

# 长三角城市群医疗卫生资源配置的空间收敛性研究

孙泽生<sup>1</sup> 沈雨晴

(上海师范大学商学院, 上海 200234)

**【摘要】**: 区分医疗卫生资源供给、需求和效率三个维度研究 2007—2019 年长三角 25 个城市医疗卫生资源配置的空间关联及其收敛特征, 采用熵权法构建供给/需求指数, 用比率法测度投入产出比来表征资源配置效率, 使用空间面板模型检验医疗卫生资源配置的  $\beta$  收敛性并考察城市异质性和医疗卫生改革的影响。通过以上研究发现: (1) 长三角医疗卫生资源供给、需求及配置效率均存在绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛特征, 且需求侧有显著空间溢出效应。(2) 城市化水平和政府财政自给率提升均正向促进特定城市的医疗卫生资源供给, 医学院校能促进城市间医疗卫生资源均衡配置的良好互动。(3) 卫生资源下沉改革减缓了医疗卫生资源供给增长但促进了区域间收敛, 对需求集聚中心的周围城市产生了扩散效应, 综合医改则加剧了需求侧虹吸效应。

**【关键词】**: 医疗卫生资源; 空间效应; 收敛性; 改革; 长三角

**【中图分类号】**: F061.5; F127 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1001-4403(2022)05-0035-14

DOI:10.19563/j.cnki.sdzs.2022.05.005

## 一、引言

我国长期存在的“看病难”现象彰显了医疗卫生资源均衡配置的重要性。中国的医疗资源配置不均衡问题既表现为供给侧的配置失衡, 也表现为患者偏向城市高等级医院导致的需求侧失衡以及供需错配。自 2003 年“非典”疫情暴发以来, 中国政府不断增加面向基层医疗机构的投资, 2009 年 3 月启动的新医改进一步突出了市场化转向政府主导、以分级诊疗为目标的改革取向, 均旨在再配置医疗卫生资源。尤其是在 2010 年后, 以江苏、浙江、上海为代表的多省(市)开始推行以医联体为载体的卫生资源下沉改革, 通过将高等级医院人力资本向低等级医院下沉以及品牌植入, 来提升后者的诊疗能力、吸引人力资本流入并重塑患者预期。2015 年开始又启动了以医疗价格、医保和医药采购等为聚焦、强调统筹调配医疗卫生资源的省级综合医改。但在过去二十多年持续的医疗卫生改革情境下, 中国以及代表性区域是否出现了医疗卫生资源的区域间均衡配置和收敛效果, 仍未得到已有研究的足够重视。

已有研究充分认识到医疗卫生资源配置失衡是中国面临的严重公共服务挑战。<sup>①②</sup>在医疗机构行政等级化条件下, 医院级别越高, 政府财政投入和医生的技能水平越高; 基层医疗机构服务能力不足以及患者的不

<sup>1</sup>作者简介: 孙泽生, 上海师范大学商学院教授, 主要从事公共经济与卫生政策研究; 沈雨晴, 上海师范大学商学院研究助理, 主要从事区域经济研究。

**基金项目**: 上海市人民政府发展研究中心决策咨询项目“上海卫生资源下沉改革政策效应评估与提升策略研究”(项目编号: 020-YJ-C05)的阶段性成果。

<sup>2</sup>①胡洪曙、武锶芪:《基于获得感提升的基本公共服务供给结构优化研究》,《财贸经济》2019 年第 12 期, 第 35—49 页。

信任进一步削弱了其吸引患者就诊的能力。<sup>32</sup>2009年新医改后,中国省域医疗卫生资源供给的收敛速度趋于加快。<sup>34</sup>但是,医保覆盖面的扩大却放松了患者的融资能力约束,推动其更多选择高等级医院就诊,反而对医疗卫生资源配置和服务利用效率产生了负面影响。<sup>35</sup>近年来,医联体建设有效推动了医疗资源下沉,有助于提升基层医疗卫生资源利用水平,分级诊疗政策也有利于驱动患者更多选择基层医疗机构;但也有研究表明分级诊疗政策效果不显著,医疗资源配置与社会释放的医疗需求不平衡。<sup>36</sup>对综合医改试点政策的评估显示,这一改革显著提高了居民的就医满意度和对就诊医院的认可度,但对其服务水平没有显著的正向效应。<sup>37</sup>以上研究主要聚焦供给侧,大多使用医院和患者层面统计数据或调研数据评估已有改革的政策效应,但未将改革纳入宏观层面的实证研究来揭示医改对医疗卫生资源配置的影响。

从研究方法看,医疗卫生资源配置均衡性文献主要使用以下两类方法。第一类是观察截面上不同区域间的医疗卫生资源配置均衡性或者空间差异,如果进一步引入时间维度,还可以估计截面主体差异化的演化态势。<sup>38</sup>诸如,Yi和Peng等<sup>39</sup>测算中国东中西部医疗卫生效率的变异系数发现中国内部差异可能逐渐扩大;基于Dagum基尼系数的估计却表明,中国基本医疗卫生服务供给的总体差异、地区内差异以及地区间差异均呈缩小态势。<sup>40</sup>考虑到截面主体可能存在显著的差异性,单纯的测度指标无法对差异性因素之影响予以控制,从而分离出不同截面主体可比较的医疗卫生资源配置的时空演进特征。<sup>41</sup>第二类方法利用时间序列数据或者面板数据来估计医疗卫生资源配置的收敛性,依是否纳入控制变量可估计其条件 $\beta$ 收敛或绝对 $\beta$ 收敛。<sup>42</sup>但这一方面文献数量较少,且主要聚焦供给侧并使用省际面板数据展开。问题是,医疗卫生资源配置的区域差异往往反映在省域内,尤其是省会、中心城市和以乡村区域为主的外围城市之间。因而,省域数据实证研究不能充分反映医疗卫生资源配置差异主要在于城乡(中心—外围城市)之间的问题。同时,已有研究也未关注到不同规模/层级城市的空间相关性和异质性问题。由于医疗卫生资源配置的空间关联性主要发生在省域内的不同城市和邻近省域城市之间,因此以代表性区域为研究对象,纳入区域内城市间的差异性,可以很好地刻画医疗卫生资源配置的空间关联与均衡配置问题。在中国政府<sup>43</sup>规划提出的《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》中,已将医疗卫生资源均衡布局纳入区域一体化目标,故本文聚焦于空

