

# 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<sup>\*</sup>

辛冲冲 李 健 杨春飞

**【摘 要】**文章通过构建医疗卫生服务供给评价指标体系,利用 2007~2017 年中国省级面板数据,采用熵权法合成单一化指数,刻画各省医疗卫生服务供给水平。在此基础上,运用核密度估计图、Dagum 基尼系数对其分布动态演进过程、地区差异及来源进行探析,借助变异系数法、空间杜宾模型和 MLE 估计法揭示其  $\sigma$  收敛和  $\beta$  收敛特征。研究结果表明:(1)全国及东、中、西部三大区域医疗卫生服务供给水平均呈稳步上升态势,但全国与中部区域表现出不同程度的梯度效应,具有多极和两极分化现象,而东部和西部区域则均不存在明显分化现象。(2)总体差异、区域内差异及区域间差异均呈减弱趋势,其中区域间差异对总体差异贡献占比最大,区域内差异和超变密度贡献占比较小。(3)全国整体与三大区域医疗卫生服务供给水平差异演变趋势既存在  $\sigma$  收敛特征,也存在绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛特征,且都在  $\beta$  收敛中呈现显著的空间溢出效应。最后,依据研究结论,文章提出相关政策建议。

**【关键词】**医疗卫生服务供给水平 分布动态 地区差异 空间收敛 中国

**【作 者】**辛冲冲 中国社会科学院财经战略研究院,博士后;李 健 渤海大学经济学院,副教授;杨春飞 中南财经政法大学财政与税务学院,硕士研究生。

## 一、引 言

改革开放以来,中国经济发展和各项社会事业取得了举世瞩目的成就,但地区发展不平衡、不充分的问题日益突出。其中,医疗卫生服务供给上表现出的非均衡性与广大人民群众生命安全和身体健康密切相关。这种非均衡不仅有违国家坚持维护社会公平正义的原则,也明显脱离了建设“全民健康”的愿景,国家对此高度重视,将长期致力于为城乡居民提供公平可及、系统连续的医疗卫生服务视为经济社会发展的重大战略任

<sup>\*</sup> 本文为国家社会科学基金项目“促进京津冀协同创新的地方政府间财政策略性互动机制研究”(编号:17BJY162)的阶段性成果。

务。近年来,中央政府相继通过“基本公共服务均等化”“区域均衡发展”“健康中国”等战略,以及“医疗卫生服务体制”改革,力图破除长期地区间供给不均衡、不充分的问题。在这一系列战略实施与相关改革推进下,中国各地医疗卫生服务供给均等化现状如何,有何变化,距离预期目标还有多远?显然,对这些问题进行探究十分必要。

国内外学者已就医疗卫生服务供给的空间差异进行了大量研究。有研究发现,医疗卫生服务供给在加拿大、美国、西班牙、意大利、阿根廷、印度等发达、欠发达国家均存在不同程度的空间非均衡现象(Matteo, 2000; Wang, 2009; Costa-Font 等, 2007; Signorelli 等, 2016; Lago 等, 2012; Behera 等, 2019)。国内一些研究发现,区域间、省域间和省域内部的医疗卫生资源投入均存在不同程度的非均衡现象,但随着经济社会发展,这种非均衡现象有明显改善(冯海波、陈旭佳, 2009; 兰相洁, 2010; 和立道, 2011; 颜建军等, 2017)。也有一些学者通过建立评价指标体系进行综合评估。通常的做法是,先选取每千人病床数、每千人卫生技术人员数等多维产出指标构建一套评价指标体系,然后采用主成分分析法、因子分析法、熵权法等研究方法,得到单一指数,或直接对其进行统计分析,或利用变异系数、泰尔指数等方法对地区差异程度进行测算后,再进行时空分析。研究结论普遍认为,地区差异明显存在于全国不同区域、省域之间,空间格局总体呈“东高西低”的分布特征(李凌、卢洪友, 2008; 李晓燕, 2012; 张文礼、谢芳, 2012; 龚锋、卢洪友, 2013; 邹文杰、蔡鹏鸿, 2015; 严雅娜、谭建立, 2016),省域内部的地区差异问题也同样突出(邱虹、杨宇, 2012)。还有少数学者从效率视角切入,通过采用 DEA 方法分析发现,地区间医疗卫生投入—产出效率的不均衡状况同样突出(金荣学、宋弦, 2012; 胡玉杰, 2018)。

通过梳理已有文献可以发现,国内学者对医疗卫生服务供给的地区差异研究存在以下不足:(1)评价指标体系设计不够合理和全面,多数缺少结果类指标,这可能会降低评估结果的准确性;(2)已有研究鲜见对其分布动态演进过程、地区差异及其来源、空间收敛特征等内容展开全面、系统性探讨,更为关键的是,缺乏时空分析方法的合理运用,往往导致分析不够全面、估算结果不够准确(Dagum, 1997; 梁红艳, 2018)。鉴于此,本文尝试对既有评价指标体系加以拓展优化,利用中国省级面板数据,借助于熵权法对各省医疗卫生服务供给水平进行量化评估,揭示医疗卫生服务供给水平的时空演变特征。

