

【医疗保障】

中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域差异及收敛性研究

朱德云 刘 慧

【摘要】本文基于2012-2020年中国265个地级市层面数据,运用熵权法和信息熵原理测度了城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平。在此基础上,采用核密度估计和Dagum基尼系数分解法揭示出中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的分布格局和区域差异,并通过变异系数和收敛模型考察了东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化的收敛特征。研究发现,全国和东中西部城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平都呈现波动上升的态势,城乡医疗卫生基本公共服务均等化整体建设持续向好。全国和东西部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平具有分散化集聚特征,而中部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平则呈现聚合性集聚趋势。同时,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的总体差异呈现小幅递减的趋势,超变密度是总体差异的主要来源,区域内差异次之,区域间差异最小。此外,全国和东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平具有明显的绝对 β 收敛和条件 β 收敛特征,均等化水平较低的西部地区向高水平收敛的速度更快。本文的研究可以为医疗卫生资源的合理配置提供参考依据,并有助于推进医疗卫生领域的城乡协调发展和区域协调发展。

【关键词】城乡医疗卫生基本公共服务均等化;区域差异;空间收敛

【作者简介】朱德云,山东财经大学财政税务学院;刘慧,山东财经大学财政税务学院。

【原文出处】《宏观经济研究》(京),2022.10.143~160

一、引言

改革开放以来,党和国家高度重视公共医疗卫生事业的发展,并将建设完善、均等的公共医疗卫生体系作为服务人民的重要着力点。现如今,中国已全面建成小康社会,并历史性地解决了绝对贫困问题,而随着生活水平的提高,人民群众对于医疗卫生公共服务的需求不断增加。与此同时,在新冠肺炎疫情的冲击下,城乡间医疗卫生公共服务供给不均等问题也逐渐凸显。为此,国家发展改革委等多部门联合印发了《“十四五”公共服务规划》,明确提出要加快城乡基本公共服务制度统筹,增加农村医疗公共服务供给。在这种背景下,城乡医疗卫生基本公共服务均等化^①的推进工作被提到了一个前所未有的高度。

二、相关文献回顾

在全国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的建设中,部分地区囿于财政实力有限,无法有效地将优质医疗资源导入农村医疗公共服务系统,城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平相对较低(刘欢、戴卫东和向运华,2020),故而需要格外重视各地区间在城乡医疗卫生基本公共服务均等化方面的差距。从这个角度看,现阶段对于医疗卫生基本公共服务体系的建设不仅要向农村倾斜,同时也要加强对城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平较低地区的关注和扶持,这既是社会公平正义的基本要求,又是全面实现共同富裕的必由之路(卢盛峰等,2022)。鉴于此,科学地评估各地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平,厘清地区间的差异及

其收敛趋势,对于现阶段城乡医疗卫生基本公共服务均等化目标的精准设定及推进方案的合理施行,都显得尤为关键。

医疗卫生基本公共服务是中国基本公共服务体系中不可或缺的组成部分,也是改善民生和促进城乡均衡发展的重要路径(李继霞、刘涛和霍静娟,2022)。为此,学界往往从两个方面对区域间城乡医疗卫生基本公共服务均等化问题展开探究。一方面是城乡医疗卫生基本公共服务不均等水平的测算及原因探究。国内学者很早就已开始关注城乡医疗卫生基本公共服务供给不均问题(鄢洪涛,2011),并采用OB分解、倾向值加权和泰尔指数等多种方法,对城乡间在医疗卫生基本公共服务方面的差距进行测算(顾海、马超和吉黎,2015),随后也对其差异的来源和发展趋势进行了深入探究(马超、顾海和宋泽,2017);另一方面是城乡基本公共服务均等化区域差异的测度及影响因素研究。例如,武力超、林子辰和关悦(2014)从定量的角度,采用主成分分析和基尼系数相结合的方法,测算了各省间基本公共服务均等化水平,发现经济发展状况是制约基本公共服务均等化的关键因素。在此基础上,杨晓军和陈浩(2020)进一步采用Dagum基尼系数法,对地区间城乡基本公共服务均等化差异展开分析,并发现超变密度是总体差异的主要来源。通过梳理不难发现,以往少有针对性对区域间城乡医疗卫生基本公共服务均等化的研究,而其收敛性问题更是鲜有涉及。

同已有文献相比,本文的边际贡献主要体现在如下两个方面。第一,首次从区域的视角考察城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平差异。已有研究往往仅将全国划分为城和乡两个部分,对城乡医疗卫生基本公共服务均等化现状展开分析,而本文重点考察区域间城乡医疗卫生基本公共服务均等化的差异,是对已有该领域研究的重要拓展和补充。第二,细化了区域间城乡基本公共服务均等化方面的研究。虽然现有研究已对区域间城乡基本公共服务均等化的差异及收敛性问题有所涉及,但基本公共服务的范围较广且包含多个方面,本文将研究对象细化至医疗卫生基本公共服务,进一步增强了基本公共服务领域研究的针对性。

总体而言,本文旨在探究城乡医疗卫生基本公共服务均等化的地区差异及收敛性,并客观地评价各地区在这方面的发展现状,据此可以在各地区医疗卫生基本公共服务体系建设和平衡城乡差距的过程中,提供更多具有针对性和可行性的政策建议。

三、方法与数据说明

(一)研究方法

1. Dagum 基尼系数。作为衡量不平等程度的重要方法,Dagum 基尼系数克服了传统基尼系数、泰尔指数假设分组样本之间不存在交叉重叠的局限,将样本总体差异划分为组内差异、组间差异和超变密度三个部分。本文依据Dagum(1997)提出的将基尼系数按子群分解的思想,测度中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域差异程度。首先定义组间差异,如(1)式所示:

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (u_j + u_h)} \quad (1)$$

其中,j、h表示两个区域, n_j 、 n_h 表示区域内城市的数量, y_{ji} 、 y_{hr} 分别表示j区域i城市、h区域r城市的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平, u_j 、 u_h 表示相应区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的均值。假设该样本总体划分为k个区域,则总体基尼系数G可以分解为区域内差异贡献(G_w)、区域间差异贡献(G_{nb})和超变密度贡献(G_t)。

$$G = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j + \sum_{j=1}^k \sum_{h \neq j} G_{jh} p_j s_h D_{jh} + \sum_{j=1}^k \sum_{h \neq j} G_{jh} p_j s_h (1 - D_{jh}) \quad (2)$$

$$G \equiv G_w + G_{nb} + G_t \quad (3)$$

其中, p_j 表示j区域城市数量占样本容量的比例, s_h 表示h区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平值占样本城市城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平值总和的比例。 G_{jj} 表示j区域的内部基尼系数, G_{jh} 表示j区域与h区域之间的基尼系数, D_{jh} 表示j区域与h区域的相对影响,具体计算如(4)式所示:

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (4)$$

$$d_{jh} = \int_0^{\infty} dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (5)$$

$$p_{jh} = \int_0^{\infty} dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (6)$$

其中, d_{jh} 表示区域间城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的差值,是区域j和h中所有 $y_{ji} - y_{hr} > 0$

汇总的数学期望, p_{jh} 表示区域 j 和 h 之间的超变一阶矩, 是区域 j 和 h 中所有 $y_{hr} - y_{ji} > 0$ 汇总的数学期望, $F_j(F_h)$ 表示区域 $j(h)$ 城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的累积分布函数。

2. Kernel 密度估计。Kernel 密度估计是一种典型的非参数密度估计方法, 能够有效展示中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的分布动态演进情况(Quah, 1996、1997), 传统的 Kernel 密度估计如(7)式所示:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (7)$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (8)$$

其中, $K(\cdot)$ 表示 Kernel 函数, N 表示观测值的数量, X, x 为观测值及其均值; h 表示带宽, 带宽越大, 核密度曲线越光滑, 包含细节越少, 估计精度越低(沈丽、张好圆和李文君, 2019)。

通过加入空间因素, 能够更全面地揭示空间条件下中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平分布格局的动态变化, 空间条件下的 Kernel 密度估计为:

$$g(y|x) = \frac{f(x, y)}{f(x)} \quad (9)$$

$$f(x, y) = \frac{1}{Nh_x h_y} \sum_{i=1}^N K_x\left(\frac{X_i - x}{h_x}\right) K_y\left(\frac{Y_i - y}{h_y}\right) \quad (10)$$

其中, $f(x, y)$ 表示 x 和 y 的联合概率密度。

3. σ 收敛。 σ 收敛是指在时间序列上, 各地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化偏离平均水平的幅度逐渐下降的趋势。通常使用变异系数来测算 σ 系数, 并以此判断是否存在 σ 收敛, 变异系数的计算公式为:

$$\sigma = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (E_{ji} - \bar{E})/n_j}}{\bar{E}} \quad (11)$$

由(11)式可以看出, 变异系数本质上是标准差与均值之比, 属于无量纲变量, 可以衡量样本的整体离散程度。如果该值随年份逐渐变小, 说明该地区各城市中城乡医疗卫生基本公共服务均等化离散程度逐渐变小, 各城市之间差异也逐渐缩小, 形成向均值收敛的态势。

4. 基于空间回归的 β 收敛模型。 β 收敛是从变化的角度考察不同地区间城乡医疗卫生基本公共服

务均等化的发展态势, 当城乡医疗卫生基本公共服务均等化呈现 β 收敛趋势时, 不同地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平趋同, 即均等化较低地区的均等化水平存在较高的增长速度, 逐渐追赶上均等化水平较高的地区。 β 收敛可分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛, 绝对 β 收敛是指仅考察城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平本身的收敛趋势, 而条件 β 收敛则是指控制了一系列影响因素之后的收敛态势。

传统基于面板数据的绝对 β 收敛模型设定形式为:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln y_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中, β 为收敛系数, $y_{i,t}$ 表示 i 城市在 t 期的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平, μ_i 是城市固定效应, ν_t 是时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

条件 β 收敛模型是在绝对 β 收敛模型基础上增加一系列控制变量($X_{i,t+1}$)。本文参考已有经典文献, 选取政府干预程度、财政自主权、经济发展水平、城镇化水平等指标作为控制变量, 考察中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的条件收敛趋势(刘成奎、齐兴辉和王宙翔, 2018; 辛冲冲、李健和杨春飞, 2020)。条件 β 收敛模型的具体设定形式为:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln y_{i,t} + \delta' X_{i,t+1} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

鉴于中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平可能会存在空间依赖性, 本文还采用空间面板模型考察 β 收敛特征。常用空间计量模型主要包括空间杜宾模型(SDM)、空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR), 对应的 β 收敛模型如下:

$$\begin{aligned} \text{SDM: } \ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) &= \alpha + \beta \ln y_{i,t} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln\left(\frac{y_{j,t+1}}{y_{j,t}}\right) + \\ &\quad \gamma \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(y_{j,t}) + \delta' X_{i,t+1} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \text{SEM: } \ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) &= \alpha + \beta \ln y_{i,t} + \delta' X_{i,t+1} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \\ \mu_i &= \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \text{SAR: } \ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) &= \alpha + \beta \ln y_{i,t} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} + \left(\frac{\ln y_{i,t+1}}{\ln y_{i,t}}\right) + \\ &\quad \delta' X_{i,t+1} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (16)$$

其中, w_{ij} 为空间权重, 当 i 城市与 j 城市相邻时, w_{ij} 为 1, 否则为 0; ρ 是空间滞后系数, 表示相邻城市城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平增长率对本城市的影响; γ 是解释变量空间滞后系数, 表示相邻城市城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的影响; λ 是空间误差相关系数, 表示由误差项产生的空间效应。

(二) 指标体系构建与样本数据

1. 城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平指标体系构建

参考基本公共服务均等化方面的相关研究, 综合考虑评价体系的科学性、全面性、综合性以及数据可获得性, 本文选择从医院数、医生数、床位数三个方面构建医疗卫生基本公共服务指标体系(表 1), 来评估城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平。同时, 为了增加各地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的可比性, 所有指标都进行了人均化处理(每万人)。此外, 参考王丽莉和乔雪(2020)的划分标准, 本文将地级市的市辖区定义为城市地区, 并将市辖区以外的地区定义为农村地区。

2. 测度方法

作为一种客观赋权的方法, 熵值法克服了专家赋权法存在主观性的弊端, 能够根据原始数据信息准确反映各指标的重要性。为此, 本文采用熵值法计算中国城乡医疗卫生基本公共服务综合评价指数, 并根据信息熵原理测度城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平, 具体的步骤如下所示。