<sup>32</sup>杜创、朱恒鹏:《中国城市医疗卫生体制的演变逻辑》,《中国社会科学》2016年第8期,第66—89页;王俊、王雪瑶:《中国整合型医疗卫生服务体系研究:政策演变与理论机制》,《公共管理学报》2021年第3期,第152—167页。

<sup>34</sup>金淑婷、李博、杨永春:《经济发展是否缩小区域间基本医疗卫生资源供给差距?——基于287个城市面板数据计量检验》,《世界地理研究》2021年第1期,第192—208页。

<sup>35</sup>Chen J Q, Xu S, Gao J. The Mixed Effect of China's New Health Care Reform on Health Insurance Coverage and the Efficiency of Health Service Utilisation: A Longitudinal Approach. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, ( 5 ) .

<sup>36</sup>张兴祥、陈申荣:《我国分级诊疗改革政策实施效果的量化评估——以试点城市厦门为例》,《福建论坛》2019年第2期,第192—204页;王婵、李鑫武、吴如意等:《分级诊疗对“倒三角”就医秩序的纠正效应评估——基于渐进性试点的准自然实验》,《中国卫生政策研究》2021年第3期,第13—20页。

<sup>37</sup>孙广亚、张征宇、孙亚平:《中国医疗卫生体制改革的政策效应——基于综合医改试点的考察》,《财经研究》2021年第9期,第19—33页;王晓燕:《综合医改政策效应评估》,《现代经济探讨》2019年第7期,第24—34页。

<sup>38</sup>马志飞、尹上岗、乔文怡等:《中国医疗卫生资源供给水平的空间均衡状态及其时间演变》,《地理科学》2018年第6期,第869—876页。

<sup>39</sup>Yi M, Peng J C, Zhang L, et. al. Is the Allocation of Medical and Health Resources Effective? Characteristic Facts from Regional Heterogeneity in China. *International Journal for Equity in Health*, 2020, ( 1 ) .

<sup>40</sup>陈志勇、韩韵格:《基本医疗卫生服务供给的动态演进及空间差异》,《中南财经政法大学学报》2021年第2期,第53—64页。

<sup>41</sup>周怡、余奕杉:《我国卫生资源分布状况与收敛路径分析》,《中国卫生经济》2018年第3期,第46—49页。

<sup>42</sup>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,第65—77页。

<sup>43</sup>中共中央、国务院:《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》. [http://www.gov.cn/zhengce/2019-12/01/content\\_5457442.html](http://www.gov.cn/zhengce/2019-12/01/content_5457442.html).

间关联紧密的长三角区域展开研究。由于安徽地级市数据不可得,本文以江浙沪三省(市)的25个城市为研究对象,使用多测度指标刻画长三角医疗卫生资源配置的区域差异,并采用空间面板模型分析城市异质性、空间效应和医改政策作用下的医疗卫生资源配置的收敛性问题。

相较于已有文献,本文的边际贡献表现在以下三方面:(1)从供给、需求和效率三方面分别探讨医疗卫生资源的配置状况,使用熵权法分别构造医疗卫生资源供给/需求指数,并基于比率法表征医疗卫生资源配置效率,由此可对过往时期的医疗卫生资源配置进行更全面的分析。(2)将空间因素和异质性纳入医疗卫生资源配置的收敛性分析中,评估了长三角区域城市间医疗卫生资源配置的空间关联及其空间收敛性。(3)将医疗卫生资源下沉改革和省级综合医改纳入实证模型,评估其对于医疗卫生资源均衡配置和收敛性的影响。

## 二、文献评述与研究假说

医疗卫生资源均衡配置的目标是让供给与需求匹配,助力实现区域间医疗卫生服务均等化。<sup>⑭</sup>它既是供需衔接以降低高等级医院拥堵和患者诊疗成本的需要,也是实现区域间公共服务均等化和区域内医疗服务可得性的核心内容。医疗卫生资源均衡配置涉及供给、需求和效率这三个方面,供给侧涉及以财力、人力和物力衡量的医疗卫生资源供给水平,需求侧强调个体或家庭已实现的包括门诊、住院在内的医疗卫生服务利用状况,配置效率则应用于刻画投入产出间比例或供需协调匹配的水平。

### (一)医疗卫生资源配置的空间关联与收敛性

中国医疗服务整体均衡性处于较低水平,但医疗服务供给、利用与效率整体呈向好趋势<sup>⑮</sup>,研究表明省域医疗卫生资源供给、全要素生产率具有绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛特征。<sup>⑯</sup>医疗卫生资源配置在空间上可能具有一定的相关性,一方面是由于对口支援、医联体建设等举措推动了包括人力资本等的资源要素在省域间和城市间流动,另一方面由于交通通达性改善、医保报销比例调整及跨省异地结算的举措促进了患者跨区域就医行为。研究表明,中国医疗卫生服务供给和医疗卫生服务效率存在明显的空间聚集效应,证实了医疗卫生服务在收敛中的空间溢出效应,<sup>⑰</sup>相邻省份间医疗卫生支出也存在空间溢出效应。<sup>⑱</sup>以上聚焦省域层面文献所发现的医疗卫生资源空间关联和收敛更有可能发生在空间尺度更小、要素流动性更强的城市群层面,但还缺乏有力的实证证据。

长期以来,长三角各省(市)在经济发展和医疗卫生资源禀赋上具有明显优势,城市间要素流动与发展的协同性较强。尤其是,长三角区域一体化发展战略实施后,长三角区域内医疗资源融合发展趋势明显,均等化程度不断提高<sup>⑲</sup>。长三角已建成的高度便利化的交通基础设施进一步促进了医疗卫生资源供给、需

<sup>⑭</sup>②Sun Z S, Wang S H, Barnes S R. Understanding Congestion in China's Medical Market: An Incentive Structure Perspective. *Health Policy and Planning*, 2016, ( 3 ) .

