(Caldwell, 1986),地区经济发展水平和教育水平都隶属于社会经济因素范畴。一个地区的人均GDP反映的是该地区居民在一段时间内创造的价值平均值,用来衡量地方经济发展以及居民生活水平,研究显示贫困地区的卫生设施可及性更低(Gupta等,2002)。女性教育水平对于健康的影响也被很多学者证实,Sastry(1997)在对巴西的研究中指出拥有三年教育经历的母亲与没有接受教育的母亲相比,其子女的死亡风险能降低32%。地区特征指标(Z)包括该地区的老龄化程度(OPPP)和城市化水平(UBR)。Bolin等(2003)认为年龄和健康人力资本的关系是在假设随着年龄的增长,健康人力资本的贬值率增加的基础上的。对于老龄化严重的地区,健康需求总量增加,易增加地区政府医疗服务负荷量,影响其他群体对医疗卫生服务的使用,对人口健康产生负面影响。城市化水平对于健康的改善也在

文献中多次被提及,Schultz(1993)发现农村地区,或者是低收入地区的死亡率更高,提出城市化水平的提升能有效改善人口健康水平。除此之外,空气污染对于健康结果的负面影响也被很多学者证实。基于此,本文分别选取了人均GDP水平、教育水平、老龄化程度、城市化水平和人均二氧化硫排放量作为控制变量,变量的具体定义和描述性分析详见表1。

根据以上变量及模型(1),具体回归方程^③如下:

$$\ln MMR_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln(GHI_{it}) + \beta_2 \ln(PGDP_{it}) + \beta_3 \ln(EDU_{it}) + \beta_4(OPPP_{it}) + \beta_5(UBR_{it}) + \beta_6 \ln(POL_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln PMR_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln(GHI_{it}) + \beta_2 \ln(PGDP_{it}) + \beta_3 \ln(EDU_{it}) + \beta_4(OPPP_{it}) + \beta_5(UBR_{it}) + \beta_6 \ln(POL_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(三)内生性问题

内生性的问题在健康经济学领域是无法回避的,也是健康经济学的研究难点。通过以下模型我们来更具体的模拟联立性偏误会如何导致有偏的回归系数。假设仅考虑死亡率(Y)与政府卫生支出(X)之间的互为因果关系,将回归模型简化后可得:

$$Y_{it} = \alpha_1 X_{it} + \beta_1 A'_{it} + \varepsilon_{1,it} \quad (6)$$

$$X_{it} = \alpha_2 Y_{it} + \beta_2 B'_{it} + \varepsilon_{2,it} \quad (7)$$

方程(6)模拟了政府卫生支出对死亡率的影响,方程(7)模拟了死亡率对于政府卫生支出的影响,A'_{it}和B'_{it}为其他外生变量。从经济理论出发,政府卫生支出的增加能改善居民健康结果,即降

表1 变量定义

类别	变量	定义(单位)	均值	标准差
被解释变量	孕产妇死亡率(MMR)	每十万孕产妇中死亡的人数	26.77	23.63
	围产儿死亡率(PMR)	每千名围产儿中死亡人数的占比(‰)	8.49	4.15
解释变量	政府卫生支出规模(GHI)	各地区一般公共预算支出中的医疗卫生与计划生育支出(亿元)	130.10	134.31
	政府卫生支出规模占GDP比重	(%)	1.27	0.78
	卫生机构财政补助收入	各地区各类医疗卫生机构获得的财政补助收入总额(万元)	6113.47	6465.02
	妇(产)科医院财政补助收入	各地区妇(产)科医院获得的财政补助收入(万元)	24.73	29.18
控制变量	人均GDP(PGDP)	(元)	12100.0	8055.38
	15岁以上文盲人口比例(EDU)	(%)	7.54	4.76
	女性教育水平(EDU)	15岁以上女性人口中初中以上学历所占比例(%)	65.83	11.72
	城市化水平(UBR)	城市人口占地区总人口的比例(%)	50.58	14.94
	65岁以上人口(OPPP)	(%)	12.58	2.66
	人均二氧化硫排放量(POL)	(吨/万人)	171.40	126.09