第一步, 对各指标进行标准化处理。考虑到不同指标之间存在计量单位差异问题, 需要对数据进行标准化处理, 鉴于本文中医院数、医生数和床位数都是正向指标, 故相应的处理方式为:

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}}{\max\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\} - \min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}} \quad (17)$$

其中, x_{ij} 表示 i 城市 j 指标的值。

表 1 城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平评价指标体系

指标名称	指标含义	指标属性	权重	城市均值	农村均值
医院数	每万人医院数	正向	0.1642	0.5682	0.4600
医生数	每万人医生数	正向	0.3358	35.2058	15.5600
床位数	每万人床位数	正向	0.5000	74.0026	30.2756

第二步, 计算 i 城市占 j 指标的比重。

$$p_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}} \quad (18)$$

第三步, 计算 j 指标的熵值。

$$e_i = -\frac{\sum_{i=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij})}{\ln(n)} \quad (19)$$

第四步, 计算 j 指标的差异系数和权重值。

$$g_i = 1 - e_i, w_i = \frac{g_i}{\sum_{j=1}^m g_i} \quad (20)$$

第五步, 计算城市、农村的医疗卫生基本公共服务综合指数。

$$s_i = \sum_{j=1}^m w_j X_{ij} \quad (21)$$

第六步, 借鉴韩增林、李彬和张坤领(2015)的研究经验, 引入信息熵理论(Shannon, 1948), 测度城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平。信息熵函数为:

$$E_s = -\left(\frac{S_c}{\sum S_c} \ln \frac{S_c}{\sum S_c} + \frac{S_R}{\sum S_R} \ln \frac{S_R}{\sum S_R} \right) \quad (22)$$

其中, S_c 、 S_R 分别表示城市和农村的医疗卫生基本公共服务综合指数。信息熵值越大, 则城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平越高。当城市与农村的医疗卫生基本公共服务综合指数相同时, 信息熵值最大, $E_{\max} = \ln 2$ 。本文以实际信息熵值与最大信息熵值的比值衡量城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平。

$$E = \frac{E_s}{E_{\max}} \quad (23)$$

3. 样本数据

本文的数据主要来源于《中国城市统计年鉴》, 由于少量城市的数据存在部分缺失, 本文通过《国民经济与社会发展统计公报》进行补充, 而未能补充的指标数据则通过线性插值法补齐。在区域划分方面, 按照《中国卫生统计年鉴》的区域划分方式, 本文将全国划分为东部地区、中部地区和西部地区三个

部分。其中,东部地区包括北京、天津、河北、上海、广东、浙江、山东、江苏、辽宁、福建、海南11个省份,中部地区包括湖北、湖南、河南、黑龙江、吉林、山西、安徽、江西8个省份,西部区域包括重庆、四川、广西、甘肃、宁夏、青海、贵州、云南、内蒙古、西藏、陕西、新疆12个省份。需要重点说明的是,北京、天津、上海、重庆4个直辖市均为市辖区,不存在市辖区以外的地区,因而不在于本文研究范围内。同时,考虑城市医疗卫生领域数据的可获得性和连续性,本文也将海南、青海、西藏、新疆4省份中城市样本剔除。经过上述整理,本文最终获得内含23个省份265个地级市,样本期为2012-2020年,共计2385个观测值的平衡面板数据。

四、中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化测度与分布动态

(一)中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平

为揭示中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的演变趋势,本文基于信息熵理论和熵值法测度了2012-2020年中国265个地级市的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平,并对全国及东中西部三大区域城市的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平进行均值化处理,结果如图1所示。从总体上看,中国的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平均呈现出波动上升的变化趋势。

在样本考察期内,全国及东中西部三大区域的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平均在0.1以

下,表明目前中国的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平较低,城市与乡村之间的医疗卫生基本公共服务供给水平存在显著差距,这主要是由于医疗卫生领域的财政经费长期向城市倾斜,导致城乡间在这方面的差距普遍存在;从变化幅度上看,在2012-2020年间,全国及东中西部三大区域的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平分别增长了18.85%、18.30%、17.75%和20.93%,说明随着中国医疗卫生水平的不断提高,城乡医疗卫生基本公共服务均等化程度也在稳步提升;从区域角度来看,东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的绝对差异较小。其中,东部地区和中部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平始终高于全国平均水平,西部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平最低,显示在医疗改革和资源配置过程中,需要重视各地区在城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平上的差异,尤其是应加强对西部地区的关注和扶持。

值得说明的是,2018年中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平一度出现下降现象,这主要是由于2017-2019年间,国有企业兴办的医疗卫生服务机构开始进行撤销、合并和改制,大量优质的医疗卫生资源进入当地城市基本公共服务体系,进而拉大了城乡间的差距。然而随着《“健康中国2030”规划纲要》全面实施,国务院印发《关于“十三五”深化医药卫生体制改革规划的通知》,要求将基本医疗卫

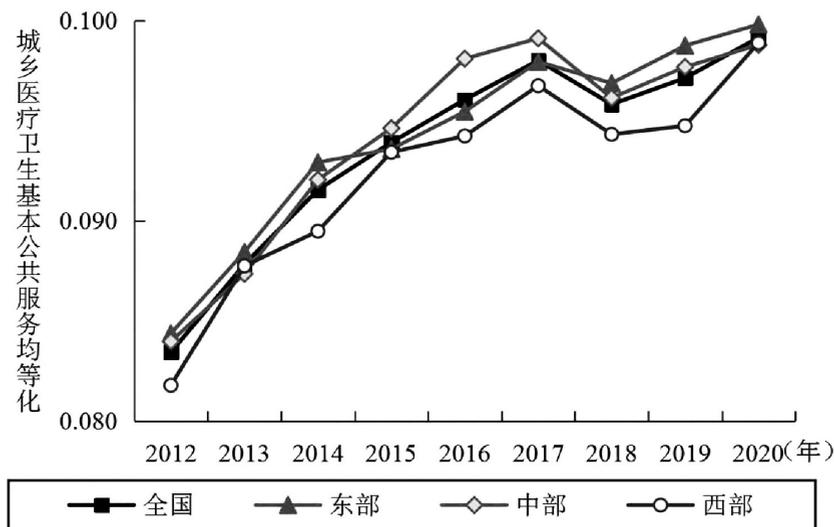


图1 中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平

生服务作为公共产品向全民提供,推动医疗卫生工作重心下移以及医疗卫生资源下沉,提升基层(特别是农村)医疗卫生体系的职业吸引力和服务能力。在中央和各级地方政府的不懈努力下,城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平下降的局面得以迅速扭转。

