

基本医疗卫生服务供给的动态演进及空间差异

陈志勇 韩韵格

(中南财经政法大学 财政税务学院,湖北 武汉 430073)

摘要:本文利用熵值法及2007~2018年省级面板数据,构建基本医疗卫生服务供给评价指标体系并测算其供给指数。在此基础上,运用核密度估计、马尔科夫链分析法、Dagum基尼系数及面板回归分析方法对我国基本医疗卫生服务供给能力的动态演进及空间差异进行测度。研究表明,全国基本医疗卫生服务供给能力呈上升态势,其中全国与东部地区存在两极分化现象,而中西部地区则不存在梯度效应;观测期内我国基本医疗卫生服务供给能力整体向高水平方向转移,供给能力较高的省市具有正向溢出效应;基本医疗卫生服务供给能力的总体地区差异、地区内差异以及地区间差异在观测期内均呈缩小态势,政府本级财力、转移支付水平、财政分权度、城镇化水平、对外开放度和人口密度对空间差异的影响均显著。据此,应从促进区域空间联动、实行差异化提升策略、优化财政集权与分权体系以及深化供给侧结构性改革等方面采取措施,优化我国基本医疗卫生服务供给。

关键词:基本医疗卫生服务;动态演进;空间差异;核密度估计;马尔科夫链分析

中图分类号:F810.45 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)02-0053-12

一、引言

2020年新冠肺炎疫情的爆发,使我国的医疗卫生服务体系面临严峻的考验^[1]。在此背景下,政府基本医疗卫生服务供给的充分性和均衡性引起了广泛关注。保障基本医疗卫生服务供给是政府应对医疗卫生需求、维护民众基本健康权利的现实基础。目前,随着《全国医疗卫生服务体系规划纲要(2015—2020年)》(国办发〔2015〕14号)《基本医疗卫生与健康促进法》等一系列政策法规的制定和实施,政府在医疗卫生服务管理中的主导作用不断提升,促进了我国基本医疗卫生服务体系的发展^[2]。然而,由于地区间经济发展水平以及公共支出偏好差异等方面的原因,基本医疗卫生服务供给的空间非均衡性特征依然凸显^{[3](P187)}。这种非均衡性不仅影响医疗卫生资源的有效配置和政府应对突发性公共卫生事件的能力,而且有悖维护公平正义、建设“全民健康”社会的目标。因此,以应对疫情防控为契机,科学衡量我国基本医疗卫生服务供给现状,深入分析供给能力的地区差异、空间关联以及动态演进等特征,具体把握其中的影响因素及作用方向,为完善我国基本医疗卫生服务体系、提高基本

收稿日期:2020-07-17

基金项目:国家社会科学基金一般项目“基于获得感提升的中国基本公共服务供给侧结构性改革研究”(17BJY166)

作者简介:陈志勇(1958—),男,广西贺州人,中南财经政法大学财政税务学院教授,博士生导师;

韩韵格(1991—),女,湖北襄阳人,中南财经政法大学财政税务学院博士生。

医疗卫生服务供给能力及均等化水平提供依据,具有重要性和必要性。

二、文献综述

近年来,研究基本医疗卫生服务供给问题的文献大量涌现,现有研究主要从以下三个方面展开:(1)基本医疗卫生服务供给能力测度研究。诸多学者通过构建供给能力评价指标体系,借助熵权法^[4]、因子分析法^[5]、层次分析法^[6]以及综合评价法^[7]等不同的研究方法,对我国基本医疗卫生服务供给能力进行测度。戴明锋从投入与产出角度构建评价指标体系^[5];胡洪曙从投入、产出和结果三个视角完善了基本医疗卫生服务供给评价指标体系,但结果类指标设计仅体现了孕产妇、幼儿保健水平和疾病防控水平^[3]。(2)基本医疗卫生服务供给的动态演进研究。现有文献大多采用不同年份面板数据的比较分析法,直观地考察基本医疗卫生服务供给能力的动态变化过程^{[4][8]}。也有学者采用核密度估计对我国医疗卫生支出水平的分布动态进行考察,揭示了医疗卫生支出水平在位置、形态、延展性及极化程度方面随时间变化的趋势^{[9][10]}。(3)基本医疗卫生服务供给的空间差异及原因研究。已有文献采用基尼系数法^[3]、变异系数法^[8]、收敛分析法^[11]和泰尔指数法^[12]等方法对我国基本医疗卫生服务供给的空间差异程度进行测度。研究发现,随着经济社会的发展,我国基本医疗卫生服务供给能力有所提升,地区间差异有所缩小,但仍存在空间非均衡特征,距离实现基本医疗卫生服务均等化目标仍有较大差距。部分学者指出,各地区基本医疗卫生服务供给水平差异与经济水平差异同步,地方经济发展水平的高低影响其供给能力的强弱^{[13][14][15]}。辛冲冲等认为地区间资源禀赋、经济规模、基础设施、财政能力等方面的差异是导致基本医疗卫生服务发展不均衡的主要因素^[11]。高萍经过探究发现地区基本医疗卫生服务供给能力一方面受城镇化率与人均消费支出水平的正向影响;另一方面则受人口密度的负向影响^[4]。丁志毅和谭雅丹指出合理划分政府间基本医疗卫生服务事权与支出责任是推进地区间基本医疗卫生服务均衡发展的重要前提^[16]。

现有研究尽管成果显著,但仍存在一些薄弱领域:(1)对基本医疗卫生服务供给评价指标体系的设计相对简单,产出类指标的设计不够合理,多数研究将属于物力投入指标的医疗机构数和床位数作为产出类指标;结果类指标的设计不够全面,无法充分体现妇女保健水平和居民健康水平,这会降低测度结果的准确性。(2)现有研究多聚焦于医疗卫生服务供给的空间不均衡特征,而鲜有文献对其分布动态及演进趋势进行系统性考察,难以揭示供给能力的内部动态特征,无法对其长期演变趋势进行预测。(3)绝大多数文献仅对我国基本医疗卫生服务供给的地区绝对差异程度进行对比分析,虽然较为简单和直观,却难以具体揭示其相对差异性,更不能准确判断其差异的来源及其构成。