## 二、研究设计

### (一) 医疗卫生服务供给水平评价指标体系

构建评价指标体系已成为诸多学者对医疗卫生服务供给水平进行综合评估的主流模式,这种模式比仅选取单一投入类或者产出类指标进行实证评估更全面,评估结果既更为可信也更加接近于客观现实(魏福成、胡洪曙, 2015)。因此,本文采取同样的做法,在参考借鉴李凌和卢洪友(2008)、唐天伟等(2013)、严雅娜和谭建立(2016)相关研究的基

础上,遵循可比性、客观性等原则,从投入、产出、结果 3 个方面切入,尝试对既有指标体系进行拓展和优化,使构建的评价指标体系更加全面、合理(见表 1)。

(二) 研究方法

本文主要对 2007~2017 年 31 个省份医疗卫生服务供给水平的分布动态演进、地区差异及其来源和空间收敛特征进行分析,首先利用熵权法测算样本期内各省域医疗卫生服务供给水平评价指数,然后采用核密度估计图刻画样本期内中国医疗卫生服务供给水平的动态演进过程,再运用 Dagum 基尼系数及分解法揭示中国医疗卫生服务供给水平地区差异大小及其来源。此外,借鉴魏晓敏和王林杉(2018)、梁红艳(2018)的做法,一方面利用变异系数法研判中国医疗卫生服务供给水平的  $\sigma$  收敛特征;另一方面通过构建拓展后的空间收敛模型和 MLE 估计方法对中国医疗卫生服务供给水平的  $\beta$  收敛特征进行识别。

$\beta$  收敛是基于新古典经济学中经济趋同理论衍生而来,起初用于地区或国家间经济增长方面的趋同性探讨(Islam, 2003),之后逐步应用于不同学科。 $\beta$  收敛内涵在本文中可理解为,初始医疗卫生服务供给水平低的地区增长较快,不同地区供给水平增长率与其初始水平呈负相关关系。由于

表 1 医疗卫生服务供给水平评价指标体系

指标层	权重(w)	指标属性
财力投入		
人均医疗卫生财政支出(元)	0.0830	+
医疗卫生支出占地区财政支出比重(%)	0.0703	+
医疗机构密度		
人均医疗卫生机构数(个/万人)	0.0885	+
单位面积医疗卫生机构数(个/万平方公里)	0.1329	+
人力资源		
每千人卫生技术人员数(人/千人)	0.0542	+
每千人口执业(助理)医师数(人/千人)	0.0649	+
每千人口注册护士数(人/千人)	0.0681	+
医护比	0.0188	-
机构服务容量		
每千人拥有卫生机构床位数(张/千人)	0.0713	+
人均医疗卫生机构诊疗人次(人)	0.0950	+
孕产妇保健水平		
建卡率(%)	0.0150	+
孕产妇系统管理率(%)	0.0244	+
产前检查率(%)	0.0165	+
产后访视率(%)	0.0190	+
住院分娩率(%)	0.0087	+
孕妇死亡率(1/10 万)	0.0071	-
幼儿保健水平		
围产儿死亡率(%)	0.0166	-
5 岁以下重度营养不良比重(%)	0.0196	-
新生儿访视率(%)	0.0131	+
3 岁以下儿童系统管理率(%)	0.0282	+
7 岁以下儿童保健管理率(%)	0.0170	+
疾病防控水平		
法定报告传染病发病率(1/10 万)	0.0173	-
法定报告传染病死亡率(1/10 万)	0.0143	-
健康水平		
平均预期寿命(岁)	0.0362	+

注:表中指标权重 w 通过熵权法逐步计算得出。

应用前提条件不同,  $\beta$  收敛分为绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛。绝对  $\beta$  收敛是指在不考虑经济规模、财政自给率等一系列地区异质性因素情形下, 随着时间推移, 各地区医疗卫生服务供给水平最终将逐渐收敛到同一个稳态均衡点。而条件  $\beta$  收敛是指在充分考虑了上述因素影响后, 各地区最终会收敛到各自的稳态水平。考察绝对  $\beta$  收敛的模型通常设定为:

$$\ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln MHS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$  表示地区,  $t$  表示时间;  $MHS_{i,t+1}$ 、 $MHS_{i,t}$  分别表示  $i$  地区在  $t+1$  时期和  $t$  时期的医疗卫生服务供给指数;  $\ln(MHS_{i,t+1}/MHS_{i,t})$  表示  $i$  地区在  $t$  至  $t+1$  时期跨度内医疗卫生服务供给指数的年度增长率;  $\beta$  为待估收敛参数, 若  $\beta < 0$  意味着存在  $\beta$  收敛趋势, 反之则说明存在发散趋势;  $\alpha$  为常数项;  $\mu_i$  和  $\eta_t$  分别表示地区与时间效应;  $\varepsilon_{it}$  表示随机干扰项。