(二)中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的分布动态

为揭示中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的变化,本部分采用核密度估计方法绘制了全国及东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的分布动态(图2),并分别从分布位置、分布形态、分布延展性和极化程度四个方面展开分析。

从分布位置来看,全国及东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平分布的波峰位置和中值均向右移动,表明中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平持续向好。其中,东部地区和西部地区的右移幅度相对较大,说明两个地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平改善较为明显。从分布形态来看,全国、东部地区和西部地区分布的波峰高度不断下降,宽度逐渐扩大,说明全国、

东部地区和西部地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的绝对差异呈现出持续扩大趋势;而中部地区2012-2016年波峰高度不断提升,宽度不断缩小,随后波峰高度和宽度变化较小,说明中部地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的绝对差异在2012-2016年期间持续缩小,此后便趋于稳定。从延展性来看,在2012-2020年间,全国及东中西部三大区域均存在明显的右拖尾现象,说明中国部分城市的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平显著高于全国平均水平。从极化程度来看,全国及东中西部三大区域均呈现出明显的单峰分布,表明中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平不存在两极或多极分化的趋势。综合来看,全国、东部地区和西部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平具有分散化集聚特征,而中部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平主要表现为聚合性区域集聚特征。

(三)中国省际城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的演化趋势

前文揭示出全国及东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化的演化进程,本部分进一

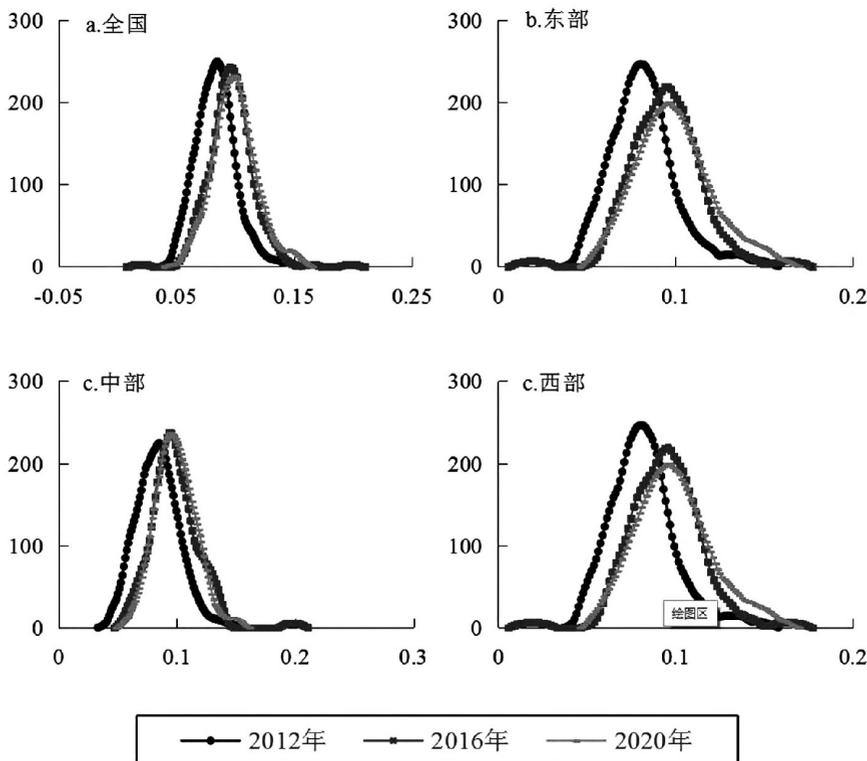


图2 中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的演化趋势

步从省际层面考察中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的演化趋势。整体上,不同省份的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平存在显著差异。从均等化水平来看,2012-2020年中国不同省份城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的平均值为0.095,均值高于整体水平的省份有12个,其中河北、辽宁、山西、浙江和湖南排在前五位,这些省份的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平相对较高。均值低于整体水平的省份有11个,其中广西、江西、湖北、宁夏和甘肃排在后五位,这些省份城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平相对较低。从演变趋势看,中国省际城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平总体呈现出波动上升的趋势,其中云南、辽宁、贵州、河南、江苏5省增长幅度较大,城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平增幅分别为35.73%、46.28%、59.23%、85.46%、92.59%。值得注意的是,经济发展水平可能并不是城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的唯一决定因素,例如广东省的经济发展水平较高,而城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平排名却相对靠后,这主要是由于广东省的城市医疗卫生基本公共服务明显优于其他省份,而农村医疗卫生基本公共服务却并未表现出类似的领先优势,造成其城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平相对较低。

五、中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的空间差异及差异来源

前文介绍了中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的测度与分布动态,本部分采用Dagum基尼系数及其分解法,对2012-2020年全国及东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平进行分解,据此探究中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的空间差异及差异来源。

1. 总体差异

在2012-2020年间,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的总体差异呈现小幅递减—水平波动两阶段变化趋势(图3),基尼系数由0.1094下降到0.1039,降低了0.0055,降幅为5.03%,显示中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的空间差异下降幅度