<sup>⑮</sup>③马志飞、尹上岗、乔文怡等:《中国医疗卫生资源供给水平的空间均衡状态及其时间演变》,《地理科学》2018年第6期,第869—876页;李静、常媛媛:《中国省域医疗服务分布失衡性及治理效率研究》,《安徽大学学报》2021年第2期,第145—156页。

<sup>⑯</sup>④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,第65—77页;于金娜:《中国卫生资源全要素生产率增长及收敛性分析》,《统计与决策》2018年第18期,第111—115页。

<sup>⑰</sup>⑤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,第65—77页;李翼、张本慧、李晓:《省域医疗服务效率空间差异研究——基于SBM-Lasso-SEM模型》,《淮北师范大学学报》2021年第3期,第28—33页。

<sup>⑱</sup>⑥史桂芬、王佳:《人口流动对地方医疗卫生支出影响的实证分析——基于空间面板模型》,《东北师大学报》2017年第5期,第25—30页。

<sup>⑲</sup>⑦伍爱群、胡佩:《关于加快构建长三角区域一体化公共卫生服务和应急体系的思考和建议》,《华东

求的城市间流动,各城市较为均衡的经济发展水平为其医疗卫生资源供给和效率提升提供了较强的财政能力支持,有助于长三角城市群实现医疗卫生资源配置的空间收敛。长三角各省(市)均通过医联体建设来推动医疗资源上下贯通,以高水平人才下沉和基层人员赴高等级医院进修的方式来盘活医疗服务各要素,<sup>②0</sup>但它并不改变医疗人员所属地,在宏观统计数据上不反映供给侧的要素流动,因而难以观察到医疗卫生资源供给的空间溢出效应。但长三角各城市均受益于医联体建设推动的当地医疗能力提升,所采用的医保报销比例差异化政策也有助于扭转患者向大城市、大医院集聚的趋势,可能表现为周边城市间的需求侧正向溢出效应。因此,本文提出以下假说:

假说 1(a):长三角医疗卫生资源配置水平区域差异逐渐缩小,供给、需求及配置效率均存在绝对 $\beta$ 和条件 $\beta$ 收敛。

假说 1(b):医疗卫生资源需求在 $\beta$ 收敛中存在正向溢出效应。

## (二)城市异质性的影响

就医疗卫生资源配置而言,城市间异质性可能来自城市化水平、地方政府财政自给率以及在地医学院校等方面。首先,城镇化过程中人口向城市的集聚会使得城市医疗卫生资源实现规模效应,同时,城镇化进程中也需基础设施及包括医疗卫生在内的公共服务供给的支撑,医疗卫生资源供给会相应增加,因此,城市化水平的提升会促进长三角城市群医疗卫生资源供给水平的上升。<sup>②1</sup>其次,因长三角城市的经济发展水平和政府财政自给率普遍都比较高,在迈向高质量一体化发展过程中,地方政府的投资偏好逐渐从投资回报率较高的经济建设领域转向包括医疗卫生在内的公共服务领域。财政自给率的提升使地方政府有更大的自主权和更强的能力增加医疗卫生资源供给、吸引高水平医疗卫生人才。最后,医学院校能够集聚大量的高水平医疗卫生人才,还附属有高水平医疗机构,可优先承担为所在城市培养和输送医疗卫生人才的角色。因此,分布有医学院校的城市往往医疗卫生资源相对富足,能带来医疗人才集聚效应,<sup>②2</sup>其培养的毕业生也更愿意选择相关城市就业。<sup>②3</sup>基于此,提出以下假说:

假说 2(a):城市化水平和政府财政自给率的提升能促进医疗卫生资源供给改善。

假说 2(b):医学院校在促进城市医疗卫生资源均衡配置中具有正向溢出效应。

## (三)医疗卫生改革的影响

本文研究时期内,长三角各省(市)均推进了以医联体为载体的卫生资源下沉改革和综合医改试点,这两项改革的目标都指向医疗卫生资源的均衡配置。其中,以医联体为载体的卫生资源改革主要通过高等级医院的人才下沉、人力资本溢出及其向低等级医院的品牌植入,来提升落后地区和低等级医院的诊疗能力并吸引患者。虽然这一改革无助于实现统计意义上的供给侧空间溢出,但促进长三角城市群医疗卫生资源

---

科技》2020年第12期,第72—76页。

<sup>20</sup>①贾德清、叶林:《长三角区域一体化背景下的医疗卫生体制改革研究:整体性治理的视角》,《中共福建省委党校学报》2020年第4期,第14—21页。

<sup>21</sup>②豆建民、刘欣:《中国区域基本公共服务水平的收敛性及其影响因素分析》,《财经研究》2011年第10期,第37—47页;俞佳立、杨上广:《中国医疗卫生资源供给水平的区域差异及影响因素》,《统计与决策》2021年第6期,第69—72页。

<sup>22</sup>③时保国、吴少龙:《“看病难”的空间分析:嵌入分层理论视角的中国三甲医院地理分布》,《甘肃行政学院学报》2019年第5期,第94—103页。

<sup>23</sup>④侯建林、王维民、柯杨:《临床医学专业本科应届毕业生择业意愿及毕业后去向研究》,《中国卫生事业管理》2018年第10期,第765—768页。