事实上, 地区之间通常会因劳动力、资本或技术等要素的跨区域流动而存在不同程度的空间依赖性, 因此, 在模型设定时有必要考虑空间效应, 才能使估计结果更为可信。具体操作上, 若检验得出地区间存在显著空间相关性时, 采用空间计量模型进行实证估计更为合理。常用空间计量模型包括空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)与空间杜宾模型(SDM), 选择哪种模型需要经过检验。上述 3 种空间面板模型设定为:

$$\ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right) = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln\left(\frac{MHS_{j,t+1}}{MHS_{j,t}}\right) + \beta \ln MHS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln MHS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \sigma_{it} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right) = & \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln\left(\frac{MHS_{j,t+1}}{MHS_{j,t}}\right) + \beta \ln MHS_{i,t} + \\ & \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln(MHS_{j,t}) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,  $\rho$  表示被解释变量的空间自回归系数, 反映邻近区域被解释变量的影响。  $\lambda$  表示误差项的空间自回归系数, 反映随机冲击。  $\theta$  表示解释变量的空间自回归系数, 反映邻近区域解释变量的影响。  $W_{ij}$  表示空间权重矩阵, 采用 0-1 邻接权重矩阵。其余变量含义与式(1)相同。

条件  $\beta$  收敛模型在绝对  $\beta$  收敛模型基础上加入控制变量, 这不仅会使估计结果更具说服力, 也会提高其准确性。新经济增长理论认为, 在考虑了不同时间点、不同地区或国家经济社会发展状况后, 收敛结论可能会出现明显差异。因此, 外部环境是分析收敛问题时必须考虑的重要因素(Romer, 1986; Lucas, 1990)。模型设定为:

$$\ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln MHS_{i,t} + \delta \ln CV_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right)=\alpha+\rho\sum_{j=1}^N W_{ij}\ln\left(\frac{MHS_{j,t+1}}{MHS_{j,t}}\right)+\beta\ln MHS_{i,t}+\delta\ln CV_{i,t}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right)=\alpha+\beta\ln MHS_{i,t}+\delta\ln CV_{i,t}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it}=\lambda\sum_{j=1}^N W_{ij}\varepsilon_{it}+\sigma_{it} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{MHS_{i,t+1}}{MHS_{i,t}}\right)=\alpha+\rho\sum_{j=1}^N W_{ij}\ln\left(\frac{MHS_{j,t+1}}{MHS_{j,t}}\right)+\beta\ln MHS_{i,t}+\theta\sum_{j=1}^N W_{ij}\ln(MHS_{j,t}) \\ +\delta\ln CV_{i,t}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $\delta$  为控制变量待估参数, $CV$  为控制变量。其他变量含义与式(1)至式(4)相同。

### (三) 指标选择与数据来源

#### 1. 指标选择

指标具体选择上,主要借鉴叶俊(2016)、严雅娜和谭建立(2016)、蒋团标和刘慧(2019)的研究,并结合研究需要,选取以下指标作为控制变量:(1)经济发展水平(GDP),用人均 GDP 表示。(2)财政自给率(FR),用地方政府预算内收入与其预算内支出之比表示。(3)城镇化率(UR),用城镇人口与常住总人口之比表示。(4)人口密度(PD),用每平方千米内的常住总人口数表示。(5)外商直接投资(FDI),用人均实际 FDI 表示。(6)对外开放度(OP),测算公式为:对外开放度 = 各地区进出口总额 ÷ 各地区 GDP。

#### 2. 数据来源

本文考察样本为 2007~2017 年省级面板数据。文中涉及的评价指标体系中基础指标和控制变量数据主要来自 2008~2018 年《中国统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国贸易外经统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》,以及各省历年统计年鉴。此外,为了避免部分数值型指标数据因价格波动对实证估计结果造成影响,这些指标数据均通过价格指数平减为以 2007 年为基期的可比数据。

## 三、医疗卫生服务供给水平的分布动态

### (一) 全国层面

图 1a 呈现了 2007~2017 年 31 个省份医疗卫生服务供给水平的分布动态演进趋势,从中可知:(1)从分布位置看,曲线中心位置逐年右移,说明全国整体医疗卫生服务供给水平总体呈明显上升态势。(2)从分布形态看,曲线主峰高度呈逐步上升趋势,宽度呈逐步收窄趋势,这表明全国整体离散程度趋于下降。(3)从分布延展性看,分布曲线不存在明显的细长右拖尾特征,其分布延展性总体呈温和收敛趋势,这说明供给水平相对落后省份具有相对更快的增速,与发达省份之间的差距整体趋于缩小。(4)从极化现象看,观测期内分布曲线持续表现为“多峰”状态,由一个主峰和两个侧峰构成,侧峰峰值变化相对稳定且明显低于主峰峰值,这意味着 31 个省份医疗卫生服务供给水平具