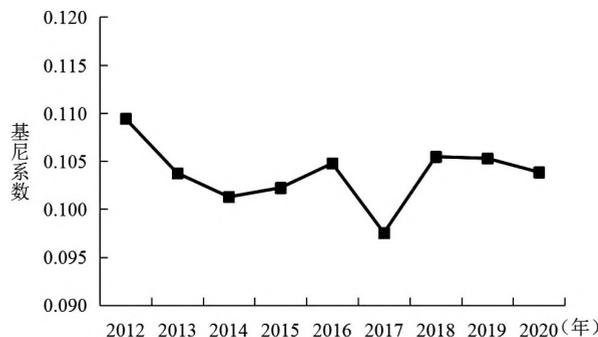


图3 城乡医疗卫生基本公共服务均等化的总体差异

表2 省际城乡医疗卫生基本公共服务均等化的演化趋势

省份	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	均值
广西	0.078	0.077	0.081	0.081	0.082	0.083	0.074	0.076	0.080	0.079
江西	0.077	0.080	0.086	0.086	0.086	0.090	0.083	0.084	0.078	0.083
湖北	0.073	0.078	0.088	0.090	0.093	0.095	0.086	0.086	0.089	0.086
宁夏	0.083	0.085	0.086	0.088	0.093	0.097	0.092	0.094	0.096	0.090
甘肃	0.078	0.086	0.086	0.091	0.092	0.097	0.093	0.095	0.101	0.091
四川	0.080	0.086	0.089	0.093	0.095	0.097	0.091	0.093	0.096	0.091
贵州	0.073	0.081	0.091	0.096	0.095	0.089	0.090	0.093	0.117	0.091
福建	0.082	0.087	0.093	0.096	0.097	0.098	0.093	0.095	0.098	0.093
安徽	0.086	0.088	0.091	0.094	0.097	0.097	0.094	0.096	0.099	0.093
吉林	0.088	0.091	0.093	0.097	0.100	0.104	0.098	0.105	0.071	0.094
广东	0.092	0.095	0.094	0.095	0.095	0.098	0.095	0.097	0.098	0.095
陕西	0.084	0.089	0.091	0.102	0.100	0.102	0.099	0.098	0.105	0.096
山东	0.087	0.094	0.098	0.098	0.099	0.101	0.097	0.098	0.101	0.097
云南	0.080	0.096	0.094	0.096	0.092	0.105	0.100	0.101	0.109	0.097
江苏	0.079	0.086	0.090	0.092	0.095	0.099	0.095	0.098	0.152	0.098
河南	0.082	0.085	0.092	0.095	0.097	0.095	0.094	0.097	0.152	0.098
黑龙江	0.084	0.089	0.093	0.097	0.109	0.104	0.104	0.104	0.108	0.099
内蒙古	0.094	0.102	0.103	0.105	0.107	0.107	0.106	0.107	0.065	0.099
河北	0.092	0.093	0.101	0.102	0.101	0.101	0.101	0.105	0.106	0.100
辽宁	0.089	0.092	0.099	0.096	0.099	0.101	0.097	0.103	0.130	0.100
山西	0.101	0.102	0.104	0.105	0.107	0.105	0.094	0.101	0.102	0.102
浙江	0.092	0.095	0.099	0.102	0.108	0.113	0.112	0.115	0.118	0.106
湖南	0.100	0.107	0.109	0.112	0.117	0.124	0.118	0.120	0.134	0.115

较小。同时,基尼系数大体维持在0.10~0.11区间范围内,表明整体上中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的空间差异并不明显。^②究其原因,一方面,相较于农村地区,中国大部分城市都具有明显的医疗卫生资源优势。尤其是近年来,随着中国城镇化快速推进,城市基础设施和经济发展水平不断提高,资金和人口持续向城市流动,优质医疗卫生资源积聚于城市,这种情况导致全国各地城乡医疗卫生基本公共服务的差距都比较大。另一方面,从数值上看,西部地区城市和农村的医疗卫生基本公共服务水平都相对较低,而东中部地区城市和农村的医疗卫生基本公共服务水平都相对较高,这也是中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化总体差异不大的重要原因。在变化趋势方面,2012-2014年为下降阶段,基尼系数由0.1094下降到0.1013,下降了0.0081,降幅为7.40%;2015-2020年为水平波动阶段,基尼系数在样本期内整体变化不大。其中,2017年基尼系数出现了样本期内最小值,具体为0.0975。

2. 区域内差异

图4报告了2012-2020年中国东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域内差异及其变化趋势。从基尼系数数值上看,西部地区的区域内差异最大,均值为0.1121,除2014年外,在样本期内均高于全国总体水平(0.1037),表明西部地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域内差异问题尤为突出;中部地区次之,基尼系数的均值为0.1026,与全国总体水平相差不大;东部地区的区域内差异最小,基尼系数的均值为0.0950,在样本期内均低于全国总体水平。城乡医疗卫生基本公共服务

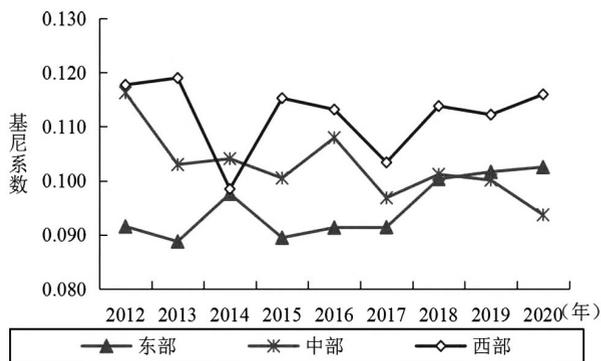


图4 城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域内差异

均等化水平受经济发展、人口密度和城镇化进程等多重因素的影响,西部地区经济发展和城镇化进程都相对落后,且各城市的人口密度差异较大,优质的医疗卫生资源更集中于西部几个大型城市,造成西部地区的区域内差异较大。

从演变趋势来看,东部地区的区域内差异呈波动上升的态势,基尼系数由0.0916增加到0.1025,上升了0.0109,增幅为11.90%;中部地区的区域内差异呈现快速下降的趋势,基尼系数由0.1163下降至0.0937,降幅高达19.43%;西部地区的区域内差异呈现稳步下降的态势,基尼系数由0.1177下降至0.1159,降幅仅为1.53%。综合上述结果可以发现,中部地区和西部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化空间非均衡问题得到部分改善,特别是中部地区尤为明显,而东部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化空间非均衡程度出现了增强的现象,这可能是由于东部地区优质的医疗卫生资源进一步向城市地区集聚,进而导致其非均衡程度显著增强。

3. 区域间差异

图5报告了2012-2020年间中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域间差异。从数值上看,中部地区与西部地区间的差异最大,东部地区与西部地区间的差异次之,东部地区与中部地区间的差异最小,基尼系数的均值分别为0.1084、0.1051和0.0995。由此可见,西部地区与其他地区间的城乡医疗卫生基本公共服务均等化差异较大。从演变趋势来看,东部地区与中部地区间的差异呈水平波动的态势,在样本期内基尼系数围绕均值0.0995上下波动。东部地区与西部地区间的差异呈“波动下降—