资料来源:整理自历年统计年鉴和卫生统计年鉴。

低死亡率,所以 $\alpha_1 < 0$; 同时,当死亡率增加的时候,政府卫生支出水平会相应增加,即 $\alpha_2 > 0$ 。即如果仅使用 OLS 估计,得到的 α_1 数值会趋向于零偏误,从而低估政府卫生支出对于降低死亡率的作用效果。本文沿用已有文献中选取的工具变量(Ban-
renberg,2017): 由于各地区的一般公共财政预算收入和中央财政补助的多少直接决定了地区公共财政可支出额的差异,而地区政府卫生支出水平又受限于公共财政的可支出总额,最终影响居民健康水平,故选取各地区的一般政府预算收入和中央财政补贴收入作为政府卫生支出的工具变量。

(四)数据来源

数据整理自 2001—2017^④年的《中国统计年鉴》、《中国卫生统计提要》、《中国卫生统计年鉴》和《中国财政统计年鉴》,包括 30 个省(市、自治区)的数据^⑤。以 2001 年为基期,人均 GDP 水平用历年人均地区生产总值消胀,其他费用类的指标用历年居民消费指数(CPI)消胀。

四、估计结果

(一)静态面板模型估计

首先采用面板固定效应模型进行估计,估计 1 和估计 3 为不考虑解释变量内生性问题的回归结果,估计 2 和估计 4 为使用工具变量的回归结果。工具变量通过了过度识别检验,且 Sargan 检验显示 P 值大于 0.1,即接受原假设,认为选择的工具变量是合理的。

如表 2 所示,核心解释变量回归结果与预期相符合。在不考虑变量内生性的情况下,政府卫生支出水平对孕产妇死亡率和围产儿的死亡率影响显著,面板工具变量回归结果与前文讨论结果一致,即政府卫生支出对孕产妇死亡率和围产儿死亡率的作用效果要高于不考虑变量内生性问题时的结果。政府卫生支出每增长 1 个百分点,孕产妇死亡率下降 0.208 个百分点,围产儿死亡率下降 0.12 个百分点,估计结果证实政府医疗卫生支出越高,人口健康水平越高。加入的控制变量也对孕产妇死亡率和围产儿死亡率存在影响,并与已有文献研究结果一致。具体来看,人均 GDP 水平对孕产妇死亡率的影响显著,其弹性值为政府卫生支出变量的两倍,充分肯定了经济水平在改善居民健康过程中的关键性作用。除此之外,城市化水平和女性教育水平的提高均能在一定程度上改善人口健康水平,而老龄化水平和二氧化硫排放量则对人口健康水平的改善起阻碍作用。

(二)工具变量的检验

表 3 汇报了约简方程的估计结果,即将工具变量和外生变量对孕产妇死亡率和围产儿死亡率进行回归;以及面板工具变量的第一阶段回归结果。约简方程的估计参数显示,地方政府预算收入和中央财政补助收入均与孕产妇死亡率和围产儿死亡率呈显著负相关关系,其他控制变量的结果也基本保持一致。再看第一阶段回归结果,工具变量对于政府卫生支出的影响在 1%的水平上统计

表 2 静态面板数据估计结果

变量	孕产妇死亡率		围产儿死亡率	
	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4
政府卫生支出	-0.190*** (0.0415)	-0.208*** (0.0472)	-0.102*** (0.0215)	-0.120*** (0.0243)
人均 GDP	-0.455*** (0.159)	-0.428*** (0.162)	-0.0395 (0.0816)	-0.0116 (0.0830)
城市化水平	-0.0357*** (0.00619)	-0.0342*** (0.00649)	-0.0295*** (0.00328)	-0.0278*** (0.00344)
女性教育水平	-0.131 (0.228)	-0.104 (0.229)	-0.288** (0.115)	-0.264** (0.115)
老龄化水平	0.0236** (0.00927)	0.0241*** (0.00923)	-0.00436 (0.00477)	-0.00388 (0.00475)
人均二氧化硫排放量	0.0448** (0.0206)	0.0434** (0.0206)	0.00290 (0.0112)	0.00145 (0.0112)
截距	9.924*** (1.477)		5.565*** (0.758)	
Sargan 检验 P 值		0.500		0.428
样本量	480	450	510	480
拟合度	0.787	0.766	0.849	0.839