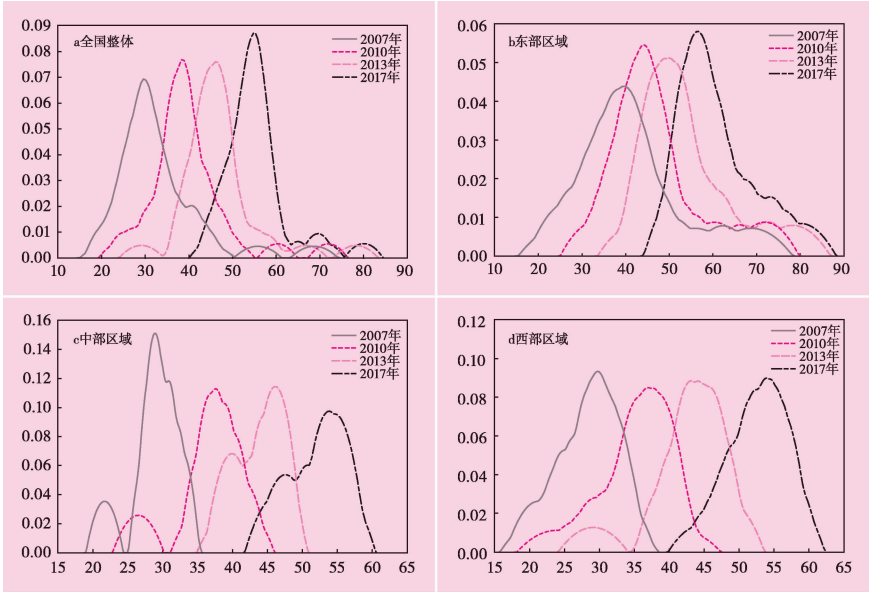


图1 全国整体及三大区域医疗卫生服务供给水平的分布动态

右移,说明三大区域医疗卫生服务供给水平总体明显上升。(2)从分布形态看,三大区域表现稍有不同。东部区域主要表现为“主峰高度—略微下降—上升”、宽度“变窄—略微变宽—变窄”的演变过程,总体表现为“主峰高度上升、宽度变宽”;中部区域总体表现为“主峰高度下降、曲线宽度变大”的演变趋势;西部区域则主要表现为“主峰高度—小幅下降—轻微上升”、宽度“变宽—变窄”过程,总体表现为“主峰高度下降、宽度变大”;由此说明东部区域内部离散程度有明显降低,而中、西部区域内部离散程度则分别有明显和小幅上升。(3)从分布延展性看,三大区域均不存在明显的拖尾特征,但各区域延展性变化略有差异。东部区域主要经历了“温和收敛”的变化过程,总体呈收敛趋势;中部区域经历了“逐步左拓宽”的变化过程,总体呈小幅拓宽趋势;西部区域经历了“拓宽—轻微收窄”的变化过程,总体呈轻微拓宽趋势;这说明东部区域内部省际差距逐渐缩小,而中、西部区域内部极有可能同时出现“放缓与加快”并存,省际差距均有不同程度的扩大。(4)从极化现象看,东部区域主要经历了“双峰—单峰”的演变过程,最终呈单峰状态,不具有明显两极或多极分化趋势;中部区域持续表现为“高低并邻”的双峰状态,且左侧峰峰值呈持续上升趋势,具有明显的梯度效应,存在两极分化现象;西部区域主要经历了“单峰—双峰—单峰”的变化过程,最终呈单峰状态,两极或多极分化现象尚未凸显。综合来看,中部区域主要表现为“分散化”区域集聚特征,东部与西部区域主要呈“聚合性”区域集聚特征。

#### 四、医疗卫生服务供给水平的地区差异及其来源

为了进一步剖析地区相对差异大小并识别差异来源,本文采用 Dagum 基尼系数法

有一定的梯度效应,呈微弱多极分化现象,地区差异问题依然存在。

#### (二) 区域层面

图 1b、图 1c 和图 1d 分别呈现了 2007~2017 年三大区域医疗卫生服务供给水平的分布趋势。从各图中可以看出:(1)从分布位置看,三大区域曲线中心位置均明显

进行差异分解。具体结果如图 2 所示。

(一) 总体差异

图 2 显示,2007~2017 年总体基尼系数主要呈稳步下降态势,尽管 2016 年出现一定的轻微回弹态势,但整体下降趋势并未出现明显逆转。具体来看,总体基尼系

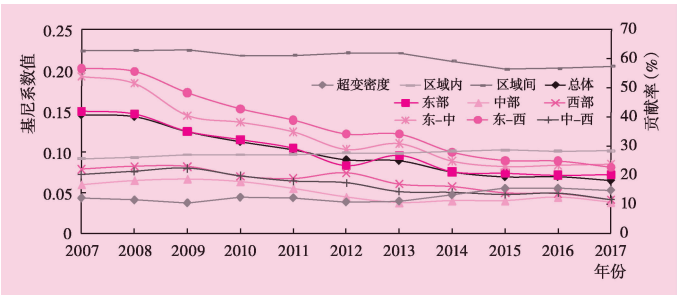


图 2 2007~2017 年医疗卫生服务供给水平的总体差异、区域内差异、区域间差异及差异来源演变趋势

数由 2007 年的 0.1450 降至 2017 年的 0.0644,下降了近 0.0805,降幅高达 55.56%,年均降幅为 7.79%左右。其原因是,近十余年在国家“以人为本”发展理念的驱动下,且随着“基本公共服务均等化”“区域均衡发展”“健康中国”等战略的实施和“医疗体制改革”的推进,以及对落后地区的政策支持及其自身后发优势的持续驱动等诸多因素的影响,全国空间差异不断趋于下降,均衡性得以提高。当然,在肯定这一显著成效的同时,也要认识到基尼系数依然偏高,与“均等化”目标要求尚有距离,未来仍具有继续缩小的空间和潜力。

