中国城镇职工基本医疗保障水平区域差异演变与空间集聚效应*

——基于Dagum基尼系数分解和Moran指数的实证研究

内蒙古医科大学卫生管理学院，内蒙古自治区卫生政策研究所（010110）
段若飞　李欣华　李　敏　魏利平　陈　云　薛清元△

【提　要】　目的　分析2011—2020年中国城镇职工基本医疗保险（以下简称职工医保）保障水平区域演变与空间集聚效应。**方法**　基于全国31个省级行政区的面板数据，利用Dagum基尼系数分解区域差异来源，结合全局与局部Moran指数探索空间相关性。**结果**　样本期内总体Dagum基尼系数呈下降趋势，近10年来组间贡献率均大于49%，组内贡献率值在13%~14%左右波动。全局Moran's I整体呈现“M型”演变轨迹（2011年0.208→2016年0.304→2020年0.208），均大于0，并且在95%置信水平下具有显著性。北京市、天津市、内蒙古自治区、辽宁省的local Moran's I呈现“高-高（H-H）”空间正相关聚集模式。安徽省、江西省、湖北省、湖南省、重庆市、四川省、西藏自治区、甘肃省、青海省的local Moran's I呈现“低-低（L-L）”空间正相关聚集模式。**结论**　组内贡献率（G_w）、组间贡献率（G_{nb}）和超变密度贡献率（G_t）均实证10年来我国职工医保保障水平不均衡基本上均由组间贡献率主导。职工医保保障水平表现出显著的空间正相关性和“高-高（H-H）”、“低-低（L-L）”为主的集聚模式，空间关系、集聚模式相对稳定。

【关键词】　职工医保　Dagum基尼系数　区域差异　Moran指数　空间相关性
【中图分类号】　R197.1　　**【文献标志码】**　A　　**DOI**　10.11783/j.issn.1002-3674.2026.03.022

实现公平医疗保障的发展目标不仅是贯彻落实党中央制定的我国社会保障发展方针的客观要求，也是国务院办公厅《“十四五”全民医疗保障规划》中明确的五大发展目标中的首要目标[1]。职工医疗保障制度作为社会保障体系的核心构成部分，通过国民再收入的形式调整医保公平政策落实，不断提升我国公平医保的发展水平，对实现我国社会主义现代化强国和共同富裕的目标具有重要意义。医疗保障制度的本质要求是公平正义。我国在医疗保障制度建设上以实现全民参保为目标，不断扩大医疗保险覆盖范围，从职工扩大到城乡居民，从城镇扩大到农村，为全体国民提供基本医疗保险。不仅从制度上将广大农民工纳入职工基本医疗保险（简称职工医保）覆盖范围，而且逐步建立城乡居民基本医疗保险，促进了基本医保制度的公平性和可及性，实现了基本医保制度全覆盖[2]。本文通过引入Dagum基尼系数和Moran's I探索空间相关性组合实证“十二五”到“十三五”时期职工医保保障水平区域差异空间非均衡性的来源和演变特征、空间相关关系和集聚模式，为巩固公平医保政策提供研究方法和理论实证依据。

资料与方法

1. 资料来源

选取2011—2020年全国31个省级行政区的职工医保保障水平数据（指标定义为“职工医保基金支出/卫生总费用”）以及“空间权重矩阵”的“邻接矩阵”（邻接矩阵使用0和1来标识省级行政区之间是否有“接壤”关系，0代表没有“接壤”关系，1代表有“接壤”关系）数据作为职工医保保障水平公平性和区域差异测量指标，所有量化数据均来源于《中国统计年鉴》和《中国卫生健康统计年鉴》。不同省域的生态、经济、文化等方面存在显著差异，因此开展职工医保保障水平区域差异量化分析具有实际研究意义，按照国家统计局发布的七大地区划分标准，将我国的地理空间划分为：东北、华东、华中、华北、华南、西北、西南地区[3]。

2. 研究方法

（1）Dagum基尼系数

采用Dagum基尼系数方法对我国职工医保保障水平的地理空间分布差异及其时间演变趋势进行系统性挖掘。通过整合Dagum的按子群分解基尼系数的公平性分析方法，将我国的职工医保保障水平的基尼系数表达式定义为[4-6]：