与已有研究比较,本文的边际贡献主要体现在:第一,在原有研究的基础上,优化产出类的“门诊及住院服务情况”和“医生担负工作量情况”等指标并拓展结果类“妇女保健水平”和“居民健康水平”等指标,从而丰富了评价指标体系多维视角的内容,提高了医疗卫生服务供给能力测度结果的科学性和准确性。第二,为有效预测供给能力的长期演进趋势,本文基于动态角度揭示了医疗卫生服务供给的内部空间关联特征,采用核密度估计以及马尔科夫链转移概率矩阵分析我国基本医疗卫生服务供给的动态演进趋势及规律,弥补了当前文献静态研究较多,而动态分析相对不足的缺憾。第三,相较于绝对差异分析,本文侧重于利用 Dagum 基尼系数分解法探索我国基本医疗卫生服务供给能力的空间相对差异程度,并运用面板回归模型解析空间差异的来源,从而为政府针对性地制定相关政策提供依据。

三、研究设计

(一)指标体系的构建

《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》(国发〔2017〕9号)明确了“基本医疗卫生服务”的范围和内容。“基本医疗卫生服务”包括“基本医疗服务”和“公共卫生服务”两大

范畴,前者指疾病的诊断、治疗和康复等服务,后者则包括疾病预防控制、妇幼保健、健康教育等内容。本文根据“基本医疗卫生服务”的内涵,遵循系统性、客观性及可行性原则,在借鉴胡洪曙等相关研究的基础上^{[3](P187—190)},对既有指标进行拓展和优化。一方面,将“医疗机构数”和“床位数”作为物力投入指标归在投入类指标体系中,选择“门诊及住院服务情况”和“医生担负工作量情况”等指标作为产出类指标;另一方面,拓展结果类指标“妇女保健水平”和“居民健康水平”等,建立更为全面、合理的“基本医疗卫生服务供给能力评价指标体系”,如表1所示。该指标体系的构建考虑了以下因素:第一,基本医疗卫生服务供给能力评价指标体系是对医疗卫生服务的投入、产出与结果所作的多维度综合考量,投入类指标应反映政府为医疗卫生服务所提供的各类资源,不仅包括财力投入,还应包括物力投入和人力投入;产出类指标应反映医疗卫生服务的供给状况,从“门诊及住院服务情况”和“医生担负工作量情况”两大层面体现;结果类指标应反映政府提供医疗卫生服务所要实现的基本目标,体现为医疗卫生服务供给所取得的主要绩效,如妇女保健水平、幼儿保健水平、疾病防控水平、居民健康水平等。第二,评价指标体系应具有客观性和可量化性,避免因群体(个人)的主观感受而影响对基本医疗卫生服务供给能力的客观判断。第三,评价指标体系中各指标所需的原始数据是可获取的,均来自于统计年鉴和相关政府部门公布的数据。

表1 基本医疗卫生服务供给能力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	权重	性质
投入类指标	财力投入	人均医疗卫生支出	元	0.0799	+
		医疗卫生支出占财政支出比重	%	0.0674	+
	物力投入	单位面积医疗卫生机构数	个/万平方米	0.1378	+
		每千人口医疗卫生机构床位数	张/千人	0.0717	+
	人力投入	每千人口卫生技术人员数	人/千人	0.0591	+
		每千人口执业(助理)医师数	人/千人	0.0612	+
		每千人口注册护士数	人/千人	0.0656	+
	产出类指标	门诊及住院服务情况	人均医疗卫生机构诊疗人次	人次/人	0.1425
		医院病床工作日	日	0.0248	+
医生担负工作量情况		医生人均每日担负诊疗人次	人次/日	0.0301	-
		医生人均每日担负住院床日	床日/日	0.0548	-
结果类指标	妇女保健水平	妇女病检查率	%	0.0585	+
		孕产妇系统管理率	%	0.0223	+
		孕产妇住院分娩率	%	0.0079	+
		孕产妇死亡率	1/10万	0.0064	-
	幼儿保健水平	围产儿死亡率	%	0.0154	-
		新生儿访视率	%	0.0120	+
		7岁以下儿童保健管理率	%	0.0155	+
	疾病防控水平	法定报告传染病发病率	1/10万	0.0169	-
法定报告传染病死亡率		1/10万	0.0160	-	
居民健康水平	人口预期寿命	岁	0.0342	+	

注:表中指标的权重是根据熵值法计算得出。

(二)研究方法

1.基本医疗卫生服务供给的动态演进分析

(1)核密度估计法。为了直观、生动地揭示我国医疗卫生服务供给能力随时间变化的分布形态,本文运用核密度估计图刻画考察期内基本医疗卫生服务供给能力的动态演进过程。核密度估计常见于空间非均衡分析中,主要通过平滑的峰值函数对样本的概率密度进行近似估计,进而生成连续的密度曲线以考察变量的分布位置、形态、延展性以及极化程度随时间变化的趋势^[9]。通过对比不同时期的分布曲线图,可分析我国基本医疗卫生服务供给能力的动态特征,整体位置的变化趋势反映医疗卫

生供给能力的高低,主峰高度和宽度的变化反映省份间供给能力绝对差异的变化趋势,分布形态的延展性可考察供给能力高的省份与供给能力低的省份间的差距,波峰的数量可说明供给能力的极化程度。其基本原理如下:

假定随机变量独立同分布, $F(x)$ 为其概率密度函数,如式(1)所示:

$$F(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i - \alpha}{h}\right) \quad (1)$$

式(1)中, n 为观测期内样本个数, α 表示平均值, X_i 表示独立同分布的观测值, h 表示带宽, $K(*)$ 表示核函数。为了提高估计结果的精度,在进行核密度估计时应尽量选择较小带宽。