(二) 区域内差异

由图 2 可知,东、中、西部三大区域基尼系数走势总体均保持下降,但变化过程略有不同。具体来看,尽管东部区域于 2013 和 2017 年出现两次小幅上扬但总体表现为稳步下降的变化过程;中部区域主要表现为频繁的波动过程,总体呈小幅下降走势;西部区域与东部类似,2008 和 2012 年出现两次小幅回升,但次年均折返下降,总体趋势以明显下降为主。截至 2017 年,东、中、西部基尼系数分别比 2007 年下降了 0.0775、0.0216、0.0371,降幅依次达 51.92%、36.43%、47.44%。总体来看,近年来各区域内部差异均有不同程度下降,差距不断缩小,均衡程度总体明显上升。2007~2017 年,东、中、西部三大区域均值分别为 0.1006、0.0500、0.0643,总体表现为“东部>西部>中部”的分布格局。换言之,区域内部不均衡程度最大的是东部区域,中部区域最低,西部区域次之。其原因可能是,一方面得益于经济社会的稳步发展,以及“基本公共服务均等化”“健康中国”等战略的实施和“医疗体制改革”的推进,各区域内部差距在这系列有利条件驱动下趋于缩小。另一方面由于中国幅员辽阔,各区域不同省份因其区位、资源禀赋、经济规模、财政能力等方面的差距,也带来省际医疗卫生服务供给的显著差距。其中,东部和西部两大区域的省份相对较多,差异更大。例如,东部区域地理位置相毗邻的北京与河北、广东与海南,西部区域的四川与西藏、陕西与新疆,这些省份在多方面具有明显差距。相比之下,中部区域省份相对较少,除吉林和黑龙江集中分布于东北之外,其余省份分布较为集中,且各方面发展相似度较高,医疗卫生服务供给由此表现得更为均衡。

### （三）区域间差异

从图2可以看出,2007~2017年,三大区域间基尼系数整体走势以下降为主。具体表现为,东部和中部区域间基尼系数表现为“稳步下降(2007~2015年)—小幅回升(2016~2017年)”的变化过程;东部和西部区域间基尼系数主要呈逐年稳步下降;中部和西部区域间基尼系数呈频繁小幅波动,但总体趋于下降的变化过程。截至2017年,东部和中部、东部和西部以及中部和西部区域间基尼系数分别比2007年分别下降了0.1074、0.1209、0.0305,降幅依次高达55.95%、59.93%、42.59%。总体而言,2007~2017年,三大区域医疗卫生服务供给水平区域间差异均有明显下降,降幅最大者是东部和西部,东部和中部次之,中部和西部降幅最小。从区域间比较来看,东部和中部、东部和西部、中部和西部区域间基尼系数期内均值分别为0.1209、0.1329、0.0599,这意味着东部和中部、东部和西部区域间不均衡程度均较高,中部和西部区域间不均衡程度较低。主要原因是,东部区域无论是其经济发展水平、财政能力、基础设施、产业布局等基础条件,还是其医疗卫生服务体系建设和完善程度均要明显优于中、西部区域。比较而言,中、西部区域在经济社会发展和公共服务建设等各方面发展整体落后,差距相对较小,均衡性较高。

### （四）差异来源及其贡献

从图2可以看出,2007~2017年,区域间差异对总体差异形成的贡献率在多次波动变化中总体呈下降趋势,而区域内差异和超变密度则均在波动变化中呈小幅上升趋势。截至2017年,区域间差异贡献率由2007年的62.46%降至57.19%,降幅为8.43%,而区域内差异和超变密度贡献率均分别由25.49%和12.05%升至28.16%和14.65%,增幅约为10.46%和21.58%。尽管区域内差异和超变密度贡献率均有提升,但观测期内均始终低于区域间差异贡献率。从贡献率均值看,占比最大者依然是区域间差异,高达60.18%,其次是区域内差异,为27.25%,贡献最小的是超变密度,为12.57%。由此不难得出,中国医疗卫生服务供给水平总体差异形成主要来自不同区域之间的差异,其次是来自区域内的差异,最后是来自于不同区域的交叉重叠问题,即超变密度。尽管后两者贡献率相对较小,不是造成总体差异的主要原因,但也不容小觑。

## 五、医疗卫生服务供给水平收敛性分析

在对中国地区间医疗卫生服务供给水平绝对差异和相对差异现状深入分析的基础上,为了进一步捕捉其差异演变的收敛机制,本文着重从 $\sigma$ 收敛、 $\beta$ 收敛两个方面进行探讨。

### （一） $\sigma$ 收敛检验结果分析

图3显示了2007~2017年全国及三大区域医疗卫生服务供给水平变异系数的变化趋势,以用于观测其 $\sigma$ 收敛特征。从演变趋势看,全国整体及东、中、西部三大区域变异系数尽管在不同时点呈现不同频次、不同幅度的波动,但总的变化趋势均趋于下降。截



至 2017 年,全国整体与三大区域变异系数值分别比 2007 年下降了 0.1681、0.1525、0.0461、0.0700,降幅分别为 56.32%、51.76%、38.19%、47.83%。可见,无论是全国还是分区域,医疗卫生服务供给水平的差异演化趋势均存在  $\sigma$  收敛趋势特征。