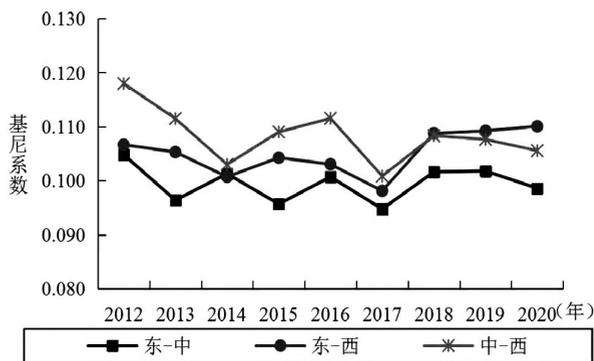


图5 城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域间差异

波动上升”两阶段变化态势,整体呈小幅上升趋势。其中,2012-2017年表现为波动下降,2018年之后则出现上扬趋势。东部地区与西部地区间的差异呈波动下降趋势。在样本期内基尼系数由0.1180下降到0.1056,下降了0.0124,降幅为10.51%。整体来看,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域间差异存在不同的变化趋势,而西部地区与东中部地区的区域间差异相对明显,显示西部地区对农村医疗卫生基本公共服务体系的支持力度相对有限,使得西部地区与其他地区在城乡医疗卫生基本公共服务均等化方面的差距依然比较大。

4. 区域差异来源及贡献

表3报告了2012-2020年中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的差异来源及其贡献。从演变趋势上看,区域内差异贡献率、区域间差异贡献率和超变密度贡献率在样本期内变化不大,都围绕均值呈现水平波动趋势。而从贡献程度上看,超变密度贡献最大,其贡献率均值高达61.18%,变动区间为57.96%~64.65%,说明超变密度是中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化差异的主要来源;区域内差异次之,其贡献率均值为33.24%,变动区间为33.11%~33.37%;区域间差异的贡献最低,贡献率均值仅为

5.58%,变动区间为2.19%~8.68%。因此,缓解中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的总体差异问题,需要从超变密度出发,着重解决均等化水平较低地区中的均等化水平较高城市与均等化水平较高地区中的均等化水平较低城市共同存在的问题,促进各地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化协调发展。

六、中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的收敛性分析

在考察完中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的时空分布和地区差异特征后,本部分进一步采用 σ 收敛模型和 β 收敛模型,探究中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的收敛特征。通俗而言,便是考察均等化水平较低的地区是否存在较高的均等化发展速度,进而能够加速追赶上均等化水平较高的地区。

(一) σ 收敛模型分析

全国及东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化变异系数的动态演变情况如表4所示。从全国层面来看,变异系数呈小幅波动下降的态势,样本期内由0.1971缓慢下降到0.1865,下降了0.0106,降幅为5.38%,显示中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的地区差距随时间推移不断缩

表3 城乡医疗服务均等化的差异来源及贡献

年份	区域内差异		区域间差异		超变密度	
	差异	贡献率(%)	差异	贡献率(%)	差异	贡献率(%)
2012	0.036	33.33	0.007	6.08	0.066	60.60
2013	0.035	33.25	0.003	2.70	0.066	64.05
2014	0.034	33.27	0.008	7.97	0.060	58.77
2015	0.034	33.18	0.003	2.86	0.065	63.96
2016	0.035	33.37	0.009	8.68	0.061	57.96
2017	0.033	33.34	0.005	5.52	0.060	61.14
2018	0.035	33.19	0.006	5.67	0.064	61.14
2019	0.035	33.11	0.009	8.58	0.061	58.31
2020	0.034	33.16	0.002	2.19	0.067	64.65

表4 城乡医疗卫生基本公共服务均等化的变异系数

年份	全国	东部地区	中部地区	西部地区
2012	0.1971	0.1625	0.2077	0.2166
2013	0.1921	0.1583	0.1873	0.2274
2014	0.1825	0.1762	0.1846	0.1847
2015	0.1863	0.1619	0.1794	0.2162
2016	0.1951	0.1652	0.2032	0.2109
2017	0.1737	0.1666	0.1703	0.1843
2018	0.1901	0.1823	0.1826	0.2060
2019	0.1892	0.1853	0.1780	0.2040
2020	0.1865	0.1863	0.1672	0.2072

小,这与前文的分析结论基本一致。从分区域的角度来看,东中西部三大区域的变异系数变化趋势存在明显差异,显示不同区域的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平具有不同的收敛特征。其中,东部地区的变异系数呈波动上升的态势,具体由0.1625上升到0.1863,增加了0.0238,增幅为14.65%,显示东部地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化的地区差距不存在 σ 收敛的趋势。在样本内,中部地区的变异系数由0.2077下降至0.1672,下降了0.0405,降幅高达19.50%,即中部地区的变异系数呈快速下降的态势,显示中部地区正在加速提升城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平。同样地,西部地区的变异系数也呈波动下降趋势,具体由0.2166下降到0.2072,但降幅相对较小,仅为4.34%,显示西部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化的实现力度仍然有待提高。

(二) β 收敛模型分析

1.Moran's I指数。如前文所述,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化具有一定的空间差异特征。然而各城市间是否存在空间关联性,则需要进一步验证。为此,在分析 β 收敛趋势之前,本文首先采用Moran's I指数考察城乡医疗卫生基本公共服务均等化的空间关联性。Moran's I指数是分析变量空间关联的重要指标,其值介于[-1, 1]区间范围,当Moran's I指数显著大于0时,表示各城市城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平之间存在空间正相关关系,数值越

大意味着空间关联程度越强。反之,如果Moran's I指数显著小于0时,则表示各城市城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平之间具有空间负相关关系,数值越小负相关程度越强。

表5报告了2012-2020年中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的Moran's I指数。从整体来看,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的Moran's I指数均在1%的水平下大于0,表明中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化具有显著的空间正相关性,即存在明显的空间集聚特征。从演变趋势看,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的Moran's I指数呈现出“水平波动—稳定上升”的两阶段演变趋势。其中,2012-2015年在0.070上下波动,随后不断增加,并由2016年的0.0654增加至2020年的0.0912,增加了0.0258,涨幅高达39.45%。上述结果显示,随着时间的推移,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的空间关联程度正在不断加深。

2.绝对 β 收敛。考虑到全国及东中西部三大区域的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平存在空间相关性,本文采用时空固定空间杜宾模型(SDM)^③,来检验城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平是否存在绝对 β 收敛。如表6所示,第(1)~(4)列中收敛系数 β 均在1%的水平下显著为负,表明在仅考虑地理距离的作用下,各区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平均具有明显的绝对 β 收敛特征。这就意

表5 城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的全局莫兰指数(Moran's I)