注: *、**、*** 表示在 10%、5%、1%水平上显著分布。

表 3 约简方程和第一阶段回归结果

变量	约简方程估计结果		政府卫生支出规模	
	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4
地方政府预算收入	-0.155 ^{**} (0.0705)	-0.107 ^{***} (0.0365)	0.745 ^{***} (0.039)	0.749 ^{***} (0.037)
中央财政补助收入	-0.144 [*] (0.0813)	-0.0624(0.0420)	0.699 ^{***} (0.045)	0.693 ^{***} (0.043)
人均 GDP	-0.312 [*] (0.177)	0.0636(0.0910)	-0.56 ^{***} (0.0934)	-0.607 ^{***} (0.093)
城市化水平	-0.0363 ^{***} (0.00624)	-0.0290 ^{***} (0.00330)	0.0035 ^{***} (0.00338)	0.011 ^{***} (0.0034)
女性教育水平	-0.126(0.237)	-0.293 ^{**} (0.118)	0.103(0.132)	0.125(0.121)
老龄化水平	0.0215 ^{**} (0.00943)	-0.00587(0.00489)	0.012 ^{**} (0.00502)	0.0112 ^{**} (0.005)
人均二氧化硫排放量	0.0495 ^{**} (0.0207)	0.00466(0.0112)	-0.03 ^{**} (0.0115)	-0.032 ^{***} (0.0114)
截距	9.717 ^{***} (1.537)	5.267 ^{***} (0.788)		
Wald F 统计量			713.01	794.85
样本量	480	510	480	510

注: *、**、*** 表示在 10%、5%、1% 水平上显著分布。

显著且呈正相关关系,说明各地区的政府预算收入以及中央财政补助收入能显著增加政府卫生支出的可支配空间,最终降低孕产妇和围产儿的死亡率,同时一阶段回归中的 F 统计量也远大于经验切割点 10,可以在较高的置信水平上拒绝弱工具变量假设(吴要武,2010),说明本文选取的工具变量是有效的。

(三)动态面板模型估计

政府卫生支出规模对于居民健康的影响在长时期内是一个动态过程,因此本文加入滞后一期的因变量作为控制变量,同时广义矩估计(GMM)方法允许随机误差项存在异方差和序列相关,可以有效克服变量内生性导致的估计偏误,故本文采用系统 GMM 估计方法对构建的模型再次回归,结果详见表 4 中的估计 1 和估计 3。同时为了检验估计结果的稳健性,使用政府卫生支出占各地区 GDP 的比重和 15 岁以上文盲人口比重代替政府卫生支出规模和女性教育水平指标,结果详见表 3 中的估计 2 和估计 4。表 3 中的 Hansen 检验表明 GMM 估计中的工具变量是外生且有效的;AR(1)和 AR(2)检验结果显示在 5% 的显著性水平上接受原假设,即不存在显著的二阶序列相关,模型设定是可取的。

表 4 中的估计结果与静态估计结果相一致,即政府卫生支出规模提高有利于死亡率的下降。当核心解释变量置换后,政府卫生支出占 GDP 的比重对于死亡率的影响依然是显著的,政府卫生支出占 GDP 的比重每提高 1 个百分点,孕产妇死