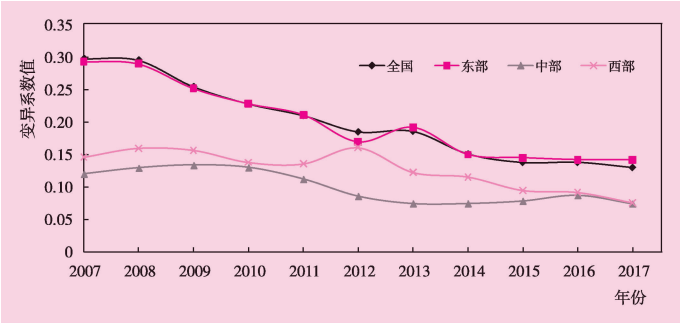


图 3 2007~2017 年全国及三大区域医疗卫生服务供给水平变异系数的演变趋势

(二)  $\beta$  收敛检验结果

1. 绝对  $\beta$  收敛检验结果

表 2 给出了全国及三大区域医疗卫生服务供给水平的绝对  $\beta$  收敛检验结果<sup>①</sup>。由估计结果可知:(1)全国与三大区域的收敛系数  $\beta$  均显著小于 0,表明全国与各区域医疗卫生服务供给水平增速与其初始值均存在负相关关系,存在绝对  $\beta$  收敛特征。换言之,在不考虑地区异质性因素情况下,落后省份的增速比发达省份更快,各省最终会收敛到同一稳态均衡水平。(2)空间滞后收敛系数在全国及三大区域层面均显著为正,具有明显的空间溢出效应,说明各省医疗卫生服务供给水平的增速不仅依赖于本省供给水平的变化,也依赖于邻省供给水平的变化。(3)空间自回归系数  $\rho$  在全国及三大区域层面均显著为正,表明各省医疗卫生服务供给水平的增速变化具有明显的空间溢出效应,空间的互动性在收敛过程中扮演重要角色。(4)全国整体及三大区域的收敛速度分别为 0.0274、0.0246、0.0266、0.0281,总体表现为“西部 > 中部 > 东部”的空间分布特征,与新古典经济中的收敛理论基本相符。但是,绝对  $\beta$  收敛检验没有考虑除初始值之外的地区

表 2 全国及三大区域医疗卫生服务供给水平绝对  $\beta$  收敛检验结果

变 量	全国	东部	中部	西部
$\beta$	-0.2396***(-5.45)	-0.2179***(-6.35)	-0.2332**(-2.45)	-0.2451**(-2.53)
$W \times \beta$	0.2000*** (3.75)	0.1681*** (5.18)	0.1759** (2.13)	0.2064* (1.68)
$\rho$	0.4221*** (7.56)	0.2057*** (4.21)	0.4149*** (8.74)	0.3030*** (6.01)
Log-likelihood	614.2107	238.9643	167.8463	212.0043
$R^2$	0.1743	0.2003	0.2471	0.1239

注:括号内数值为聚类稳健标准误下的  $z$  值; $\beta$  表示收敛系数; $W \times \beta$  表示空间滞后收敛系数; $\rho$  表示空间自回归系数,控制了个体效应,未控制时间效应。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

① 限于篇幅,本文仅给出 SDM 下固定效应的 MLE 估计结果,同时为验证估计结果是否稳健,本文进行了 SAR 模型、SEM 模型下固定效应的 MLE 估计,以及静态面板模型下固定效应、双向固定效应的 OLS 估计等,回归结果均表明结果具有稳健性。

异质性因素,可能会得到有偏的估计结果。如果考虑经济规模、财政自给率等地区异质性因素,收敛结果是否会发生较大变化? 还需要对其条件 $\beta$ 收敛特征进行检验。

2. 条件 $\beta$ 收敛检验结果

表3给出了全国及三大区域医疗卫生服务供给水平的条件 $\beta$ 收敛检验结果。根据回归结果可知:(1)全国及东、中、西部三大区域的收敛系数 $\beta$ 均显著小于0,说明全国及三大区域医疗卫生服务供给水平均存在条件 $\beta$ 收敛特征,这意味着在考虑了地区异质性因素之后各省均向各自稳态水平收敛。(2)空间滞后收敛系数 $W \times \beta$ 、空间自回归系数 $\rho$ 与绝对 $\beta$ 收敛检验结果部分解释相同,这里不再赘述。(3)就控制变量而言,以财政自给率(FR)为例,其回归系数在全国层面与东、西部区域均显著为正,在中部区域为正,但不显著;同时其空间滞后系数在全国层面和西部区域均显著为负,在东部和中部区域均不显著。由此说明,财政自给率的提高对全国整体和东、西部区域有利于其医疗卫生服务供给水平的提升,但对缩小地区差异不具有促进作用;而中部区域因其收敛系数不显著,对其影响无法做出明确判断。与此同时,邻近省份财政自给率的提升在全国层面和西部区域对缩小地区间差异具有促进作用,而东部和中部区域的空间溢出效应则不明显。类似的,其他控制变量的影响因样本不同也表现出一定异质性。(4)全国与三大区域收敛速度分别为0.0603、0.0762、0.0346和0.1104,空间格局表现为“西部>东部>中部”的分布特征,这说明在考虑了地区异质性因素之后,其收敛速度也发生了一定的变化。