供给的收敛。相对应，卫生资源下沉改革可以缓解患者趋向中心城市就诊的“看病难”现象，推动患者更多选择当地就诊，辐射带动周边城市需求侧均衡配置。此外，综合医改试点强调以省为单位，统筹推进药品采购、医疗服务价格、医保支付方式等领域改革，对医疗服务供给不存在显著的促进作用。<sup>②4</sup>

已有研究表明，综合医改试点显著降低了居民自费医疗支出比例，就医可及性和可负担性的改善使得居民更青睐于大城市和高等级医院就诊，反而加剧了医疗卫生资源需求侧的虹吸效应。<sup>②5</sup>由于居民的诊疗选择行为变化具有明显的粘性和时滞，住院服务需求的变化时滞更长，综合医改试点对需求侧的影响还可能具有滞后效应。据此提出以下假说：

假说 3(a)：医疗卫生资源下沉改革能促进医疗卫生资源供给的收敛，对需求集聚中心的周围城市产生扩散效应。

假说 3(b)：综合医改试点对长三角医疗卫生资源需求侧收敛具有负向作用，且存在滞后效应。三、方法与数据

考虑到医疗卫生资源配置的多投入多产出特征以及供给和需求层面的显著差异，本文使用熵权法分别构造医疗卫生资源供给/需求指数，利用比率法以需求指数与供给指数的比值表征医疗卫生资源配置效率。基于以上度量，本文使用差异测度指标和空间面板模型来研究长三角城市群医疗卫生资源配置的区域差异和收敛特征，以下报告本文使用的研究方法和数据。

### (一) 研究方法

一般的收敛性分析方法中多使用  $\sigma$  收敛和  $\beta$  收敛估计。<sup>②6</sup>前一估计不依赖计量模型而使用变异系数(CV)来分析城市间差异，为印证变异系数估计结果可靠性，我们还给出基尼系数(Gini)测算结果。令  $G$  代表基尼系数， $i$ 、 $r$  代表不同城市， $n$  代表城市总数， $y_i$  ( $y_r$ ) 代表第  $i$  ( $r$ ) 城市的医疗卫生资源配置水平， $\bar{y}$  代表医疗卫生资源配置水平的算术平均值。可得到以下测度方程：

$$G = \frac{1}{2n^2\bar{y}} \left( \sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^n |y_i - y_r| \right) \quad (1)$$

收敛可分为绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛。前者是在不考虑经济规模、财政自给率等地区异质性因素情形下，评估各地区医疗卫生资源配置水平是否将收敛到同一个稳态均衡点。而条件  $\beta$  收敛则将异质性变量考虑在内，从边际上识别不同区域间趋向稳态水平的收敛性特征。绝对  $\beta$  收敛的模型设定为：

$$\ln \left( \frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $i$  表示城市， $t$  表示时间； $y_{i,t+1}$ 、 $y_{i,t}$  分别表示  $i$  城市在  $t+1$  时期和  $t$  时期的医疗卫生资源配置水平； $\ln(y_{i,t+1}/y_{i,t})$  表示  $i$  城市在  $t$  至  $t+1$  时期跨度内医疗卫生资源配置水平的年度增长率； $\beta$  为待估收敛参数，若  $\beta < 0$  意味着存在绝对  $\beta$  收敛趋势，反之则说明存在发散趋势，收敛速度计算公式为

<sup>24</sup>⑤王晓燕：《综合医改政策效应评估》，《现代经济探讨》2019年第7期，第24—34页。

<sup>25</sup>①孙广亚、张征宇、孙亚平：《中国医疗卫生体制改革的政策效应——基于综合医改试点的考察》，《财经研究》2021年第9期，第19—33页。

<sup>26</sup>②Islam N. What Have We Learnt from the Convergence Debate?. Journal of Economic Surveys, 2003, (3)

$v = -\frac{1}{TS} \ln(1 + \beta)$ , 其中 TS 代表时间跨度;  $\alpha$  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。将城市化水平、政府财政自给率等异质性因素纳入模型, 条件  $\beta$  收敛的模型设定为:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \gamma \ln(X_{i,t}) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $X_{i,t}$  为控制变量,  $\gamma$  为控制变量待估参数, 其他变量含义与式(2)相同。

考虑医疗卫生政策对条件  $\beta$  收敛的影响, 将其模型设定为:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \gamma \ln(X_{i,t}) + \delta P_{i,t} + \tau [\ln(y_{i,t}) \times P_{i,t}] + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $P_{i,t}$  为政策虚拟变量,  $i$  城市在  $t$  时期开始实施该项政策, 则时期  $t$  及之后  $P_{i,t}$  赋值为 1, 时期  $t$  之前  $P_{i,t}$  赋值为 0;  $\delta$  表示政策对医疗卫生资源配置水平增长率的影响;  $\tau$  表示政策对医疗卫生资源配置收敛性的影响。但考虑到长三角城市群内可能存在医疗卫生资源配置的空间关联性, 我们需构建  $\beta$  收敛估计的空间计量模型。在确定是否使用空间计量模型时, 首先需考察数据样本间是否存在空间效应。本文采用 Moran' sI 指数考察长三角医疗卫生配置指标的空间相关性, Moran' sI 值为  $[-1, 0)$ 、 $0$  和  $(0, 1]$  时, 分别表示负相关、不相关和正相关。

为了确定空间效应进入面板模型的准确形式, 我们首先在绝对  $\beta$  收敛研究中分别估计以下三种常用的空间计量模型:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln\left(\frac{y_{j,t+1}}{y_{j,t}}\right) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

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

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln\left(\frac{y_{j,t+1}}{y_{j,t}}\right) + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln(y_{j,t}) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(5)为空间自回归  $\beta$  收敛模型(SAR), 式(6)和(7)分别为空间误差  $\beta$  收敛模型(SEM)和空间杜宾  $\beta$  收敛模型(SDM)。其中,  $\rho$  表示被解释变量的空间效应系数, 反映邻近城市被解释变量的影响。  $\lambda$  表示误差项的空间效应系数, 反映随机冲击。  $\theta$  表示解释变量的空间效应系数, 反映邻近城市解释变量的影响。  $W_{ij}$  表示空间权重矩阵, 本文采用反距离权重矩阵。在估计了以上三种空间面板模型后, 参照 Alhorst<sup>②7</sup> 进行空间计量模型的检验和选择。<sup>②8</sup>

## (二) 变量与数据

<sup>27</sup>①Elhorst J P. Matlab Software for Spatial Panels. International Regional Science Review, 2015, ( 3 ) .