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

G代表职工医保保障水平总体差异的基尼系数，借助上面的这种分解公式，我们进一步将一个国家划分为k个区域和n个省份展开区域和省域差异研究，其中，n_j、n_h是j、h区域所涵盖的省份个数，y_{ji}、y_{hr}表示j、h区域内任意一个省的职工医保保障水平的数值，各省职工医保保障水平的均值则用$\bar{y}$表示，j、h的取值范围为1，2，3，…，k；n_j的取值范围为1，2，3，…，n_j；n_h的取值范围为1，2，3，…，n_h。

* 基金项目：国家自然科学基金（72064032）；内蒙古自治区自然科学基金（2024MS07007）；内蒙古自治区高校青年教师科研创新能力支持项目（JYTQNXM2025-55）；“英才兴蒙”工程个人项目
△通信作者：薛清元，E-mail：4218423@qq.com

在对职工医保保障水平实施分解操作之前，还需先分别计算出各个区域职工医保保障水平的均值，并对这些均值进行排序，具体如下：

$$\overline{Y}_l \leqslant \cdots \leqslant \overline{Y}_h \leqslant \cdots \leqslant \overline{Y}_k \quad (2)$$

据此，将反映职工医保保障水平总体差异的基尼系数G进一步分解为三个部分，分别代表区域内差异贡献（G_w）、区域间净值差异贡献（G_{nb}）以及超变密度（G_t）。这三者之间的数量关系如下：

$$G = G_W + G_{nb} + G_t \quad (3)$$

其中，超变密度所揭示的是不同区域（子群）相互交叉重叠部分所引发的差异。按照Dagum[7]提出的基尼系数分解思路，能够对总体差异展开更深层次的分解，分解过程通过以下各式来呈现：式（4）用于反映j区域职工医保保障水平的基尼系数G_{ji}；式（5）代表该区域的区域内差异在总体差异中所占的贡献率G_w；式（6）用于体现j地区与h地区之间的区域间基尼系数G_{jh}；式（7）体现区域间净值差异对总体差异的贡献率G_{nb}；式（8）则用于描述超变密度的贡献G_t。

$$G_{ji} = \frac{\frac{1}{2\overline{y}_j}\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_i}|y_{ji} - y_{hr}|}{n_j^2} \quad (4)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^{k} G_{ji} p_j s_j \quad (5)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_j}|y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h(\overline{Y}_j + \overline{Y}_h)} \quad (6)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^{k}\sum_{h=1}^{j-1} G_{jh}(p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (7)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^{k}\sum_{h=1}^{j-1} G_{jh}(p_j s_h + p_h s_j)(1 - D_{jh}) \quad (8)$$

其中，$P_j = n_j\overline{Y}, s_j = n_j\overline{Y}_j / n\overline{Y}, j = 1, 2, 3, \cdots, k$。另外，$D_{jh}$为$j$区域与$h$区域指标间的相互影响，$d_{jh}$为这两个区域间职工医保保障水平的差值，即为这两个地区中满足$y_{jh} - y_{ji} > 0$条件的所有样本值加总的期望。同样，p_{jh}则表示j、h两地中所有满足$y_{hr} - y_{ji} > 0$条件的样本值加总的期望。D_{jh}、d_{jh}与p_{jh}的定义式分别由式（9）、式（10）、式（11）给出：

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (9)$$

$$d_{jh} = \int_0^{\infty} dF_j(y)\int_0^{y}(y - x)\,dF_h(x) \quad (10)$$

$$p_{jh} = \int_0^{\infty} dF_h(y)\int_0^{y}(y - x)\,dF_j(x) \quad (11)$$

其中，F_j、F_h为j、h区域的累计分布函数。

因此，可以用y_{ji}、y_{hr}分别表示我国各省职工医保保障水平，并对其区域差距及来源进行分解。

（2）Moran's I探索职工医保保障水平的空间集聚效应

本研究基于既往研究[8-9]对空间异质性及相关性探索方法的理论铺垫，采取全局Moran's I研究职工医保保障水平在时间维度上是否存在空间集聚效应，全局Moran's I可以用于分析要素的空间自相关性，进而利用局部莫兰指数（local Moran's I）判断具体哪些省级行政区之间存在空间相关性，全局Moran's I和local Moran's I计算如下[10]：