表3 全国及三大区域医疗卫生服务供给水平条件 $\beta$ 收敛检验结果

变 量	全 国	东 部	中 部	西 部
$\beta$	-0.4527***(-4.08)	-0.5333***(-4.39)	-0.2927***(-5.64)	-0.6685***(-2.68)
$W \times \beta$	0.1821*(1.72)	0.2376*(2.49)	-0.0245(-0.18)	-0.0285(-0.13)
lnFR	0.1100**(2.32)	0.1757*** (3.78)	0.0713(0.56)	0.1902**(2.20)
$W \times \lnFR$	-0.1489***(-2.61)	-0.1174(-1.49)	0.0298(0.17)	-0.1672*(-1.92)
$\rho$	0.3668*** (7.02)	0.2261*** (5.02)	0.2650*** (3.69)	0.2290** (2.46)
Log-likelihood	646.6478	253.8689	183.3453	235.0066
$R^2$	0.3659	0.3886	0.5647	0.4224

注:同表2。

六、主要结论与政策建议

本研究发现:(1)2007~2017年,全国整体及三大区域医疗卫生服务供给水平总体均呈稳步上升态势,全国整体与东部区域的离散程度均有显著下降,但中、西部两区域离散程度略有上升。与此同时,全国整体与中部区域均表现出不同程度梯度效应,具有微弱多极和显著两极分化现象,而东、西部区域则均不存在明显分化现象。(2)全国整体、

区域内及区域间医疗卫生服务供给水平基尼系数均呈不同幅度下降态势,非均衡现象明显减弱。不过,区域间差异在总体差异中贡献占比持续最高,是最主要来源,而区域内差异与超变密度贡献占比均较小。(3)收敛检验结果表明,全国整体与三大区域医疗卫生服务供给水平变异系数总体均持续下降,与此同时,其收敛系数 $\beta$ 在加入和不加入控制变量情况下均显著小于0。由此得知,全国及三大区域医疗卫生服务供给水平的差异演化趋势不仅存在 $\sigma$ 收敛特征,也存在绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛特征。

综上所述,十余年来,在国家一系列战略实施、政策支持、经济增长、地区间空间互动和落后地区后发优势不断显现等诸多因素共同作用下,中国各省医疗卫生服务供给水平、均等化程度也有明显提高,但仍与“均等化”目标要求存在较大距离。因此,未来仍有必要加快从全方位、深层次、宽领域来持续推进医疗卫生服务均等化进程。对此,本文提出以下几点政策建议。

第一,加快推进全局性、协同性医疗卫生服务供给政策的制定和完善。长期以来医疗卫生服务供给不足、地区分布差距过大等问题广为诟病。尽管随着医疗体制改革与基本公共服务均等化、健康中国等战略的推进和实施,医疗卫生服务供给水平有较大提升,地区差异有所缩小,但非均衡现象依然凸显,特别是区域间差异仍较为严重,与“均等化”的实现目标存在明显差距。因此,为了提高医疗卫生服务供给的空间均等化程度,各地各级相关部门应继续强化其执政的“民本”理念,坚持贯彻以实现“基本公共服务均等化”为其目标导向。更为重要的是,中央与地方应继续协同深化推进医疗卫生体制改革进程,加快推进全局性、协同性医疗卫生服务供给政策的制定和完善。具体操作上,一方面,应加大力度惩治公立医疗机构中存在的过于注重“利益至上”的不良医疗行为,使其回归“初心”,切实体现其“公益”属性,以回应广大民众的利益诉求。另一方面,从全局出发,可考虑成立一个统筹协调专门机构,负责和监督区域导向政策文件的制定和执行,并根据各地区现实需要及时进行动态调整,切实发挥其对地区间的统筹协调作用,力争“补齐短板”。

第二,区域间和区域内各省之间应增强空间联动,践行“共享”发展理念。推动区域间及省际医疗卫生服务供给“均等化”目标的顺利实现,使民众能共享更为均等化的医疗卫生服务供给成果。在有赖于中央政策统筹协调支撑的有利条件下,也可通过增强区域间乃至区域内省际的空间联动来充分发挥“提低、稳高”的功能作用,更好践行“共享”发展理念。在具体实践中,地区之间可借助“学习效应、分享效应、竞争效应”等,加强医疗服务供给上的良性互动,竭力破除地区间由于“利益”诱惑而设定的一些阻碍因素或恶性“壁垒”,尽可能充分实现医疗资源、医疗技术、医疗成果的最大化利用。在必要的情况下,特别是落后地区与发达地区之间、城乡之间可考虑在“共享”发展理念导向

下搭建互动共享平台,创立、创新发达地区对落后地区的精准帮扶机制,使其切实发挥到“以点带面”的拉动与辐射作用,尤其是发达地区对落后地区、城市对乡村的全面带动,以期早日实现地区间、城乡间的协调发展。

第三,注重“造血”性驱动要素的增强,提升自我增长潜能。区域协同导向政策的支持及帮扶机制的建设虽然能够起到良好的提升作用,但医疗卫生服务供给水平落后地区不能“心存侥幸”、过度依赖“输血”性外部条件的短暂支持,而应注重对自身“造血”性驱动因素的挖掘和增强,从根本上提升自我增长潜能,真正缩短与发达地区的差距。各地政府相关部门应定期对其辖区医疗卫生服务供给水平进行调研,对自身定位及与其他地区的差距做出研判,对差距缺口的形成原因进行挖掘与分析,探寻能够缩小地区差距的主客观因素。根据相关评判结果,结合地区实际情况,主动加强有利要素的供给,削弱甚至消除不利要素的阻碍,并适时进行调整。力争做到内外部有利要素的充分利用和融合,提升落后地区“追赶”潜力,持续缩小与发达地区的差距,同时在推进“基本公共服务均等化”战略目标实施进程中做到不断审视自身,及时纠偏。