(2)马尔科夫链分析法。由于核密度估计图无法反映地区内基本医疗卫生服务供给能力高低间相对位置的变动及变动的可能性,本文引入传统马尔科夫链分析法来探索不同供给水平下各省(市、自治区)医疗卫生服务的内部动态发展趋势^[17]。首先,将观测期内我国基本医疗卫生服务供给能力划分为 N 种类型(状态),构造 $N \times N$ 的状态转移概率矩阵,测算每种类型的概率分布和变化情况,以此探究考察期内基本医疗卫生服务供给能力的动态转移趋势和规律,并根据基本医疗卫生服务供给能力类型的提高、不变和降低来分析转移的方向。假设 P_{xy} 表示某地区基本医疗卫生服务供给能力从 t 年的状态 x 转移为 $t+1$ 年的状态 y 的概率,可采用极大似然估计法来计算,即 $P_{xy} = n_{xy} / n_x$,其中 n_{xy} 表示在观测期内由初始时期 t 年状态 x 转移到下一时期 $t+1$ 年状态 y 的省份数量, n_x 表示在观测期内属于状态 x 的省份数量,且满足:

$$\sum_y P_{xy} = \sum_y P\{X_{n+1} = y / X_n = x\} = 1 \quad (2)$$

然而,传统马尔科夫链分析法无法揭示空间因素对基本医疗卫生服务供给能力动态转移的影响,需要运用空间马尔科夫链展开进一步分析。空间马尔科夫链分析法是在传统马尔科夫链模型中引入“空间滞后”这一概念,考察地理空间因素对本地区医疗卫生服务供给能力转移概率的影响,揭示观测对象的时空演变趋势与地理空间因素之间的内在联系。具体方法是借助空间权重矩阵,将传统马尔科夫链转移概率矩阵 $N \times N$ 分解为 N 个 $N \times N$ 的转移概率矩阵。某地区在 t 年的空间滞后类型为 N ,则 $P_{xy}(N)$ 表示为该地区由 t 年状态 x 转移到 $t+1$ 年状态 y 的空间转移概率。为检验地理空间因素对本地区基本医疗卫生服务供给能力的影响是否显著,本文利用卡方检验进行验证。其公式为:

$$Q = -2 \log \left\{ \prod_{l=1}^n \prod_{x=1}^n \prod_{y=1}^n \left[\frac{P_{xy}^{t,t+s}}{P_{xy}^{t,t+s}(1)} \right]^{k_{xy}(l)} \right\} \quad (3)$$

式(3)中, n 为供给能力的类型, $P_{xy}^{t,t+s}$ 、 $P_{xy}^{t,t+s}(1)$ 和 $k_{xy}(l)$ 分别表示时长为 s 的情况下不考虑空间滞后的转移概率、空间滞后为 l 类型的转移概率以及属于这类转移的地区数量, Q 渐进服从自由度为 $n * (n - 1)^2$ 的卡方分布。

2. 基本医疗卫生服务供给的空间差异及成因分析

(1)Dagum 基尼系数及分解方法。本文采用 Dagum(1997)提出的基尼系数及其按子群分解方法对我国医疗卫生服务供给能力的地区差异进行分析。与传统泰尔指数测算方法相比,此方法不仅能够科学测度基本医疗卫生服务供给能力地区总体差异的大小,还能将总体差异分解为地区内差异和地区间差异,并有效解决观测样本之间存在的交叉重叠问题,从而准确识别我国医疗卫生服务供给能力地区差异的来源^[18]。其计算公式如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |x_{ji} - x_{hr}|}{2\gamma n^2} \quad (4)$$

式(4)中, n 表示考察期内样本总数, k 表示地区个数, n_j 、 n_h 分别表示 j 、 h 所在地区内的省份个数, γ 表示地区基本医疗卫生服务供给能力的平均水平, x_{ji} 、 x_{hr} 分别表示 j 、 h 所在地区各省份的基本医疗卫生服务供给能力。根据分解思路, $G = G_{nb} + G_w + G_t$, G_{nb} 表示 j 地区与 h 地区基本医疗卫生服务供给能力的差异,即地区间差异贡献程度; G_w 表示 j 地区或 h 地区基本医疗卫生服务供给能力的

差异,即地区内差异贡献程度;G_i表示地区间基本医疗卫生服务供给能力交叉影响的剩余项,即超变密度贡献程度。

(2)面板回归分析。为了进一步分析影响基本医疗卫生服务供给空间差异的主要因素,本文将我国31个省(市、自治区)的基本医疗卫生服务供给指数作为因变量,将政府本级财力、转移支付水平、财政分权度、城镇化率、对外开放程度和人口密度作为自变量,对基本医疗卫生服务供给空间差异的影响因素进行显著性检验^[19]。回归模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_n \sum_{n=1}^n X_{itn} + \epsilon_{it} \tag{5}$$

式(5)中,i表示省份(i=1,2,3,...,N),t表示时间(t=1,2,3,...,T),α_i为横截项,ε_{it}为随机干扰项;Y_{it}作为因变量,表示全国各省(市、自治区)基本医疗卫生服务供给指数;X_{itn}作为自变量,包括财政分权度、政府本级财力、转移支付水平、城镇化率、对外开放程度和人口密度等解释变量,n为自变量个数(n=1,2,3,...,N)。

(三)数据来源与变量说明

1.数据来源。本文考察对象为2007~2018年我国省级区划层面的面板数据。由于政府收支科目在2007年进行了调整,为了保持数据统计口径的一致性,所以考察期限起始于2007年。原始数据来自《中国卫生健康统计年鉴》和《中国财政年鉴》。由于原始数据的量纲不同,需先对其进行标准化处理。本文运用熵值法和综合加权法对无量纲化处理后的数据进行计算,得到我国31个省(市、自治区)基本医疗卫生服务供给指数。在面板回归分析中,考虑到面板数据可能存在的非平稳和非线性等问题对统计结果的影响,对涉及的变量取自然对数,相关变量的描述性统计结果见表2。为衡量基本医疗卫生服务供给能力地区差异,根据国家统计局的划分标准,将我国划分为东、中、西三大地区。

表2 变量的描述性统计结果

变量名	符号	均值	标准差	最小值	最大值
基本医疗卫生服务供给指数	MHS	39.0479	11.2619	18.2209	76.3152
政府本级财力	GFR	8.2426	0.7389	6.5694	10.2862
转移支付水平	TP	8.1352	0.7947	4.5734	10.8106
财政分权度	PD	3.6565	0.5125	1.6457	4.4936
城镇化率	UR	3.9499	0.2658	3.0873	4.4954
对外开放度	OD	2.8308	0.9762	0.1484	5.1161
人口密度	FD	5.2991	1.4868	0.8449	8.2497