①全局Moran's I计算步骤与方法：

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\omega_{ij}(x_i - \overline{x})(x_j - \overline{x})}{S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\omega_{ij}} \quad (12)$$

在（12）式中，$S^2 = \left[\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2\right]/n$代表样本方差分布，其中，$x_i$为地区$i$的观测值，$n$为省级行政区个数（本文为31个省级行政区），$w_{ij}$表示行政区的空间邻接权重矩阵，代表两个省级行政区单元i和j之间的邻接关系，如果空间单元i和j临近，则w_{ij}=1，否则w_{ij}=0。

②local Moran's I计算步骤与方法：

$$local\ Moran's\ I = \left[(x_i - \overline{x})/S^2\right]\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_j - \overline{x}) \quad (13)$$

依据local Moran's I可将空间自相关分布状态划分为四种形式，即高-高（H-H）、高-低（H-L）、低-高（L-H）、低-低（L-L）分布形式，据此分析空间集聚效应。

Moran's I的取值区间为[-1, 1]。区间的取值越靠近1，表明空间相关性越强；越靠近-1，意味着空间负相关性越强；而区间的取值越趋近0时，则说明空间相关性相对较弱，同时空间状态按随机分布进一步呈现。

结　果

1. 2011—2020年职工医保保障水平Dagum基尼系数及差异分解

总体基尼系数在样本期内整体上有着一定的下降趋势，但是下降趋势不明显，在0. 189~0. 211之间波动，2011—2020年总体基尼系数从0. 209下降到0. 202，降幅3. 35%，表明区域差异呈收敛趋势。同期职工医保保障水平从0. 82上升到1. 28，上升了56. 10%，意味着职工医保保障水平在不断巩固提高的同时空间分布非均衡问题呈"收敛"趋势，差距在不断缩小。从Dagum基尼系数分解贡献率可知，职工医保保障水平不均的主要来源为组间贡献率G_{nb}，近10年来组间贡献率G_{nb}值均大于49%，相对来看组内贡献率G_w值在13%~14%波动，超变密度贡献率在25. 9%~36. 6%之间，2011年超变密度贡献率最大为36. 6%，见图1。

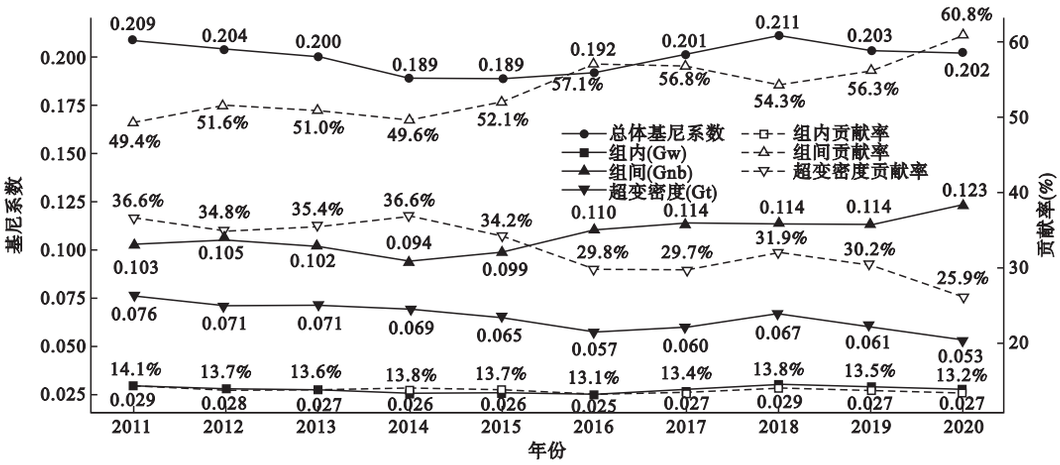


图 1 2011—2020 年全国城镇职工医保保障水平的 Dagum 基尼系数分解及贡献率演变(组内/组间/超变密度)