年份	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Moran's I	0.0721	0.0694	0.0755	0.0682	0.0654	0.0741	0.0805	0.0883	0.0912
Z值	7.242	7.010	7.570	6.879	6.644	7.429	8.045	8.794	9.067
P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表6 城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的绝对 β 收敛

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全国	东部地区	中部地区	西部地区
β	-0.2347***(0.080)	-0.1752***(0.055)	-0.2261***(0.075)	-0.3112***(0.046)
ρ	0.1534***(0.038)	0.1034***(0.035)	0.1999***(0.066)	0.1437***(0.041)
γ	0.2213***(0.052)	0.1424***(0.034)	0.3223***(0.076)	0.2043***(0.019)
年份固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
收敛速度	0.0194	0.0104	0.0189	0.0253
回归模型	SDM	SDM	SDM	SDM
R ²	0.147	0.134	0.164	0.153
观测值	2385	783	882	720

注:“***”“**”“*”分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号里的数值为标准误。

味着,在不考虑财政自主权、政府干预程度、经济发展水平和城镇化水平等因素的情况下,全国及东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的变化与前期均等化水平呈负相关关系,且向各自的稳态水平收敛。即便东部地区变异系数存在增长现象(表4),但长期收敛趋势已开始显现。同时,第(1)~(4)列中空间自回归系数 ρ 和 γ 均在1%的水平下显著为正,显示城乡医疗卫生基本公共服务均等化的发展具有明显的空间溢出效应,将会使得邻近地区均等化水平差距逐渐减小。此外,从收敛速度上看,全国及东中西部三大区域的收敛速度分别为1.94%、1.04%、1.89%和2.53%,即西部地区的收敛速度最快,中部地区次之,而东部地区的收敛速度最慢。这与新古典经济学中的收敛理论相符,即城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平较低的西部地区比均等化水平较高的东中部地区拥有更快的收敛速度。

3. 条件 β 收敛。中国各区域间在经济和社会方面的禀赋存在较大差异,绝对 β 收敛可能就源于此类外部因素的影响(Lucas, 1990),为此本文在前文回归的基础上,添加财政自主权、政府干预程度、经济发展水平和城镇化水平等因素作为控制变量,进一步考察城乡医疗卫生基本公共服务均等化的收敛特征。结果如表7所示,相较于绝对 β 收敛,第(1)~(4)列中条件收敛系数 β 的绝对值出现小幅增长,且都在1%的水平下显著为负,表明在控制了一系列经济和社会因素后,不同区域城乡医疗卫生基本公共服

务均等化水平依然存在收敛于各自稳态的趋势,显示收敛趋势真实存在。同时,空间自回归系数 ρ 和 γ 同样都在1%的水平下显著为正,且与绝对 β 收敛回归中的结果差别不大,进一步验证了城乡医疗卫生基本公共服务均等化的发展具有空间溢出效应。

从控制变量上看,除第(4)列西部地区外,政府干预程度的回归系数都至少能在10%的水平下显著为正,说明政府干预程度能在一定程度上促进中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化由低水平向高水平收敛。西部地区政府干预程度的回归系数不显著,可能是由于西部地区政府财政资源有限,向农村地区倾斜力度不足,未能有效促进西部地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化向高水平收敛。在第(1)~(4)列中,经济发展水平的估计系数都显著为正,显示经济发展越好的地区城乡医疗卫生基本公共服务均等化向高水平收敛的速度越快,这一结果与常识相吻合。而财政自主权的回归系数在不同区域均不显著,说明财政自主权对城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的影响不明显。此外,在第(1)~(4)列中,城镇化水平都在1%的水平下显著为负,表明城镇化减缓了中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的收敛趋势。在城镇化进程中,大量医疗卫生方面的专业人才从农村流向城市,这可能是城镇化水平与均等化水平负相关的原因。需要说明的是,党和国家对此高度重视,十九届五中全会明确指出,推进以人为核心的新型城镇化。这意味着进入“十四五”时期,

表7 城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的条件 β 收敛

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全国	东部地区	中部地区	西部地区
β	-0.2564*** (0.080)	-0.1982*** (0.055)	-0.2428*** (0.075)	-0.3412*** (0.045)
ρ	0.1604*** (0.037)	0.1075*** (0.036)	0.1823*** (0.068)	0.1404*** (0.042)
γ	0.2163*** (0.054)	0.1409*** (0.035)	0.3358*** (0.077)	0.2195*** (0.020)
政府干预程度	0.2472*** (0.090)	0.2326* (0.129)	0.2214** (0.102)	0.2612 (0.201)
经济发展水平	0.0131*** (0.003)	0.0539** (0.003)	0.0159*** (0.004)	0.0253*** (0.009)
财政自主权	-0.0200 (0.043)	-0.0002 (0.045)	0.0225 (0.047)	-0.0734 (0.172)
城镇化水平	-0.2085*** (0.060)	-0.066*** (0.023)	-0.2291*** (0.088)	-0.6301*** (0.133)
年份固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
收敛速度	0.0204	0.0115	0.0198	0.0272
回归模型	SDM	SDM	SDM	SDM
R ²	0.162	0.146	0.187	0.164
观测值	2385	783	882	720

注:“***”“**”“*”分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号里的数值为标准误。

中国将更加关注城镇化质量,促进城乡协调发展,不断提高城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平。

七、结论与建议

本文基于2012-2020年全国265个地级市层面的数据,运用熵权法和信息熵原理测度了城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平。在此基础上,利用核密度估计揭示出中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的分布格局,采用Dagum基尼系数分解中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的差异来源,并通过变异系数法和收敛模型考察了中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的 σ 收敛、绝对 β 收敛和条件 β 收敛等特征。研究发现:

第一,从分布动态上看,全国和东中西部三大区域的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平都呈现波动上升的态势,说明中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化整体建设持续向好。东部地区和西部地区的核密度曲线右移幅度相对较大,显示样本期内东部地区和西部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平提升较为明显。总体而言,全国、东部地区和西部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平具有分散化集聚特征,而中部地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平则呈现聚合性集聚趋势。

第二,从差异及来源上看,西部地区的区域内城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平差异最大,呈水平波动的趋势;中部地区次之,呈缓慢下降的趋势;东部地区差异最小,呈缓慢上升的趋势。而在区域间差异方面,中西部地区之间的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平差异最大,东西部地区之间次之,东中部地区之间最小。从总体差异贡献程度上看,超变密度、区域内差异、区域间差异依次递减,其中超变密度占总体差异的60%左右。