2.变量说明。既有研究发现影响我国基本医疗卫生服务供给空间差异的因素主要有:政府财力水平、财政体制与政策因素、经济发展水平和居民需求程度^{[4][8]}。本文选取以下变量作为主要影响因素:(1)政府本级财力,由地方人均财政收入衡量。该变量代表地方政府财力水平,财政实力越雄厚,对医疗卫生服务供给的投入会越多,越能促进医疗卫生服务供给能力的提升^[20]。(2)转移支付水平,由中央补助与地方上解之差除以地区常住人口进行衡量。该变量可反映政府间财政转移支付政策的实施情况,影响地方政府的财力水平^[4]。(3)财政分权度,用地方政府一般公共预算收入与其一般公共预算支出的比值来表示。该变量可代表财政体制因素,反映政府收入与支出的分配情况,在一定程度上影响地方医疗卫生服务供给水平^[21]。(4)城镇化率,用各省份城镇人口与年末常住人口的比重来反映。该变量体现地区经济社会发展水平,城镇化的推进有利于医疗卫生服务供给水平的提升^[20]。(5)对外开放程度,用该地区进出口总额占当地GDP的比重来衡量。该变量可反映地区经济的发展状况与前景,在一定程度上影响医疗卫生服务供给水平^[11]。(6)人口密度,用每平方千米内的常住人口数表示。该变量可反映辖区人口集聚情况,人口分布越密集,对医疗卫生服务的需求则越大,越有利于促进医疗卫生服务供给能力的提升^[19]。

四、基本医疗卫生服务供给的动态演进

(一)核密度估计动态特征分析

为了获取我国地区间基本医疗卫生服务供给能力绝对差异的动态信息,本文采用高斯核函数进行核密度估计,对不同时期基本医疗卫生服务供给能力的分布位置、态势、延展性以及极化趋势进行考察,以便深入探究其分布动态特征。为确保核密度非参数估计结果的精准性,本文选取2007年、2010年、2013年、2016年和2018年的供给指数作为观测样本,具体估计结果如图1所示。

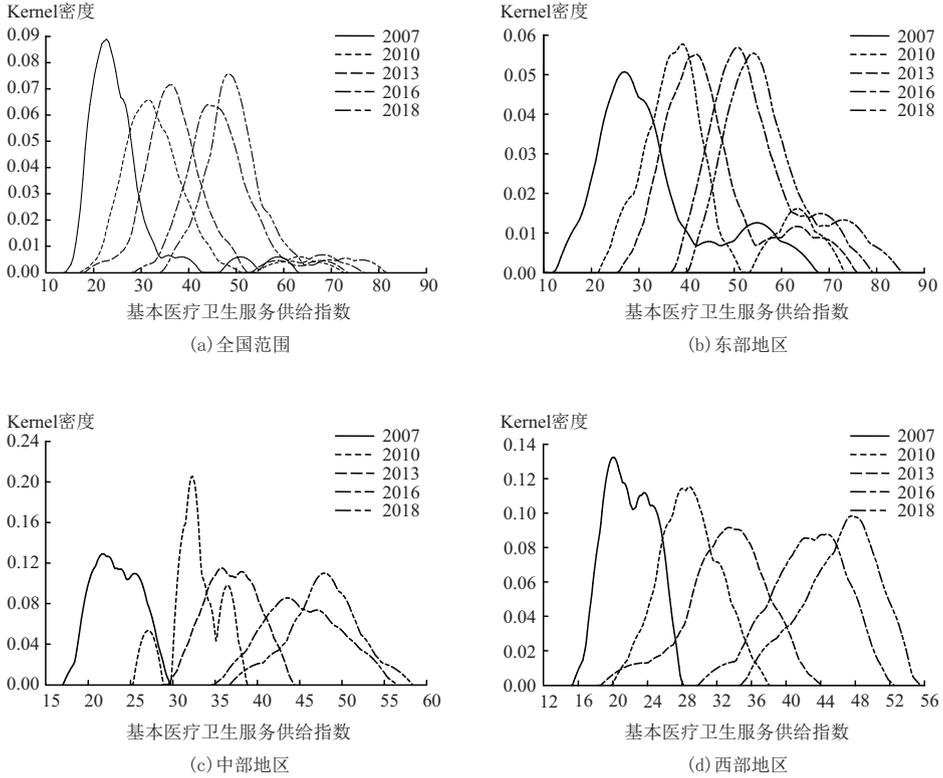


图1 我国基本医疗卫生服务供给能力的分布动态

1.全国层面的分布动态。图1(a)描绘了全国各地区基本医疗卫生服务供给能力的动态演进趋势。在观测期内,全国医疗卫生服务供给能力的分布动态呈现如下特征:第一,供给指数的核密度分布曲线中心位置随着年份的增加整体向右侧移动,说明我国基本医疗卫生服务供给能力在观测期内由低水平向高水平演进。第二,从分布曲线的波峰态势来看,供给指数的主峰峰值呈波动下降趋势,且曲线宽度表现为先变宽后略微收窄的变化过程,这意味着我国基本医疗卫生服务总体供给能力的离散程度有所上升,其绝对差异随着时间的推移呈扩大态势。第三,从分布曲线的延展性得知,供给指数存在明显右拖尾现象,延展性呈现先拓宽后收窄趋势,表明我国基本医疗卫生服务供给能力高的省份(北京、上海)与供给能力低的省份(西藏、云南)之间的差距在观测期内有所缩小。第四,从极化趋势来看,供给指数的波峰数量呈“多峰—主—侧双峰—多峰—不明显双峰”的变化过程,这意味着我国各省份基本医疗卫生服务供给能力具有一定的梯度效应,存在两极或多极分化特征,但分化趋势在观测期内逐渐弱化,最终呈现微弱的两极分化现象。总体而言,随着经济社会的全面发展,我国基本医疗卫生服务供给能力有了明显提升,但供给能力高的省份与供给能力低的省份之间的差距仍然存在,短期内难以达到均衡。

2.地区层面的分布动态。图1(b)、(c)、(d)分别描述了观测期内东、中、西部地区基本医疗卫生服务供给能力的动态演进特征。观察可知:首先,东、中、西部地区供给指数分布曲线的中心位置随着时