2. 职工医保保障水平的组内、组间区域差异分析

华北地区 Dagum 组内基尼系数 G_w 值整体上最高,意味着华北地区各省份之间的职工医保保障水平不均衡现象最为明显,其次是华东地区,紧接着是东北地区、西北地区和华南地区。相对来看,西南地区和华中地区这两个区域内部的职工医保保障水平不均衡现象较轻,组内基尼系数 G_w 值大多在 0.100 以下。而东北、华南和西北这三个区域的组内基尼系数 G_w 值适中,意味着该三个区域内部各省份之间职工医保保障水平不均衡程度处于中等水平。

从 Dagum 基尼系数差异分解可知 2011—2020 年七大地理区域各年份的组间基尼系数 G_{nb} 值,华中地区和华北地区的组间基尼系数 G_{nb} 值较大,意味着华东地区和华北地区这 2 个区域内部各省份之间的职工医保保障水平不均衡现象较为严重,空间差异分布非均衡问题呈“扩张”趋势,职工医保保障水平差距明显较大。而华中地区和西南地区的组间基尼系数 G_{nb} 值较小,这 2 个区域各省份之间职工医保保障水平相对较为均匀,意味着这 2 个区域各省份之间的职工医保保障水平空间分布非均衡问题呈“收敛”趋势,省域职工医保保障水平差距在不断缩小,见图 2。

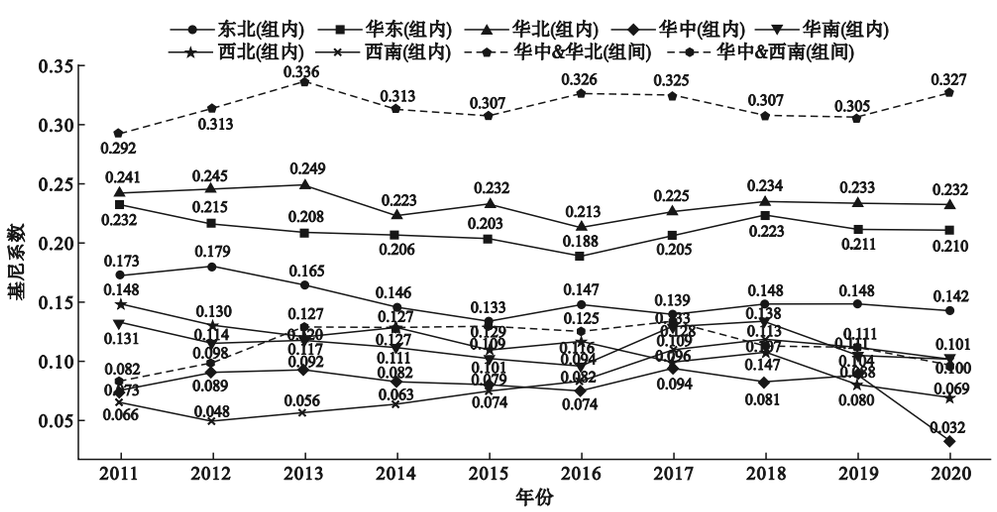


图 2 2011—2020 年七大区域职工医保保障水平的组内(G_w)与组间(G_{nb})基尼系数对比

3. 2011—2020 年职工医保保障水平空间相关性分析

2011—2020 年全局 Moran’s I 整体呈现“M 型”演变轨迹,2011 年和 2020 年均保持 0.208,而 2012—2019 年均大于 0.208 且在 2016 年达到峰值 0.304,并且所有年份均在 95% 的置信水平下具有显著性,意味着职工医保保障水平具有显著稳定的空间正相关关系,即时间维度上呈现空间正向集聚效应模式,见图 3。

通过对 2011 年和 2020 年的 local Moran’s I 进行测算,2011 年与 2020 年的 local Moran’s I 分布情况大致一致,相较于 2011 年,江苏省 2020 年不再呈现显著空间负相关,仅贵州省 local Moran’s I 的空间相关类型发生反转,其余省级行政区的显著性和 local Moran’s I 空间相关关系均一致。2011 年仅部分省级行政区的 local Moran’s I 呈现出显著性,其中,北京市、天津市、内蒙古自治区、辽宁省、安徽省、江西省、湖北省、湖南省、重庆市、四川省、西藏自治区、甘肃省、青海省这 13 个省级行政区呈现出显著性,而且这 13 个省级行政区对应的 local Moran’s I 均大于 0。但