<sup>28</sup>②因篇幅限制未报告空间计量模型的检验和选择方法, 如有需要读者可向作者索取。

本文的研究对象为长三角城市群的 25 个地(市)。因 2007 年前个别指标数据不可得,且 2020 年数据受疫情影响波动较大,故研究时序为 2007—2019 年。本文从人力、物力和财力三个维度各选取两个指标来构建医疗卫生资源供给指标体系,其中,选取每千人执业(助理)医师数和每千人注册护士数为人力维度指标,选取单位面积卫生机构床位数和每千人拥有卫生机构床位数为物力维度指标,选取人均医疗卫生财政支出和医疗卫生支出占地区财政支出比重为财力维度指标;从门诊和住院两方面共选取人均诊疗人次、每千人入院人数和医院病床使用率三个指标来构建医疗卫生资源需求指标体系。基于熵权法可测算得到供给指数(MRS)和需求指数(MRD),采用比率法测算得到医疗卫生资源配置效率值(MRAE)。<sup>②9</sup>

## 1. 控制变量

参考已有文献<sup>③0</sup>并结合数据可得性,选取人口规模(SIZE)、经济发展水平(GDP)、城市化水平(UR)、政府财政能力(GFC)和政府财政自给率(GFS)5 个指标作为控制变量加入到条件  $\beta$  收敛模型中。<sup>③1</sup>其中,人口规模为地区常住人口总数(万人),经济发展水平用人均 GDP 度量,城市化水平用城镇人口比重(%)表示,政府财政能力用地方财政预算支出与 GDP 的比值(%)度量,政府财政自给率为地方财政收入与支出的比值(%)。需要说明的是,由于存在多重共线性,剔除政府财政能力指标。为了消除量纲差异,我们对控制变量数据取对数处理。

## 2. 政策变量

纳入实证模型的政策变量包括卫生资源下沉改革和综合医改试点两个方面。由于不同地市的改革启动时间存在明显差异,我们以不同地市政府首次发布文件提及该医改政策或首个医联体组建作为改革时点,依此设定虚拟变量 MTC 和 PCHR。考虑到改革组织、动员等存在的时滞,若以上改革在当年 7 月 1 日前推出,则当年赋值为 1,若改革在当年 7 月 1 日后推出,则下一年起赋值为 1。<sup>③2</sup>

# 四、收敛性估计结果

## (一) 收敛和基尼系数估计结果

<sup>29</sup>③限于篇幅,未报告熵权法测算结果,如有需要读者可向作者索取。

<sup>30</sup>④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,第 65—77 页;于金娜:《中国卫生资源全要素生产率增长及收敛性分析》,《统计与决策》2018 年第 18 期,第 111—115 页。

<sup>31</sup>⑤因篇幅限制未报告控制变量的描述性统计结果,需要的读者可向作者索取。

<sup>32</sup>①各城市医疗卫生改革启动时点数据可向作者索取。

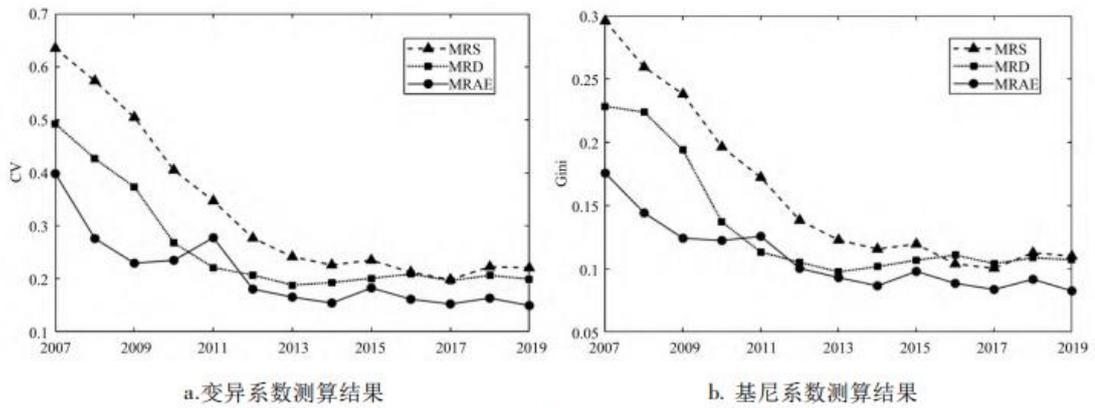


图1 变异系数及基尼系数测算结果:2007—2019年

注:使用 MATLAB 软件测算并绘制。

由图 1(a)可见, 供给侧、需求侧和效率指标的变异系数在样本时期内整体呈下降态势。其中, 供给侧早期的变异系数最大, 但其下降趋势最强, 说明长三角城市群医疗卫生资源供给侧配置有较大改善。