第三,从收敛趋势上看,全国、中部地区和西部地区的变异系数呈波动下降的态势,表明全国、中部地区和西部地区都存在 σ 收敛特征。另一方面,全国和东中西部三大区域的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平都具有显著的绝对 β 收敛特征,而在收敛模型中添加了一系列控制变量后,全国和东中西部三大区域的条件 β 收敛趋势与绝对 β 收敛一致。最终,收敛模型显示,西部地区的收敛速度最

快,中部地区次之,东部地区最慢,即均等化水平较低地区的城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平改善速度更快。

基于上述研究结论,并结合目前中国医疗卫生领域的现实状况,本文提出如下政策建议。

首先,合理分配区域间的优质医疗资源,加强对农村地区的倾斜力度。在当今共同富裕的大背景下,政府部门应充分发挥宏观调控的作用,将更多医疗卫生领域的财政资源投入到城乡差距较大的西部地区,同时加快将工作重心由当前的建设大城市核心医院转向完善社区及农村基础医疗卫生体系,并把改善相对落后农村地区的医疗卫生条件作为首要任务。在具体实施方面,政府部门应设置专项医疗政策,将专职医疗人员的驻村服务表现与其未来发展相联系,激励医疗卫生领域的专业人才通过分批、分层、轮换等方式,深入中国中西部农村地区,在服务当地的同时传递和普及医疗卫生专业知识,进而缩小地区间城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平的整体差距。

其次,建立政府主导的多元化投入机制,拓宽城乡医疗卫生公共服务资金来源。根据前文研究可知,城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域差异很大程度上源于各地区专项资金支持力度不同。然而事实上,均等化水平较低地区的经济发展状况普遍相对落后,这使得当地对农村医疗卫生的支持资金有限。为此,政府部门应积极引导和规范外部资本进入医疗卫生事业,制定相应的准入标准,并对合法、规范经营的机构从人员、设备、融资、财政和税收等方面给予一定的政策支持。从国外的实践经验来看,民间资本的吸收有助于形成医疗卫生投入多元化的新格局,因此中国同样可以展开类似投入多元化的医疗改革,这不仅能满足人们多层次的医疗卫生需求,同时也有助于提升专项资金在农村医疗卫生体系中的下沉效率和利用能力,进而使全国各地的城乡居民都能拥有同等享受医疗卫生基本公共服务的权力。

注释:

①所谓城乡医疗卫生基本公共服务均等化,就是要让城

乡居民可以同等地享受医疗卫生基本公共服务。

②一般而言,基尼系数低于0.2就显示不存在明显差别。如果按照此标准,中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的总体差距较小。

③本文首先通过LM检验判断全国及东中西部三大区域城乡医疗卫生基本公共服务均等化水平绝对 β 收敛是否具有空间自相关效应,然后应用LR检验和Wald检验确定空间杜宾模型(SDM)为最优模型,具体检验结果留存备案。

参考文献:

[1]顾海、马超、吉黎:《医疗领域的城乡差距与城乡不公——以门诊患者为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2015年第4期。

[2]韩增林、李彬、张坤领:《中国城乡基本公共服务均等化及其空间格局分析》,《地理研究》2015年第11期。

[3]和立道:《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》2011年第12期。

[4]金恩焘、王圣云、姜婧、郑克强:《21世纪以来中国城乡福祉差距的时空分异与政策研究》,《公共行政评论》2019年第4期。

[5]李丹、裴育:《城乡公共服务差距对城乡收入差距的影响研究》,《财经研究》2019年第4期。

[6]李继霞、刘涛、霍静娟:《中国农村公共服务供给质量时空格局及影响因素》,《经济地理》2022年第6期。

[7]李实、陈基平、滕阳川:《共同富裕路上的乡村振兴:问题、挑战与建议》,《兰州大学学报(社会科学版)》2021年第3期。

[8]刘成奎、齐兴辉、王宙翔:《统筹城乡综合配套改革促进了民生性公共服务城乡均等化水平的提高吗——来自重庆市的经验证据》,《财贸研究》2018年第11期。

[9]刘欢、戴卫东、向运华:《公共服务均等化视角下城乡居民基本医疗保障受益公平性研究》,《保险研究》2020年第5期。

[10]卢盛峰、杨光照、马静、陈思霞:《面向乡村振兴的公共服务均等化研究:以医疗和教育为例》,《财政研究》2022年第6期。

[11]马超、顾海、宋泽:《补偿原则下的城乡医疗服务利用机会不平等》,《经济学(季刊)》2017年第4期。

[12]沈丽、张好圆、李文君:《中国普惠金融的区域差异及分布动态演进》,《数量经济技术经济研究》2019年第7期。

[13]王德文、何宇鹏:《城乡差距的本质、多面性与政策含义》,《中国农村观察》2005年第3期。

[14]王丽莉、乔雪:《我国人口迁移成本、城市规模与生产率》,《经济学(季刊)》2020年第1期。

[15]武力超、林子辰、关悦:《我国地区公共服务均等化的测度及影响因素研究》,《数量经济技术经济研究》2014年第8期。

[16]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》,《中国人口科学》2020年第1期。

[17]徐振宇、郭志超、荆林波:《中国城乡消费差距的转折点——引入滚动虚拟变量的分段定量检测》,《经济学动态》2014年第6期。

[18]徐振宇、赵天宇、朱鹤:《居民基本权利差异对城乡差距的影响——来自中国省级面板数据的实证证据》,《财贸经济》2015年第1期。

[19]鄢洪涛:《城乡基本医疗卫生服务差距测度与均等化发展对策研究》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》2011年第5期。

[20]杨晓军、陈浩:《中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性》,《数量经济技术经济研究》2020年第12期。

[21]叶璐、王济民:《我国城乡差距的多维测定》,《农业经济问题》2021年第2期。

[22]Dagum, C., A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio. *Empirical Economics*, Vol. 22, No. 4, 1997.

[23]Lucas, R. E., Why doesn't capital flow from rich to poor countries?. *American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, 1990.

[24]Quah, D., Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *Economic Journal*, Vol. 106, No. 437, 1996.

[25]Quah, D., Empirical for growth and distribution: Stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, No. 1, 1997.

[26]Shannon, C. E., A mathematical theory of communication. *Bell System Technical Journal*, Vol. 27, No. 3, 1948.