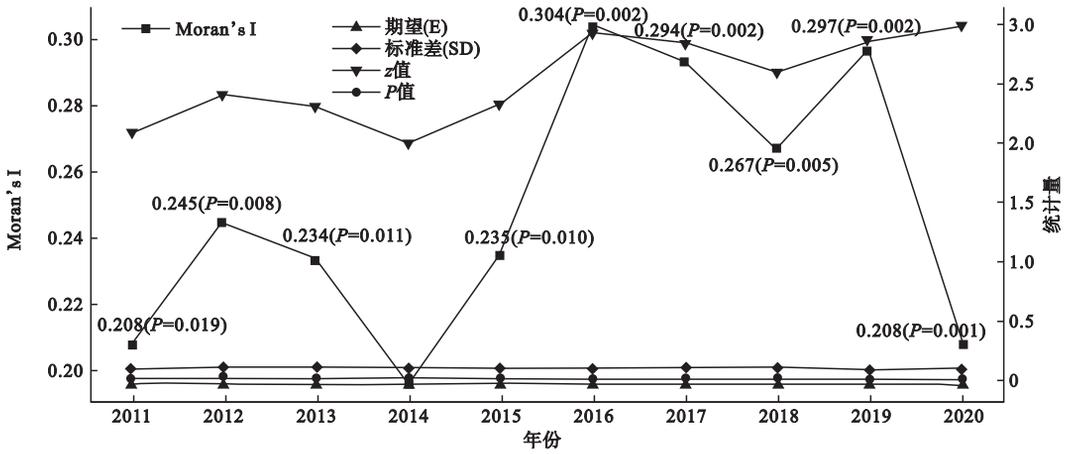


图3 2011—2020年全国职工医保保障水平的全局Moran's I指数及其显著性检验(95%置信水平)