间的推移均呈显著右移趋势,表明在观测期内地区内基本医疗卫生服务供给能力不断提升。其次,从分布曲线的波峰形态来看,东部地区供给指数的主峰高度呈波动上升趋势,且曲线宽度呈微弱收窄态势,这意味着东部地区基本医疗卫生服务供给能力的绝对差异随着时间的推移而逐渐缩小。中部地区主峰高度波动较大,总体高度略微下降,曲线宽度呈“大幅收窄—逐渐变宽”的变化过程,表明中部地区基本医疗卫生服务供给能力的绝对差异在观测期内呈扩大趋势。西部地区分布曲线的波峰高度有所下降,波峰宽度略微增大,意味着西部地区基本医疗卫生服务供给能力的绝对差异在观测期内呈上升趋势。再次,观察分布曲线的延展性可知,东部地区分布曲线的右拖尾现象显著,延展性逐渐收窄,表明东部地区基本医疗卫生服务供给能力高的省份与供给能力低的省份之间的差异有所缩小。中西部地区分布曲线则不存在显著右拖尾现象,延展性均呈小幅拓宽趋势,意味着中西部地区基本医疗卫生服务供给能力高的省份发展较快,供给能力低的省份发展较慢,两者之间差距有所扩大。最后,观察极化趋势可知,东部地区分布曲线在考察期内出现双峰格局,随着时间的推移,侧峰曲线逐渐平缓,表明东部地区基本医疗卫生服务供给能力存在两极分化趋势,但分化格局逐渐弱化。中部地区分布曲线在观测期内由多峰格局演变为双峰格局,最终形成单峰状态,说明中部地区随着时间的推移不存在梯度效应,各省份之间的基本医疗卫生服务供给能力正向均衡发展的方向转变。西部地区分布曲线在考察期内由双峰格局演变为单峰格局,表明此地区随着时间的推移极化现象逐渐消失,基本医疗卫生服务供给能力的均衡化程度有所提高。

(二)马尔科夫链动态特征分析

1.传统马尔科夫链动态特征分析。核密度估计法只能简单直观地刻画我国基本医疗卫生服务供给能力的时间变化走势,并不能深刻反映其内在的分布动态趋势与特征。为了研究各地区基本医疗卫生服务供给能力的动态转移趋势,本文采用传统马尔科夫链分析方法,将2007~2018年间31个省(市、自治区)基本医疗卫生服务供给能力按照四分位点划分为四种不同类型的区域:I表示低水平($<25\%$)、II表示中低水平($25\% \sim 50\%$)、III表示中高水平($50\% \sim 75\%$)、IV表示高水平($>75\%$),据此,测算我国基本医疗卫生服务供给能力状态转移的概率矩阵,结果如表3所示。

表3 中国基本医疗卫生服务供给的传统马尔科夫链转移概率矩阵

类型	n	I	II	III	IV
I	88	0.4318	0.4545	0.1023	0.0114
II	77	0.0000	0.3506	0.5455	0.1039
III	88	0.0000	0.0000	0.6364	0.3636
IV	88	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

注:n表示观测期内不同类型的区域包含的省级区划数量,下表同。

表3对角线上的元素表示地区基本医疗卫生服务供给能力的状态类型未发生转移的概率,反映该地区基本医疗卫生服务供给能力演变的稳定性,而非对角线上的元素则表示地区基本医疗卫生服务供给能力在不同状态类型之间发生转移的概率,据此得出基本医疗卫生服务供给能力在未考虑地理空间因素下的动态演变特征:(1)我国基本医疗卫生服务供给能力在考察期内尚未达到稳定阶段,不具有维持原有状态的稳定性。因为对角线上的概率并非总是大于非对角线上的概率,类型I、II、III、IV维持原有状态的概率依次为43.18%、35.06%、63.64%和100%,类型I向类型II转移的概率为45.45%,类型II向类型III转移的概率为54.55%,类型III向类型IV转移的概率为36.36%。(2)我国基本医疗卫生服务供给能力总体呈现低水平向高水平转移的显著性趋势。具体而言,类型II和类型III向上转移的概率分别为54.55%和36.36%,均大于各自向下转移的概率0,表明在考察期内各地区基本医疗卫生服务供给能力不断提高的可能性更大。(3)基本医疗卫生服务供给能力存在跨越式转移的可能。类型I跨越式转移到类型III和类型IV的概率分别为10.23%、1.14%,类型II跨越式转移到类型IV的概率为10.39%,表明基本医疗卫生服务供给能力的转移不止发生在对角线两侧,存在跳级转移的情况,但跨越式转移的概率较低。

2.空间马尔科夫链动态特征分析。传统马尔科夫链概率转移矩阵在反映我国各地区基本医疗卫生服务供给能力动态转移特征时,将各地区看作独立的单元,没有考虑周围邻接类型对其转移的影响,而基本医疗卫生服务供给能力的向上或向下转移在空间上并不是孤立的。因此,有必要在传统马尔科夫链概率转移矩阵的基础上,将地理空间因素引入研究范围,构建空间马尔科夫链概率转移矩阵,考察在空间滞后影响下我国 2007~2018 年基本医疗卫生服务供给能力的动态空间演进趋势。类型划分标准同上,测算结果如表 4 所示。

从表 4 可知,空间效应对我国基本医疗卫生服务供给能力的影响主要体现为:(1)地理空间因素对我国基本医疗卫生服务供给能力各类型间的动态转移具有较为显著的影响。当不考虑地理空间因素时,类型 I 向类型 II 转移的概率为 45.45%;当考虑地理空间因素时,类型 I 向类型 II 转移的概率依次为 20.51%、61.29%、60%和 87.5%。因此,将地理空间因素纳入我国基本医疗卫生服务供给能力的动态演变趋势分析中是十分必要的。(2)除类型 IV 之外,基本医疗卫生服务供给能力在同一类型中的稳定性会根据邻接类型的不同而存在明显差异。对于类型 I 而言,其在邻接类型 I、II、III、IV 中稳定性概率依次为 71.79%、25.81%、20%和 0;对于类型 II 而言,其在邻接类型 I、II、III、IV 中稳定性概率依次为 72.73%、40.63%、17.65%和 0;对于类型 III 而言,其在邻接类型 I、II、III、IV 中稳定性概率依次为 85.71%、75%、56.82%和 20%。此结果表明在考虑地理空间因素后,基本医疗卫生服务供给能力在类型 I、II、III 中的稳定性会随着邻接类型的提高而变差。(3)邻接地区基本医疗卫生服务供给能力的提高可以提高本地区基本医疗卫生服务供给能力向上转移的概率。在考虑地理空间因素的影响下,与供给能力较高的地区为邻,其向上转移的概率绝大部分会增大,比如当观测类型为 III 时,随着邻接类型的提高,其向上转移的概率分别为 14.29%、25%、43.18%和 80%。此结果表明基本医疗卫生服务供给能力较高的地区对邻接地区具有正向溢出效应,一定程度上存在俱乐部趋同的现象。这是因为高水平地区经济较发达、医疗设施较为完善、医务人员水平较高,且政府对民生问题较为重视,有较充足的财力作支撑^[11],从而这些省份基本医疗卫生服务供给结构较为均衡,供给能力维持在较高水平,对相邻地区形成正向辐射带动作用。