亡率下降 0.0663 个百分点,围产儿死亡率下降 0.0943 个百分点。其他控制变量的影响和显著性也基本与静态面板估计结果一致。值得注意的是,本部分的估计结果显示老龄化水平越高,孕产妇和围产儿死亡率越低,这与已有文献中的结果是不一致的。合理的解释是,相对于发达国家较为成熟的医疗卫生体系和较为充足的医疗卫生服务供给,我国大部分地区医疗卫生服务的发展仍处于初级阶段,地区老龄化水平的提高使得政府为了尽力满足增长的医疗卫生服务需求而相应加大该地区医疗卫生服务供给,在这过程中孕产妇死亡率和围产儿死亡率也因为具有公共品属性的医疗卫生服务供给的增加而得以有效控制。

(四)扩展讨论

1. 医疗机构财政补助收入对居民健康的影响

上文主要基于各地区一般公共预算支出中的医疗卫生与计划生育支出总量数据考察其对居民健康的影响。现对政府卫生支出进行细分,在各地医疗卫生机构获得的财政补助收入总额数据基础上,通过计算全国各类医疗卫生机构获得的财政补助收入比值数据构建各地区妇(产)科医院获得的财政补助收入指标,进一步分析卫生机构财政补助总额收入和妇(产)医院财政补助收入对孕产妇和围产儿死亡率的影响。如表 5^⑥所示,卫生机构财政补助收入和妇(产)医院财政补助收入对健康指标的影响与上文中的估计结果保持一致,证实本文的结论是可靠的。

2. 分地区对比分析

表4 动态面板数据估计结果

变量	孕产妇死亡率		围产儿死亡率	
	估计1	估计2	估计3	估计4
滞后一期孕产妇死亡率	0.462*** (0.130)	0.723*** (0.0935)	0.269*** (0.0793)	0.435*** (0.0924)
政府卫生支出	-0.153*** (0.0461)		-0.0995*** (0.0329)	
政府卫生支出占GDP比重		-0.0663* (0.0360)		-0.0943** (0.0462)
人均GDP	-0.733*** (0.234)	-0.619** (0.299)	0.0851 (0.154)	-0.0566 (0.203)
老龄化水平	-0.0195* (0.0112)	-0.0245** (0.0122)	-0.0362*** (0.0102)	-0.0429*** (0.0104)
城市化水平	0.0101* (0.00589)	0.0118* (0.00689)	-0.00861 (0.00688)	-0.000681 (0.00711)
人均二氧化硫排放量	0.0103 (0.0235)	-0.0229 (0.0164)	0.00652 (0.0214)	-0.0155 (0.0182)
女性教育水平	-0.160 (0.262)		0.125 (0.234)	
文盲率		0.0107 (0.00709)		-0.0305 (0.00958)
截距	9.396*** (2.551)	6.297** (2.788)	1.177 (1.560)	1.970 (1.807)
AR(1)	0.016	0.016	0.000	0.001
AR(2)	0.066	0.051	0.288	0.298
Hansen 检验 p 值	0.983	1.000	0.976	1.000
样本量	420	420	450	450

注：*、**、***表示在10%、5%、1%水平上显著分布。

表5 以医疗机构财政补助收入作为核心解释变量的估计结果

变量	孕产妇死亡率		围产儿死亡率	
	估计1	估计2	估计3	估计4
卫生机构财政补助收入	-0.224*** (0.0659)		-0.119*** (0.0315)	
妇(产)医院财政补助收入		-0.189*** (0.0532)		-0.0960*** (0.0256)
人均GDP	-0.736*** (0.190)	-0.756*** (0.186)	-0.112 (0.0906)	-0.127 (0.0895)
样本量	420	420	420	420
拟合度	0.728	0.731	0.817	0.817

注：*、**、***表示在10%、5%、1%水平上显著分布。

表6 分地区估计结果

变量	孕产妇死亡率			围产儿死亡率		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
政府卫生支出	-0.0107 (0.124)	-0.259*** (0.0946)	-0.824*** (0.148)	-0.144*** (0.0394)	0.000106 (0.0669)	-0.0261 (0.136)
人均GDP	-1.411** (0.630)	-0.627 (0.390)	0.648* (0.378)	-0.147 (0.200)	-0.189 (0.253)	-0.530 (0.336)
样本量	180	135	135	192	144	144
拟合度	0.573	0.864	0.931	0.828	0.871	0.838