河北省、江苏省、贵州省在保持显著性的同时，local Moran's I值却小于0，表明这三个省存在显著的空间负相关关系，见图4。

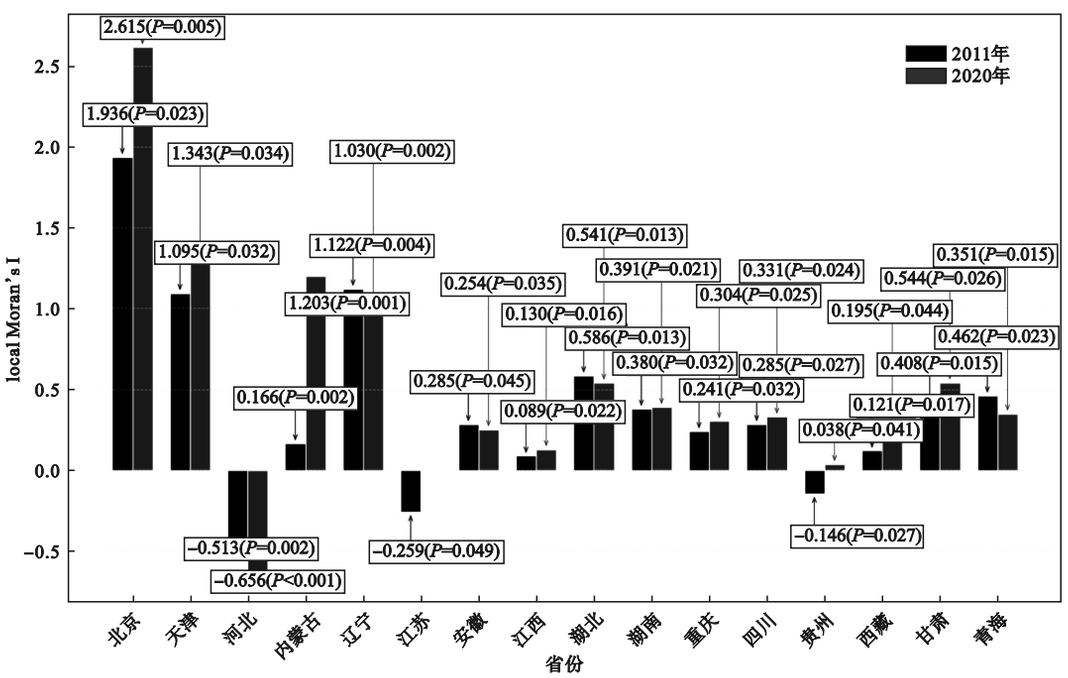


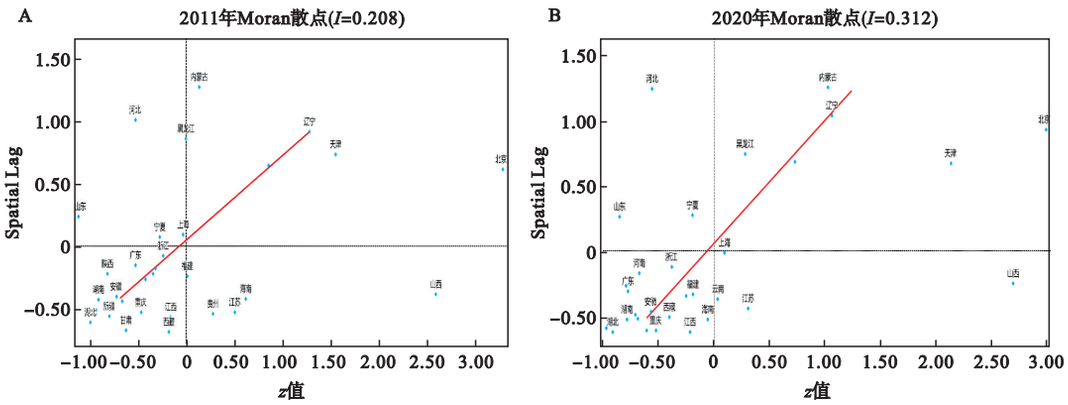
图4 2011年与2020年职工医保保障水平局部Moran's I显著省份对比(空间正/负相关分布)

local Moran's I散点图显示，2011年(图5A)北京、天津、内蒙古、辽宁这4个省级行政区分布在第1象限，呈现高-高(H-H)聚集关系。河北分布在第2象限，呈现低-高(L-H)聚集关系。安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、西藏、甘肃、青海共9个省级行政区分布在第3象限，呈现低-低(L-L)聚集关系。贵州分布在第4象限，呈现高-低(H-L)聚集关系。2020年(图5B)聚集关系整体稳定，仅贵州退出显著负相关序列，仅剩江苏省分布于第4象限，保持高-低(H-L)聚集关系。

讨　论

Dagum基尼系数相较于传统基尼Gini系数具有显著优势[11]。Dagum基尼系数是对传统Gini系数理论的进一步拓展应用，其核心特征是将Dagum基尼系数从时间维度上分解为组内差距、组间差距及超变密度三个维度，即Dagum=G_w+G_{nb}+G_t。其中，G_w衡量区域内部差异，G_{nb}反映区域间的整体差距，G_t则聚焦于区域间的交叉重叠现象以体现相对差距。Dagum基尼系数的理论价值在于，它弥补了传统地区差距测度方法在处理数据交叉重叠问题上的局限，为精准识别地区差距的来源提供了更具解释力的分析框架，特别适用于复杂的多维数据结构，如区域经济和社会保障领域面板数据研究。空间相关性研究中，全局Moran's I用于衡量整体数据集的空间自相关程度，而local Moran's I则用于识别具体位置的空间集聚和离散，提供了更为详细的局部空间信息，有助于确保空间回归分析结果的准确性[12]。

通过Dagum基尼系数分解与Moran's I组合实证分析，揭示了2011—2020年我国职工医保保障水平的



注：*X*轴（离值*z*值）反映的是数据值和均值之间的差距，所以越靠右的数据，说明对应的职工医保保障水平相对越高；*Y*轴（空间滞后值）则代表空间滞后的数值的大小，如果这个数值越大，表示研究对象周边（邻居）的职工医保保障水平相对越高。