表 4 中国基本医疗卫生服务供给的空间马尔科夫链转移概率矩阵

邻接类型	类型	n	I	II	III	IV
I	I	39	0.7179	0.2051	0.0769	0.0000
	II	11	0.0000	0.7273	0.2727	0.0000
	III	7	0.0000	0.0000	0.8571	0.1429
	IV	1	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
II	I	31	0.2581	0.6129	0.0968	0.0323
	II	32	0.0000	0.4063	0.4688	0.1250
	III	32	0.0000	0.0000	0.7500	0.2500
	IV	1	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
III	I	10	0.2000	0.6000	0.2000	0.0000
	II	34	0.0000	0.1765	0.7059	0.1176
	III	44	0.0000	0.0000	0.5682	0.4318
	IV	28	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
IV	I	8	0.0000	0.8750	0.1250	0.0000
	II	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	III	5	0.0000	0.0000	0.2000	0.8000
	IV	58	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

注:表中“邻接”定义为两地之间有共同边界,其中海南的“邻接”省份定义为广东和广西。

为检验地理空间因素对我国基本医疗卫生服务供给能力的转移是否具有上述显著影响,本文通过卡方检验进行验证。原假设为地理空间因素对于地区基本医疗卫生服务供给能力的转移没有影响,根据式(3)计算出 $Q=56.769$,自由度为 $4 * (4 - 1)^2 = 36$,由此可见,地理空间因素对基本医疗卫

生服务供给能力的转移具有显著影响($Q > \chi_{0.02}^{2(36)} = 55.489$)。

五、基本医疗卫生服务供给的空间差异及原因分析

(一)基本医疗卫生服务供给的空间差异

为探究我国地区间基本医疗卫生服务供给能力相对差异的大小及其来源,本文根据 Dagum 基尼系数对观测期内基本医疗卫生服务供给能力的地区差异进行测算与分解,计算结果如表 5 所示。

表 5 基本医疗卫生服务供给能力的地区基尼系数及分解结果

年份	总体	地区间差异			地区内差异			贡献率(%)		
		东-中	东-西	中-西	东	中	西	地区内	地区间	超变密度
2007	0.1486	0.1874	0.2121	0.0652	0.1794	0.0557	0.0613	26.54	65.62	7.84
2008	0.1387	0.1656	0.2079	0.0692	0.1519	0.0388	0.0681	24.95	68.71	6.34
2009	0.1299	0.1371	0.1960	0.0856	0.1383	0.0417	0.0678	24.82	69.34	5.83
2010	0.1258	0.1397	0.1876	0.0764	0.1379	0.0469	0.0606	25.14	68.69	6.16
2011	0.1246	0.1338	0.1841	0.0791	0.1311	0.0482	0.0726	25.80	68.16	6.04
2012	0.1014	0.0945	0.1497	0.0792	0.0953	0.0391	0.0788	26.28	67.36	6.35
2013	0.1067	0.1121	0.1581	0.0698	0.1113	0.0409	0.0670	26.01	68.23	5.76
2014	0.0909	0.1003	0.1369	0.0593	0.0830	0.0434	0.0558	24.45	70.19	5.36
2015	0.0838	0.0932	0.1222	0.0566	0.0792	0.0458	0.0511	25.26	67.62	7.11
2016	0.0828	0.0940	0.1197	0.0558	0.0773	0.0479	0.0502	25.23	67.21	7.56
2017	0.0765	0.0945	0.1093	0.0464	0.0745	0.0441	0.0418	25.01	66.33	8.66
2018	0.0770	0.0956	0.1095	0.0452	0.0763	0.0407	0.0447	25.43	66.12	8.45

从总体差异演变来看,我国基本医疗卫生服务供给能力的基尼系数在考察期内整体呈趋稳下降态势。具体而言,总体基尼系数由 2007 年的 0.1486 降至 0.0770。降幅高达 48.18%,说明 2007~2018 年间我国基本医疗卫生服务供给能力的总体地区差异不断缩小,均衡程度相应提高。究其原因,应得益于近年来国家制定的“基本公共服务均等化”“健康中国”“医疗卫生体制改革”等政策与制度的制定和有效实施,政府对公共医疗卫生的财政投入力度不断增强,使基本医疗卫生服务的公平性和可及性有所提高^[11]。尽管如此,总体基尼系数还是偏高,空间差异仍有缩小的潜力,仍需加快推进基本医疗卫生服务均等化进程,以满足人民群众日益增长的健康需求。从地区内差异演变来看,东、中、西地区基本医疗卫生服务供给能力的基尼系数均呈现波动下降的演变趋势,表明东、中、西部地区的区内供给能力差异在考察期内逐渐缩小,均等化程度明显提升。具体来看,东部地带基尼系数由 2007 年的 0.1794 下降为 0.0763,降幅高达 57.47%;2018 年中部地带基尼系数相比于 2007 年下降了 0.0150,降幅为 26.93%;西部地带基尼系数由 2007 年的 0.0613 下降为 0.0447,降幅为 27.08%。东部地区降幅最大,西部区域次之,中部地区降幅最小。东、中、西地区基尼系数的均值排序从大到小依次为东部(0.1113)、西部(0.060)、中部(0.0444),这意味着地区差异最大的为东部地区,西部次之,中部最小。从地区间差异来看,东、中、西地区间的基尼系数演变趋势在观测期内均以波动下降为主。东部和中部地区间基尼系数由 2007 年的 0.1874 下降为 0.0956,降幅达 48.99%;2018 年东部和西部地区间基尼系数相比于 2007 年降低了 0.1026,降幅为 48.37%;中部和西部地区间基尼系数由 2007 年的 0.0652 下降为 0.0452,降幅为 30.67%。由此说明,东、中、西地区的供给能力地区间差异在观测期内不断缩小。通过地区间均值排序可知,东部和西部地区值最大(0.1578),其次是东部和中部地区(0.1207),中部和西部地区值最小(仅为 0.0656),表明东部和西部地区、东部和中部地区之间差异较大,中部和西部地区之间差异较小。