注：*、**、***表示在10%、5%、1%水平上显著分布。

由于中国的东部、中部和西部三大区域的经济程度不同，导致不同地区的政府卫生支出规模对居民健康的影响有差异。因此有必要对政府卫生支出的产出效应进行分地区比较研究。

从表6^⑦中可知，政府卫生支出规模对于孕产妇死亡率和围产儿死亡率的影响在三个地区中不尽相同。其中，政府卫生支出对于孕产妇死亡率仅在中部和西部地区影响显著，且对西部地区的影

响大于中部地区，这与一些针对发达国家的研究结果一致，即在经济发展较好的地区政府卫生支出和健康水平之间的影响不显著，而在经济相对不发达地区该影响显著。政府卫生支出对于围产儿死亡率的影响仅东部地区的数据在统计上显著，可能的解释是围产儿死亡率受医疗卫生技术的进步影响较大，东部地区持续增加的卫生支出规模为医疗卫生技术进步提供了更多的资金支

表 7 门槛值估计结果和置信区间

变量	门槛类型	F 值	P 值	门槛估计值	95%置信区间
孕产妇死亡率	单一门槛	8.573*	0.083	5.110	[1.773, 6.249]
	双重门槛	8.868**	0.020		
	门槛值 1			4.116	[1.773, 6.246]
	门槛值 2			5.419	[1.773, 6.246]
	三重门槛	0.000	0.330	5.361	[4.225, 5.369]
围产儿死亡率	单一门槛	23.559**	0.03	3.473	[3.361, 3.506]
	双重门槛	14.177**	0.02		
	门槛值 1			2.86	[1.625, 6.246]
	门槛值 2			5.342	[3.110, 6.184]
	三重门槛	0.000	0.327	3.473	[3.199, 5.190]

注:*,**,*** 表示在 10%、5%、1%水平上显著分布。

表 8 基于门槛值的分阶段回归结果

变量	孕产妇死亡率			围产儿死亡率		
	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4	估计 5	估计 6
	政府卫生支出 (对数值)<4.1	4.1≤政府卫生支出 (对数值)<5.4	政府卫生支出 (对数值)≥5.4	政府卫生支出 (对数值)<2.86	2.86≤政府卫生支出 (对数值)<5.34	政府卫生支出 (对数值)≥5.34
政府卫生支出	-0.124(0.0867)	-0.188*** (0.0697)	-0.440*** (0.141)	-0.336** (0.170)	0.0370(0.0340)	-0.522*** (0.153)
人均 GDP	-0.280(0.342)	-0.275(0.227)	1.201(1.056)	0.163(0.782)	-0.404** (0.177)	1.520(1.228)
城市化水平	-0.0251** (0.0114)	-0.0183** (0.00738)	0.0152(0.0167)	0.0126(0.0288)	-0.0358*** (0.00529)	0.0193(0.0146)
女性教育水平	0.0774(0.253)	-0.288* (0.152)	-0.814* (0.492)	-0.159(0.523)	-0.378*** (0.130)	-0.609* (0.312)
老龄化水平	0.00209(0.0132)	-0.0205*** (0.00700)	-0.0199** (0.00937)	-0.0533(0.0379)	-0.00249(0.00575)	-0.0189** (0.00787)
人均二氧化硫排放量	0.0971** (0.0437)	0.0126(0.0115)	0.00422(0.0130)	0.195** (0.0983)	0.0163(0.0149)	0.00628(0.0132)
样本量	193	185	99	48	318	111
拟合度	0.588	0.724	0.702	0.583	0.698	0.668