#### 参考文献:

1. 冯海波、陈旭佳(2009):《公共医疗卫生支出财政均等化水平的实证考察——以广东省为样本的双变量泰尔指数分析》,《财贸经济》,第11期。
2. 龚锋、卢洪友(2013):《财政分权与地方公共服务配置效率——基于义务教育和医疗卫生服务的实证研究》,《经济评论》,第1期。
3. 和立道(2011):《医疗卫生基本公共服务的城乡差距及均等化路径》,《财经科学》,第12期。
4. 胡玉杰(2018):《地方医疗卫生公共服务供给效率的区域差异性》,《系统工程》,第5期。
5. 金荣学、宋弦(2012):《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》,《财政研究》,第9期。
6. 蒋团标、刘慧(2019):《中国财政医疗卫生支出规模差异及影响因素分析》,《统计与决策》,第17期。
7. 兰相洁(2010):《中国区际公共卫生服务水平差异的变化:运用泰尔指数的测度方法》,《财经理论与实践》,第4期。
8. 李凌、卢洪友(2008):《城乡代表性基本公共品的多重结构:义务教育、医疗卫生与养老保险》,《改革》,第6期。
9. 李晓燕(2012):《区域基本卫生服务均等化影响因素分析》,《华南农业大学学报(社会科学版)》,第3期。
10. 梁红艳(2018):《中国城市群生产性服务业分布动态、差异分解与收敛性》,《数量经济技术经济研究》,第12期。
11. 邱虹、杨宇(2012):《基本公共卫生服务均等化的问题及对策——对云南省公共卫生服务系统的调查与分析》,《财政研究》,第5期。
12. 唐天伟等(2013):《我国省级政府基本公共服务均等化测度分析:2003~2012》,《经济管理》,第11期。
13. 魏福成、胡洪曙(2015):《我国基本公共服务均等化:评价指标与实证研究》,《中南财经政法大学学报》,

- 第 5 期。
14. 魏晓敏、王林杉(2018):《中国居民网络消费的区域差异测度及收敛性研究》,《数量经济技术经济研究》,第 7 期。
15. 颜建军等(2017):《我国公共卫生支出水平的空间格局及动态演变》,《经济地理》,第 10 期。
16. 严雅娜、谭建立(2016):《公共医疗卫生均等化的实证测度和影响因素探讨——2004~2013 年省级经验数据分析》,《福建论坛(人文社会科学版)》,第 12 期。
17. 叶俊(2016):《城镇化建设对省域基本医疗卫生服务均等化的影响——以中部六省数据为例》,《中南财经政法大学学报》,第 1 期。
18. 张文礼、谢芳(2012):《西北民族地区基本公共服务均等化研究——基于宁夏基本医疗卫生服务均等化的实证分析》,《西北师大学报(社会科学版)》,第 3 期。
19. 邹文杰、蔡鹏鸿(2015):《公共卫生支出、人口聚集与医疗卫生服务均等化》,《上海财经大学学报》,第 3 期。
20. Behera D.K., Mohanty R.K., Dash U.(2019), Cyclicalities of Public Health Expenditure in India: Role of Fiscal Transfer and Domestic Revenue Mobilization. *International Review of Economics*. 14(3):1-24.
21. Costa-Font J., Pons-Novell J.(2007), Public Health Expenditure and Spatial Interactions in a Decentralized National Health System. *Health Economics*. 16(3):291-306.
22. Dagum C.(1997), Decomposition and Interpretation of Gini and the Generalized Entropy Inequality Measures. Proceeding of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 157th Meeting, 200-205.
23. Islam N.(2003), What have We Learn from the Convergence Debate?. *Journal of Economic Surveys*. 17(3):309-362.
24. Matteo L.D.(2000), The Determinants of the Public-private Mix in Canadian Health Care Expenditures: 1975-1996. *Health Policy*. 52(2):87-112.
25. Lago F.P., Moscoso N.S., Elorza M.E., Ripari N.V.(2012), Decentralization and Equity: Public Health Expenditure in the Municipalities of the Province of Buenos Aires. *Salud Colectiva*. 8(3):263-274.
26. Lucas R.E.(1990), Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Country?. *The American Economic Review*. 80(2):92-96.
27. Romer P.M.(1986), Increasing Return and Long-run Growth. *Journal of Political Economy*. 94(5):1002-1037.
28. Signorelli C., Odone A., Bianco D., Di Vivo N., Bevere F.(2016), Health Expenditure for Prevention in Italy (2006-2013): Descriptive Analysis, Regional Trends and International Comparisons. *Epidemiologia e Prevenzione*. 40(5):374-380.
29. Wang Z.(2009), The Convergence of Health Care Expenditure in the US States. *Health Economics*. 18(1):55-70.

(责任编辑:朱 犁)