基本医疗卫生服务供给能力总体差异的贡献率包括地区内贡献率、地区间贡献率和超变密度贡献率,其中超变密度贡献率是指不同地区之间的交叉重叠对总体差异的影响。在考察期内,我国基本医疗卫生服务供给能力总体差异的地区内贡献率呈波动下降趋势,而地区间贡献率和超变密度贡献率均表现为波动上升的演变态势。由表 5 可以看出,贡献率占比较大的为地区间差距,比重

均在 65% 以上,远高于地区内贡献率和超变密度贡献率,表明我国基本医疗卫生服务供给能力的地区差距主要由地区间差距引起。而地区内贡献率和超变密度贡献率占比较小,其中超变密度贡献率占比均不足 9%,由此可知,地区内差异和不同地区之间的交叉重叠现象不是影响总体差异的关键因素。

(二)基本医疗卫生服务供给空间差异的原因分析

为探寻影响基本医疗卫生服务供给空间差异的关键因素,本文根据回归模型(5)的研究思路,采用随机效应模型、固定效应模型和混合最小二乘回归模型对各影响因素进行回归分析并进行稳健性检验,以考察各因素与医疗卫生服务供给能力之间的关联度,回归结果如表 6 所示。由 Breusch-Pagan-Lagrange 乘数检验结果可知,随机效应模型优于混合最小二乘回归模型;由 F 检验结果可知,随机效应模型和固定效应模型优于混合最小二乘回归模型;由 Hausman 检验可知,随机效应模型优于固定效应模型。因此,本文应在随机效应模型估计结果的基础上分析异质性因素的影响。

表 6 中国基本医疗卫生服务供给能力影响因素的回归分析

解释变量	随机效应模型	固定效应模型	混合最小二乘回归模型
α	-144.145 *** (-16.84)	-299.462 *** (-10.04)	-85.908 *** (-10.87)
GFR	8.564 *** (9.25)	5.980 *** (5.91)	11.460 *** (12.65)
TP	2.070 *** (2.80)	1.227 * (1.68)	1.215 (1.42)
PD	-7.296 *** (-4.09)	-5.564 *** (-3.05)	-3.637 ** (-2.31)
UR	28.749 *** (9.36)	43.238 *** (12.26)	5.836 *** (2.64)
OD	-1.603 *** (-2.93)	-0.338 (-0.56)	-2.223 *** (-4.82)
FD	2.534 *** (3.35)	24.486 *** (4.86)	3.238 *** (8.55)
R-squared	0.879	0.889	0.806
N	372	372	372
F		449.33 *** [0.000]	252.56 *** [0.000]
Wald chi ²	2382.58 *** [0.000]		
B-P LM test(chi ²)			597.81 *** [0.000]
F(all u _i =0)		27.01 *** [0.000]	
Hausman test	7.79 [0.254]		

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%水平上显著, α 为常数项,N为样本数,方括号中的数值为P值,括号中的数值为t值。

由表 6 可知,异质性因素对基本医疗卫生服务供给能力产生了不同的影响。政府本级财力对基本医疗卫生服务供给能力存在显著的正向影响,当政府本级财力提高 1% 时,基本医疗卫生服务供给能力将提高 8.564%。地方政府本级财力越雄厚,越能为医疗卫生服务供给提供更多的财力支持^[20]。政府间财政转移支付对基本医疗卫生服务供给能力具有显著的正向影响,当转移支付水平提高 1% 时,基本医疗卫生服务供给能力将提高 2.070%。加大对落后地区的财政转移支付力度能够调节地方政府财力,缓解地区间由于财力及医疗卫生服务供给成本差异所导致的不均等问题^[21]。财政分权度对基本医疗卫生服务供给能力存在显著负向效应,这意味着我国现行的财政分权体制是影响医疗卫生服务供给空间差异的重要因素,在一定程度上抑制了基本医疗卫生服务的有效供给。财政分权对

医疗卫生服务供给的负向影响主要表现在:财政分权实施的结果是地方政府承担过多的医疗卫生服务支出责任,易使地方政府陷入收支困境,造成医疗卫生服务供给能力不足^[21]。城镇化率对基本医疗卫生服务供给能力存在显著正向驱动效应,当城镇化率提高1%时,基本医疗卫生服务供给能力将提高28.749%,这说明城镇化的推进会促进辖区经济社会发展,进而对该地区政府的财力水平产生正向影响,从而促进其医疗卫生服务供给能力的提高^[13]。对外开放程度对基本医疗卫生服务供给能力存在负向效应,当对外开放程度提高1%时,基本医疗卫生服务供给能力则会降低1.603%,表明对外开放程度对医疗卫生服务的供给有一定的抑制性。人口密度对基本医疗卫生服务供给能力具有显著正向影响,当人口密度提高1%时,基本医疗卫生服务供给能力将提高2.534%。

六、结论与政策建议

本文利用2007~2018年我国基本医疗卫生服务供给指数,采用核密度估计、马尔科夫链分析法、Dagum基尼系数及面板回归分析对我国基本医疗卫生服务供给能力的动态演进及空间差异进行实证研究,得出的研究结论是:第一,从核密度估计动态特征分析来看,全国总体及东、中、西部地区内的基本医疗卫生服务供给能力整体呈上升态势,其中全国与东部地区具有两极分化现象,存在梯度效应,而中西部地区的供给能力均衡化程度有所提高。第二,从马尔科夫链动态特征分析来看,观测期内我国基本医疗卫生服务供给能力整体向高水平方向转移,发生跨越式转移的概率较小;地理空间因素对我国基本医疗卫生服务供给能力各类型间的动态转移具有较为显著的影响,供给能力较高的省市具有正向溢出效应。第三,从空间差异及原因分析来看,我国基本医疗卫生服务供给能力的总体差异、地区内差异以及地区间差异在观测期内均呈缩小态势,但空间差异仍然存在;政府本级财力、转移支付水平、城镇化水平和人口密度对我国基本医疗卫生服务供给整体空间差异的正向影响较为显著,财政分权度和对外开放程度则对其产生负向影响。