相对照, 配置效率的变异系数在样本时期内波动比较明显, 需求侧的变异指数在样本后期有所增大, 说明需求的空间均衡性在最近时期内有所下降。类似的特征也出现在图 1(b)所报告的基尼系数测算结果中, 总体上表明样本时期内市域层面卫生资源配置存在  $\sigma$  收敛特征。显然, 随着长三角区域医疗卫生改革的不断深化以及长三角一体化程度的加深, 这一城市群内医疗卫生资源配置正存在明显的均等化发展趋势, 尤其是提高了医疗卫生资源相对匮乏地区的供给水平, 为假说 1(a)提供了部分支持。

## (二) 空间面板模型检验

在测算长三角城市群医疗卫生资源配置的空间收敛性之前, 我们需要判断空间效应是否存在。<sup>33</sup>医疗卫生资源供给的 Moran' s I 指数在样本前期呈显著的空间正相关, 但是在 2013 年及以后期间内不显著; 需求指数的 Moran' s I 指数在大部分时期内显著为正, 配置效率的空间相关性不太稳定, 仅在部分时期内呈现出空间相关性。总体而言, 长三角城市群内的医疗卫生资源配置存在一定的空间相关效应, 在后续的实证分析中应充分关注空间效应问题。

在进行空间面板模型估计之前, 需进一步确定空间效应在空间面板模型中的具体形式。<sup>34</sup>MRAE 的绝对  $\beta$  收敛模型中 LR 和 Wald 检验结果均显示 SDM 可以退化为 SEM, 且 LM 指向 SEM, 故采用双向固定效应的 SEM 模型。其余模型的 LM 检验均在 5% 的显著性水平下拒绝原假设, 表明存在空间效应, 空间 Hausman 检验结果显著建议我们应使用固定效应的空间面板模型。LR 和 Wald 检验结果拒绝原假设, 表示 SDM 不可退化为 SAR 或 SEM, 故其余模型均采用双向固定 SDM 模型。

## (三) 基准模型估计结果

由表 1 可见, 在不纳入城市异质性的面板模型绝对  $\beta$  收敛估计结果中, 长三角医疗卫生资源供给、需求和配置效率的  $\beta$  值均小于零且在统计上显著, 说明存在绝对  $\beta$  收敛, 其收敛速度分别为 4. 16%、8. 68% 和 16. 27%; 纳入空间相关性后, 三个医疗卫生资源配置指标仍存在显著的收敛性特征, 以上结果为假说 1

<sup>33</sup>②因篇幅限制, Moran' s I 指数测算结果可向作者索取。

<sup>34</sup>①因篇幅限制未报告空间面板模型检验结果, 有需要的读者可向作者索取

(a) 提供了证据。同时, 根据刻画空间效应的参数  $\rho/\lambda$  的估计结果, 三个医疗卫生资源配置指标的空间效应均显著为正, 表明空间溢出效应会加速周边城市医疗卫生资源供给、需求和配置效率改善。现在引入异质性控制变量构建条件  $\beta$  收敛模型。由表 2 可见, 无论是否纳入空间因素, 三个医疗卫生资源配置指标的  $\beta$  系数均显著为负, 说明在控制城市异质性条件下仍存在条件  $\beta$  收敛, 进一步证实了

假说 1(a)。同时, 在纳入空间效应后, 需求侧指标的空间效应显著为正, 表明医疗卫生资源需求存在空间溢出效应, 印证了假说 1(b)。这一结果说明, 在医联体建设和差异化医保报销比例设计等政策的激励下, 出现了趋于均衡的患者诊疗选择行为变化并显现在城市群医疗卫生资源需求上。

表 1 长三角医疗卫生资源配置的绝对  $\beta$  收敛模型估计结果

模型	MRS		MRD		MRAE	
	经典 绝对 $\beta$ 收敛	空间 绝对 $\beta$ 收敛	经典 绝对 $\beta$ 收敛	空间 绝对 $\beta$ 收敛	经典 绝对 $\beta$ 收敛	空间 绝对 $\beta$ 收敛
$\beta$	-0.393*** (0.058)	-0.480*** (0.038)	-0.647*** (0.051)	-0.666*** (0.012)	-0.858*** (0.037)	-0.860*** (0.013)
$W \times \beta$		0.246** (0.064)		0.244*** (0.053)		
$\rho/\lambda$		0.202*** (0.091)		0.216*** (0.081)		0.297*** (0.082)
个体固定效应	%	%	%	%	%	%
时间固定效应	%	%	%	%	%	%
N	300	300	300	300	300	300
R2	0.454	0.300	0.912	0.656	0.929	0.796
收敛速度	4.16%	5.45%	8.68%	9.14%	16.27%	16.38%

注: “\*\*\*” “\*\*” “\*” 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著, 括号内为标准误。

表 2 长三角医疗卫生资源配置的条件  $\beta$  收敛模型估计结果

模型	MRS		MRD		MRAE	
	经典 条件 $\beta$ 收敛	空间 条件 $\beta$ 收敛	经典 条件 $\beta$ 收敛	空间 条件 $\beta$ 收敛	经典条件 $\beta$ 收敛	空间条件 $\beta$ 收敛
$\beta$	-0.599*** (0.083)	-0.655*** (0.048)	-0.682*** (0.046)	-0.681*** (0.015)	-0.832* (0.032)	-0.828*** (0.014)
$\ln\_SIZE$	-0.758 (0.242)	-0.872*** (0.255)	-0.981*** (0.328)	-0.763*** (0.178)	-0.218 (0.347)	0.101 (0.297)
$\ln\_GDP$	0.045 (0.132)	-0.071 (0.124)	0.023 (0.126)	0.168* (0.088)	-0.056 (0.182)	0.311** (0.147)
$\ln\_UR$	0.509** (0.222)	0.501*** (0.173)	-0.016 (0.238)	-0.152 (0.113)	-0.830** (0.351)	-0.821*** (0.184)