注:*,**,*** 表示在 10%、5%、1%水平上显著分布。

持,而中部和西部地区由于基础医疗卫生资源的不足,其首要任务是改善基础医疗卫生服务。

(五)门槛回归结果

分地区回归结果表明,不同地区的卫生支出水平对孕产妇死亡率和围产儿死亡率的影响存在差异。陈天祥和方敏(2016)证实当政府卫生支出水平过低或过高时,其对健康的影响会出现下降或者不显著,故本文将政府卫生支出作为门槛变量,运用 Hansen 的面板门槛模型(Hansen,1999)对卫生规模问题进行分析。表 7 报告了相应的门槛值,且 F 统计量对应的 P 值数据表示政府卫生支出存在明显的双重门槛特征,即所得的门槛估计是真实有效的。

进一步根据门槛值将样本分为 3 个范围进行分段回归。与全样本回归结果相比,政府卫生支出

效应在分段回归中均呈现不同结果(详见表 8)。随着卫生支出规模的增加,对孕产妇死亡率的影响从不显著到显著,且估计 3 中的弹性系数要高于估计 2 中 0.25 个百分点;围产儿死亡率的影响呈现为在较低和较高的卫生支出水平时影响显著,而在中间卫生支出水平时其影响不显著。该结果证实现阶段中国卫生支出水平仍处于边际效应递增阶段,卫生支出规模的扩大能有效改善居民健康水平。

再看其他控制变量的结果,随着卫生支出规模的增加,女性教育水平对于健康改善的作用显著提高,其弹性系数要大于卫生支出规模;当卫生支出规模低于门槛值 2 时,城市化水平越高的地区,死亡率越低,而当卫生支出规模高于门槛值 2 时,城市化造成的医疗资源不均等问题对于死

亡率的影响不显著;分阶段回归的老龄化指标更是进一步肯定了上文中对于老龄化水平与死亡率呈负相关关系的解释,不同于已有文献的老年人口数量增加会对健康改善产生抑制作用,在中国,当卫生支出规模过低时,老龄化水平不会对孕产妇死亡率产生影响,当卫生支出规模超过门槛值1时,老龄化越高的地区其医疗卫生条件相应更成熟,促使孕产妇死亡率显著下降,而当卫生支出规模超过门槛值2时,老龄化对于降低孕产妇死亡率的影响趋于变小。

五、结论与启示

随着经济发展进入新常态以及医疗卫生体制改革深化改革的推进,政府卫生支出规模加速扩张,然而个体健康不平等的现象依旧存在。本文基于2001—2017年中国30个省(市、自治区)的面板数据,肯定了政府卫生支出规模对于提高居民健康水平的贡献,并深入探讨政府在有效提高居民健康水平过程中的角色定位,得到以下结论:第一,中国的经验数据证实了政府卫生支出规模的扩大能显著提高居民健康水平;第二,东部地区作为经济发展较快的地区,其政府卫生支出对于健康的改善需求已经从量变向质变转化,而中部和西部由于早期卫生支出规模低于东部,故政府卫生支出对于孕产妇死亡率的影响自西部、中部、东部的顺序影响递减,且对东部的影响不显著,由于围产儿死亡率的降低对于医疗卫生技术的依赖较大,故对该指标的影响仅在东部地区显著;第三,实证结果显示政府卫生支出规模存在门槛值,当政府卫生支出超过221.4亿元时政府卫生支出边际效应最高,而当政府卫生支出低于该水平时,提高女性的教育水平以及城市化水平能更有效促进居民健康的改善。

研究结果为今后政府医疗卫生支出规模提供了一定的政策启示。第一,中国仍处于政府卫生支出规模增加能有效改善居民健康水平的阶段,政府医疗卫生支出有力地提高了居民健康水平,使得居民“病有所医”。第二、要考虑不同经济发展地区的医疗资源不平等,对于东部沿海发达地区,医疗卫生支出规模较高,需要更关注政府卫生支出的结构调整空间,以提高政府卫生支出的有效产出;对于一些中西部省份,在医疗卫生资源有