依据上述结论,本文提出以下政策建议:第一,重视地区间“空间联动”作用,增强供给能力较强地区的正向溢出效应。在“健康中国2030”战略实施的背景下,发达地区与落后地区之间应在“共享”理念导向下充分利用现代信息技术手段搭建互动平台,创立“互联网+”医院模式,以提高人民群众健康水平为目标,实现地区间在医疗设备、医疗技术、医务人员、医疗成果等方面的合作交流,创新医疗卫生服务领域的交流互助和精准帮扶机制,发挥供给能力较强地区的辐射带动作用,增强地区间基本医疗卫生服务供给上的良性互动,努力促进基本医疗卫生服务的均衡发展。第二,根据不同地区政府财力与经济发展水平,采取差异化的医疗卫生服务供给能力提升策略。地区基本医疗卫生服务供给能力与地方政府财力、经济发展水平的内在关联性较强,政府财力与经济发展水平的空间差异性在一定程度上导致了基本医疗卫生服务供给的空间非均衡格局。因此,对自身财力较强、经济发展水平较高的地区,应重点引导其加快构建医疗卫生支出绩效管理体系,加强对支出目标、过程和结果的控制,提高医疗卫生资金使用效率,为医疗卫生服务的有效供给提供保障;对政府自身财力较弱与经济发展水平较低的地区,应在加快推进城镇化进程的基础上,加大政府间医疗卫生专项转移支付力度,拓宽地方政府的税源,努力解决其财政资金紧缺问题,从而大力促进区域经济向高水平、均衡化方向发展,缓解因财政能力差异引起的医疗卫生服务供给的非均衡格局。第三,优化财政集权与分权体系,构建权责清晰的中央与地方政府间基本医疗卫生服务事权与支出责任划分模式。根据《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的通知》(国办发〔2018〕67号),细化政府间有关基本医疗卫生服务供给的事权与支出责任界定。将受益范围覆盖全国或跨地区的重大公共卫生服务确定为中央政府的事权并担负相应的支出责任;将涉及基本民生问题的医疗卫生服务确定为共同事权,由中央与地方政府共同承担支出责任;其他事务则根据隶属关系确定事权与支出责任归属。对于基本医疗卫生服务共同事权的具体界定,应根据不同地方经济发展与财力水平,实行差异化政策,明确不同地方政府承担的投入比例和责任,并在实践中根据财政经济状况及医疗卫生服务需求与标准的动态变化适时调整,为基本医疗卫生服务均等化发展奠定财政基础。第四,深化医疗卫生服务供给侧结构性

改革,形成高效、协调、可持续的基本医疗卫生服务供给体系。应加大医疗卫生人才培养力度,制定对相对落后地区的人才支持政策,鼓励医疗卫生人员向相对落后地区流动;完善医疗卫生领域的分级管理体系,重点加强基层医疗卫生服务机构的力量,提高医疗卫生服务的便利性和可及性;根据医疗卫生服务需求的地区差异,建立地区间医疗卫生服务供给与需求的协调机构,了解和把握各地区的供需动态并进行政策协调,提高医疗卫生服务供给的地区适应性和针对性。

参考文献:

- [1] 周婷.防控新型冠状病毒肺炎彰显中国特色医疗卫生制度显著优势[J].上海经济研究,2020,(4):54—58.
- [2] 周焕,贺俊,刘亮亮.财政分权视角下的公共卫生支出问题研究[J].中国卫生经济,2016,(6):36—39.
- [3] 胡洪曙.中国基本公共服务供给指数报告(2017)[M].北京:经济科学出版社,2018.
- [4] 高萍.区域基本医疗卫生服务均等化现状、成因及对策——基于全国各省面板数据的分析[J].宏观经济研究,2015,(4):90—97.
- [5] 戴明锋.我国基本医疗卫生服务水平均等化研究[J].中国卫生信息管理杂志,2018,(3):334—338.
- [6] 谢星全.基本公共服务质量评价研究——以基本医疗卫生服务为例[J].宏观质量研究,2018,(1):44—54.
- [7] 孙德超.地区医疗卫生服务均等化评价指标体系的构建[J].中国行政管理,2013,(9):47—50.
- [8] 邹文杰,蔡鹏鸿.公共卫生支出、人口聚集与医疗卫生服务均等化[J].上海财经大学学报,2015,(3):59—67.
- [9] 颜建军,徐雷,谭伊舒.我国公共卫生支出水平的空间格局及动态演变[J].经济地理,2017,(10):82—91.
- [10] 李强谊,钟水映.我国财政医疗卫生支出的空间差异及分布动态演进——基于 Dagum 基尼系数分解与 Kernel 密度估计的实证研究[J].财经论丛,2016,(10):19—28.
- [11] 辛冲冲,李健,杨春飞.中国医疗卫生服务供给水平的地区差异及空间收敛性研究[J].中国人口科学,2020,(1):65—77.
- [12] 杨光.省际间基本公共服务供给均等化绩效评价[J].财经问题研究,2015,(1):111—116.
- [13] 朱铭来,胡祁.医疗卫生支出与经济增长——基于医疗保障制度调节效应的实证研究[J].上海经济研究,2020,(5):81—95.
- [14] Deepak, K.B., Umakant, D. Examining the State Level Heterogeneity of Public Health Expenditure in India: An Empirical Evidence from Panel Data[J]. Inderscience Publishers, 2018, 17(1):75—95.
- [15] 孙丽.公共财政支出与实际经济增长:规模、结构与外部溢出[J].宏观经济研究,2019,(4):18—29.
- [16] 丁忠毅,谭雅丹.基本医疗卫生服务均等化的政府间事权与支出责任划分之维[J].经济问题探索,2019,(8):45—52.
- [17] 陈明华,张晓萌,刘玉鑫,仲崇阳.绿色 TFP 增长的动态演进及趋势预测——基于中国五大城市群的实证研究[J].南开经济研究,2020,(1):20—44.
- [18] Dagum, C. A New Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4):515—531.
- [19] 蒋团标,刘慧.中国财政医疗卫生支出规模差异及影响因素分析[J].统计与决策,2019,(17):111—115.
- [20] 刘军,杨浩昌,张三峰.中国基本公共服务供给的决定因素研究[J].南京社会科学,2015,(5):33—39.
- [21] 吉富星,鲍曙光.中国式财政分权、转移支付体系与基本公共服务均等化[J].中国软科学,2019,(12):170—177.

(责任编辑:肖加元)