ln_GFS	0.083 (0.099)	0.214** (0.103)	-0.032 (0.110)	-0.062 (0.073)	-0.144 (0.139)	-0.328*** (0.121)
W×β		0.076 (0.118)		0.193*** (0.060)		0.096 (0.085)
W×ln_SIZE		-0.403 (0.563)		-0.313 (0.412)		-0.198 (0.665)
W×ln_GDP		0.140 (0.204)		-0.436*** (0.149)		-0.812*** (0.249)
W×ln_UR		0.113 (0.391)		0.299 (0.262)		0.370 (0.393)
W×ln_GFS		-0.388** (0.155)		-0.010 (0.114)		0.444** (0.194)
ρ / λ		0.128 (0.096)		0.167** (0.081)		0.042 (0.098)
个体固定效应	%	%	%	%	%	%
时间固定效应	%	%	%	%	%	%
N	300	300	300	300	300	300
R2	0.513	0.094	0.927	0.294	0.939	0.734
收敛速度	7.61%	8.87%	9.55%	9.52%	14.86%	14.67%

注：“\*\*\*” “\*\*” “\*” 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内为标准误。

就控制变量而言，城市化水平(UR)在供给侧模型中的估计系数均显著为正，但是在配置效率模型中的估计系数均显著为负，说明城市化水平越高越有利于改善特定城市医疗卫生资源供给，但是不利于城市医疗卫生资源配置效率的改善。其解释是，城市化水平并不意味收入水平和人口量上升对应的需求提升，因之供给侧的单向上升于效率改善并无贡献。此外，在纳入空间效应的收敛模型中，特定城市的财政自给率(W×GFS)提升对邻近城市医疗卫生资源供给增长表现出负向效应，对效率增长表现出正向促进作用，前者可以解释为具有较高政府财政自给率的城市能提供更高水平的医疗卫生服务，其对于高水平医疗卫生人员也更具吸引力，因而形成医疗资源集聚效应而降低邻近城市医疗资源供给。由此，在一定的需求下，邻近城市医疗资源得到高效利用，进而促进了配置效率的提升。以上结果验证了假说 2(a)。

除此之外，人口规模(SIZE)在供给和需求模型中的估计系数均显著为负，说明人口增加会加剧医疗卫生资源供给压力，同时会因对医疗卫生资源的挤占而抑制总需求，表现出了人口摊薄效应。<sup>③5</sup>

## 五、稳健性与改革效应检验

### (一) 稳健性检验

为检验以上实证结果的稳健性，以下变换不同权重矩阵和区分城市子样本进行面板模型实证检验。因空间反距离权重矩阵可能会受特定城市地理面积的影响，两个相邻城市的距离可能比不相邻城市的距离更大，故以下采用邻接权重矩阵进行稳健性检验。表 3 的估计结果表明，三个医疗卫生指标的收敛系数均显著为负，绝对β收敛中的空间效应均显著为正，条件β收敛中仅有需求的空间效应显著为正，与表 1 和表

<sup>35</sup>①杨刚强、李梦琴、孟霞：《人口流动规模、财政分权与基本公共服务资源配置研究——基于 286 个城市面板数据空间计量检验》，《中国软科学》2017 年第 6 期，第 49—58 页。

2 的估计结果相似，总体上表明使用空间反距离矩阵所得到的估计结果是稳健的。

表 3 变换空间权重矩阵的稳健性检验结果

模型	空间绝对 1 收敛			空间条件 1 收敛		
	MRS	MRD	MRAE	MRS	MRD	MRAE
1	-0.483*** (0.038)	-0.660* (0.013)	-0.860*** (0.013)	-0.659*** (0.047)	-0.679*** (0.015)	-0.828*** (0.014)
ln_SIZE				-0.860*** (0.256)	-0.870*** (0.180)	-0.004 (0.298)
ln_GDP				0.007 (0.124)	0.149* (0.090)	0.197 (0.148)
ln_UR				0.478*** (0.179)	-0.179 (0.121)	-0.766*** (0.196)
ln_GFS				0.179* (0.106)	-0.086 (0.077)	-0.313** (0.126)
$W \times \beta$	0.240*** (0.059)	0.187*** (0.048)		0.023 (0.103)	0.169*** (0.055)	0.150** (0.070)
$\rho / \lambda$	0.179** (0.078)	0.148** (0.074)	0.286*** (0.072)	0.110 (0.081)	0.160** (0.074)	0.104 (0.081)
个体固定效应	%	%	%	%	%	%
时间固定效应	%	%	%	%	%	%
N	300	300	300	300	300	300
R2	0.798	0.645	0.796	0.104	0.250	0.777

注：“\*\*\*” “\*\*” “\*” 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内为标准误。

由于特定城市是否存在医学高校可能会影响所在城市医疗卫生资源配置水平，我们按照样本起始年份有无本科院校(MS)来区分城市子样本进行稳健性检验。<sup>③⑥</sup>估计结果表明，不同子样本下，无论是否纳入空间因素，三个医疗卫生指标的绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛的估计系数均显著为负，表明在长三角区域内存在较为稳健的医疗卫生资源配置的收敛性特征，为假说 1(a) 提供了额外的证据。同时，由表 4 可见，在纳入空间效应的收敛模型中，有医学院校的子样本城市在医疗卫生资源供给、需求及配置效率中均表现出正向空间溢出效应，说明有医学院校的城市间存在良性互动，有利于医疗卫生资源的有效配置，为假说 2(b) 提供了证据。

表 4 区分有无医学院校的空间条件  $\beta$  收敛稳健性检验结果

子样本	MRS		MRD		MRAE	
	NoMS	MS	NoMS	MS	NoMS	MS
1	-1.011*** (0.074)	-0.685*** (0.061)	-0.732*** (0.020)	-0.379** (0.049)	-0.852*** (0.016)	-0.603*** (0.056)