限的情况下,如何利用有限的资源,最大程度的提高医疗服务效率以及最优化分配政府卫生预算?通过提高医疗卫生系统的运行效率,将政策重点从扩大卫生投入规模转向有效的卫生体系管理和公平的卫生投入中。

最后需要说明的是,医疗卫生运行机制是一个复杂的体系,影响着医疗卫生的投入到健康人力资本产出的整个过程。本文仅就医疗卫生体制改革阶段的中国政府卫生支出对居民健康的影响进行了研究,对于影响政府卫生投入的运行效率因素以及医疗卫生体系的运行机制还有待进一步研究。

注释:

①2000年,联合国全体191个成员国一致通过一项旨在将全球贫困水平在2015年之前降低一半的行动计划,称为联合国千年发展目标(Millennium Development Goals, MDGs)。其中的目标包含五岁以下儿童死亡降低三分之二,孕产妇死亡率降低四分之三。

②围产儿死亡率指的是孕满28周或出生体重达到1000克及以上的胎儿(含死胎、死产)至产后7天内新生儿死亡率与活产数之比,一般以千分比表示。

③为了更好地模拟实证过程,对孕产妇死亡率、围产儿死亡率、人均GDP、女性教育水平和二氧化硫排放量指标取对数值后再估计方程结果。

④2003年孕产妇死亡率数值缺失。

⑤西藏地区的经济社会发展和医疗服务卫生体系和我国其他地区之间的差异巨大,且西藏接受的是中央财政的特殊财政转移政策,故在分析中我们剔除了西藏地区的样本。

⑥限于篇幅,表5只报告了核心变量的估计结果,感兴趣的读者可向本文作者索取剩余部分。

⑦限于篇幅,表6只报告了核心变量的估计结果,感兴趣的读者可向本文作者索取剩余部分。

参考文献:

1. 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)》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》2016年第1期。
2. 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》,《财经研究》2010年第36期。
3. 黄枫、甘犁:《过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析》,《经济研究》2010年第6

期。

4. 栾斌、杨俊:《农村居民收入、健康支付结构与农村健康人力资本——中国省份面板数据的证据》,《农业技术经济》2015年第2期。

5. 王俊:《中国政府卫生支出规模研究——三个误区及经验证据》,《管理世界》2007年第2期。

6. 吴要武:《寻找阿基米德的“杠杆”——“出生季度”是个弱工具变量吗?》,《经济学(季刊)》2010年第9期。

7. 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》,《经济管理》2019年第41期。

8. 中央、国务院:《“健康中国2030”规划纲要》2016年。

9. Anyanwu J. C.& Erhijakpor A. E. O. Health Expenditures and Health Outcomes in Africa[J]. *African Development Review*, 2009, 21(2): 400~433.

10. 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.

11. Barro R. J. Determinants of Economic Research Working Paper Series [J]. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 1996:5698.

12. Bolin K. et al. Investments in social capital—implications of social interactions for the production of health[J]. *Social Science & Medicine*, 2003. 56(12): 2379~2390.

13. Caldwell J. C. Routes to Low Mortality in Poor Countries [J]. *Population and Development Review*, 1986, 12(2): 171~220.

14. Chen Y.& Jin G. Z. Does health insurance coverage lead to better health and educational outcomes? Evidence from rural China [J]. *Journal of Health Economics*, 2012, 31(1): 1~14.

15. Filmer D.& Pritchett L. The impact of public spending on health: does money matter? [J]. *Social Science & Medicine*, 1999, 49(10): 1309~1323.

16. Grossman M. On the Concept of Health Capital and

the Demand for Health [J]. *Journal of Political Economy*, 1972a, 80(2): 223~255.

17. Grossman M. The demand for health: a theoretical and empirical investigation[J]. *NBER Books*, 1972b.

18. Gupta S., Verhoeven, M.& Tiongson, E. R. The effectiveness of government spending on education and health care in developing and transition economies [J]. *European Journal of Political Economy*, 2002, 18(4): 717~737.