图 5 2011 年（A）和 2020 年（B）local Moran's I 显著省份散点图

区域差异来源及空间分布特征。从差异分解来看，总体 Dagum 基尼系数从 0.209 下降至 0.202（降幅 3.35%），呈现收敛趋势，但组间贡献率始终占据主导地位（近 10 年贡献率均>49%，2011 年达 60.84%），而组内贡献率稳定在 13%~14%，超变密度贡献率波动于 25%~36.6% 之间。这表明区域间差距是导致职工医保保障水平非均衡的核心因素，与华北、华东等地区组间基尼系数显著高于其他区域的结果一致，印证了区域间资源配置差异是主要矛盾。

空间相关性分析显示，全局 Moran's I 呈“M 型”波动（2011 年 0.208→2016 年 0.304→2020 年 0.208），且在 95% 置信水平下显著，表明职工医保保障水平存在稳定的空间正向集聚效应。局部分析进一步表明，北京、天津、内蒙古、辽宁呈现“高-高（H-H）”集聚模式，安徽、江西等 9 个省级行政区形成“低-低（L-L）”集聚，仅河北与贵州表现为异常模式（L-H 和 H-L），且 2011—2020 年空间格局保持稳定。这种集聚特征与总体差异收敛趋势形成互证，即区域差距缩小并非源于空间均质化，而是“高-高”与“低-低”集聚模式稳定性增强的结果（如北京-天津集聚区的溢出效应可能提升区域资源配置效率）。

鉴于组间差异主导的非均衡格局，需建立跨区域医保基金调剂机制，重点向华北、华东等组间差异显著地区倾斜。同时利用“高-高”集聚区的空间溢出效应，推动北京-天津等发达地区向周边“低-低”区域辐射资源。此外，华中、西南等组内与组间差异均较小的区域，应强化政策连续性以巩固均衡发展成果。本研究的局限性在于未纳入人口结构、医疗资源禀赋等变量对空间集聚的影响，未来可结合空间计量模型进一步探索多维度作用机制。

参 考 文 献

[1] 云南省医疗保障局. 习近平总书记心中的医疗保障事业蓝图[EB/OL]. [2024-07-05]. https://ylbz.yn.gov.cn/index.php?c=show&id=2272.

[2] 金维刚. 促进公平医保，关键在于实现权利、机会与规则公平[EB/OL]. (2024-02-07) [2024-07-05]. https://new.qq.com/rain/a/20240207A06Y7600.

[3] 杨承佳，李忠祥. 绿色发展与共同富裕协同发展水平、区域差异及动态演进 [J]. 统计与决策，2024, 40(11):103-108.

[4] 徐孝新，孙自敏，刘戒骄. 我国粮食主产区农业高质量发展的区域差异及收敛性分析[J]. 技术经济，2022,41(2):86-95.

[5] 张莹，何旺，张卓群. 中国居民消费支出区域差异的演变特征：基于 Dagum 基尼系数分解和 Kernel 核密度估计的实证研究[J]. 重庆理工大学学报(社会科学)，2022,36(7):66-76.

[6] 张卓群，张涛，冯冬发. 中国碳排放强度的区域差异、动态演进及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究，2022,39(4):67-87.

[7] Dagum C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio [J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.

[8] 李玲，安世博. 我国农业高质量发展水平测度与时空分布特征研究：基于 2010—2019 年 31 个省级行政区的面板数据分析[J]. 河北科技师范学院学报(社会科学版)，2024,23(1):59-67.

[9] 李学林，高静，张明，等. 河北省县域科技创新特征及其对经济发展效率的测度研究[J]. 河北科技师范学院学报(社会科学版)，2022,21(2):36-43.

[10] 刘建国，李悦. 人口高质量发展水平测度、空间分布与动态演进[J]. 统计与决策，2024,40(17):64-69.

[11] 李华，董艳玲. 中国经济高质量发展水平及差异探源：基于包容性绿色全要素生产率视角的考察[J]. 财经研究，2021,47(8):4-18.

[12] 丁志国，赵宣凯，赵晶. 直接影响与空间溢出效应：我国城市化进程对城乡收入差距的影响路径识别[J]. 数量经济技术经济研究，2011,28(9):118-130.

（责任编辑：邓 妍）