19. Hansen B. E. Threshold effects in non -dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345~368.

20. McGuire J. W. Basic health care provision and under-5 mortality: A Cross-National study of developing Countries[J]. *World Development*, 2006, 34(3): 405~425.

21. Miller R. D.& Frech, T. The productivity of health care and pharmaceutical: quality of life, Cause[M], 2015.

22. Musgrove P. Public and Private Roles in Health: Theory and Financing Patterns [J]. *World Bank Discussion Paper*, 1996.

23. Mushkin S. J. Health as an Investment[J]. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(5, Part 2): 129~157.

24. Sastry N.A. Nested Frailty Model for Survival Data, with an Application to the Study of Child Survival in North-east Brazil[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1997, 92(438): 426~435.

25. Shaw J.W., Horrance, W.C.& Vogel, R.J. The Productivity of Pharmaceuticals in Improving Health: An analysis of the OECD Health Data[M], 2015.

26. Schultz T. W. The Economics Of Being Poor[M]: Oxford: Blackwell, 1993.

27. Tanzi V. & Chu, K. Income distribution and high-quality growth. [M]: Mit Press, 1997.

责任编辑 郭东杰

ABSTRACTS

The Mechanism of Blockchain Technology Controlling the Transaction Cost in Public Management Areas

(4)

He Xiangzhou¹, Zhang Guofang²

(1.Zhejiang Yuexiu University of Foreign Languages, Shaoxing 312000; 2.Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018)

Abstract: For a long time, the transaction costs in the public sphere have not only affected the performance of public management, but also greatly affected the construction of social, political, and institutional civilization, and are also the main source of social inequity. This is because of the asymmetry of information that cannot be avoided in traditional centralized public management activities. With the advent of blockchain technology, public management activities can establish platforms such as published public ledger, machine trust, and smart contracts in a multiple subject system, thereby changing the information in the system from asymmetry under traditional management mechanisms to symmetry. At present, in the fields of finance, education, health care, taxation, etc., the application of blockchain technology has taken shape, which is a good inspiration for the general application of blockchain technology in public management. In any sense, under the state of information symmetry, transaction costs can be controlled to a minimum or even zero. Therefore, the application of blockchain technology in the field of public management not only controls transaction costs to an ideal state, but also improves public management performance under the symmetry of information and promotes social equity.

Key words: blockchain technology; public administration; transaction cost

The Relationship between Specific Mortality and Public Health Expenditure: A Panel Threshold Analysis of 30 Provinces in China, 2001–2017

(11)

Mao Wenlin, Wei Longbao

(CARD, Zhejiang University, Hangzhou 310058)

Abstract: In this paper, we revisit the issue of the effect of public health expenditure on the health outcome during the new health-care reform in China. Based on the panel data about 30 provinces in China from 2001 to 2017, a health production function was established. This study adopts panel model and threshold model to analysis the linear and nonlinear effects between health expenditure and specific mortalities. The results show that: (1)the impact of public health spending on decreasing maternal mortality and perinatal infant mortality are statistically significant; (2)Further group estimation and robustness tests show that the effect of public health expenditure on maternal mortality decreases from west to central and to east China, and it only has significant effect in east China on perinatal infant mortality; (3)Public health expenditure has threshold effect on maternal mortality and perinatal infant mortality, and China has not meet the perfect scale of public health expenditure, the government need to extend the expenditure in the health department and make health programs and services more effective.

Key words: public health expenditure; mortality; threshold effect

Party-integrating Governance: An Interpretation of the Model of Grassroots Governance in Contemporary China and also on the Comparison with Overall Governance and Multi-center Governance

(21)

Tang Wenyu

(Department of Sociology, Shanghai Administration Institute, Shanghai 200233)

Abstract: Since the reform and opening-up, China's grassroots governance has gradually formed a new model, namely "party-integrating governance". The formation of the model of party-integrating governance derives from the modernization development path of "party centralism" in China and the limited control over