<sup>36</sup>①各城市本科院校设置数据可向作者索取；限于篇幅，本文仅报告了空间条件  $\beta$  收敛结果，经典和空间绝对  $\beta$  收敛估计结果以及经典条件  $\beta$  收敛估计结果可向作者索取。

$W \times \beta$	-0.233** (0.113)	-0.027 (0.117)	0.004 (0.065)	-0.053 (0.113)	-0.020 (0.128)	-0.069 (0.121)
$\rho / \lambda$	-0.240** (0.095)	0.144* (0.076)	-0.025 (0.104)	0.257*** (0.072)	-0.023 (0.166)	0.190** (0.076)
控制变量	%	%	%	%	%	%
个体固定效应	%	%	%	%	%	%
时间固定效应	%	%	%	%	%	%
N	72	228	72	228	72	228
R <sup>2</sup>	0.137	0.078	0.278	0.295	0.156	0.071

注：“\*\*\*” “\*\*” “\*” 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内为标准误。

## (二) 医疗卫生改革政策的影响

现在我们将医疗卫生改革哑变量及其与收敛系数的交互项分别纳入实证模型进行估计。由表 5 可见，卫生资源下沉改革对医疗卫生资源供给改善具有减缓作用，改革与收敛系数的交互项( $MTC \times \beta$ )系数显著为负，显示改革后区域内医疗卫生资源供给收敛速度加快。其解释是，卫生资源下沉改革主要通过政府强制和成本补贴激励(城市)高等级医院人力资本等要素向低等级医院的流动和溢出，有利于促进不同城市间医疗卫生资源配置的均等化。卫生资源下沉改革对特定城市需求侧之收敛性没有产生显著影响，且这一结果在引入和不引入空间效应的模型中是稳健的，但是改革交互项的空间滞后系数( $W \times MTC \times \beta$ )显著为正，说明初始需求大的城市能辐射带动周边城市需求侧的均衡配置，假说 3(a) 得到验证。<sup>37</sup>卫生资源下沉改革对配置效率的改善存在促进和加快收敛的影响，但是这一影响在统计上并不显著。

接下来，我们考察 2015 年启动的综合医改试点的影响。由表 6 的估计结果可见，这些结果并没有给出这一改革显著地影响当期卫生资源配置的稳健的证据。但考虑到医疗需求可能存在粘性和滞后效应，我们还报告了综合医改滞后一年和两年对需求侧收敛性的影响。<sup>38</sup>由表 7 可见，纳入综合医改试点滞后期后，其对医疗卫生资源需求侧改善的负向作用变得显著，且加剧了长三角医疗卫生资源需求配置失衡，假设 3(b) 成立。

表 5 参与卫生资源下沉改革异质性条件  $\beta$  收敛回归结果

模型	MRS		MRD	MRAE		
1	-0.592*** (0.072)	-0.655*** (0.046)	-0.683*** (0.046)	-0.685*** (0.015)	-0.834*** (0.032)	-0.830*** (0.014)
MTC	-0.190** (0.080)	-0.213*** (0.066)	0.060 (0.062)	-0.046 (0.042)	0.048 (0.053)	0.058 (0.036)
MTC $\times$ p	-0.114*** (0.046)	-0.125*** (0.048)	0.070 (0.067)	-0.049 (0.044)	-0.003 (0.071)	-0.029 (0.061)
$W \times p$		0.036 (0.118)		0.194*** (0.061)		0.080 (0.086)
$W \times MTC$		0.116 (0.154)		0.242*** (0.085)	-0.012 (0.086)	

<sup>37</sup>②③限于篇幅未报告滞后效应实证结果，有需要的读者可向作者索取。但考虑滞后效应后的主要实证结果不变。

$W \times MTC \times p$		0.121 (0.117)		0.314*** (0.090)		0.068 (0.190)
$\rho / \lambda$		0.099 (0.098)		0.162** (0.082)		0.031 (0.099)
控制变量	%	%	%	%	%	%
个体固定效应	%	%	%	%	%	%
时间固定效应	%	%	%	%	%	%
N	300	300	300	300	300	300
R2	0.530	0.151	0.927	0.295	0.939	0.776

注：“\*\*\*” “\*\*” “\*” 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内为标准误。

表 6 参与综合医改试点异质性条件  $\rho$  收敛回归结果

模型	MRS	MRD	MRD	MRD	MRAE	MRAE
1	-0.589*** (0.078)	-0.641*** (0.049)	-0.685*** (0.046)	-0.682*** (0.014)	-0.832*** (0.032)	-0.827*** (0.014)
PCHR	-0.095 (0.061)	-0.075 (0.068)	0.062 (0.046)	-0.014 (0.042)	-0.006 (0.048)	-0.014 (0.040)
PCHR $\times$ 1	-0.058 (0.044)	-0.038 (0.061)	0.107* (0.062)	0.028 (0.048)	0.004 (0.098)	-0.028 (0.075)
$W \times 1$		0.066 (0.119)		0.156 <sup>ss</sup> (0.061)		0.092 (0.085)
$W \times PCHR$		0.095 (0.192)		0.399*** (0.089)		0.066 (0.080)
$W \times PCHR \times 1$		0.063 (0.181)		0.422*** (0.109)		0.030 (0.219)
$\rho / \lambda$		0.138 (0.096)		0.099 (0.084)		0.033 (0.098)

注：“\*\*\*” “\*\*” “\*” 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内为标准误。

## 六、结论与政策涵义

医疗卫生资源的均衡配置和空间收敛是提升人民群众幸福感、获得感，促进不同区域均衡发展的重要现实问题。本文区分医疗卫生资源供给、需求和配置效率三个维度，实证探讨了持续医改情境下长三角城市群医疗卫生资源配置的空间关联及其收敛特征。研究发现，在样本时期内，长三角医疗卫生资源配置水平区域差异逐渐缩小，供给、需求和配置效率均存在绝对和条件  $\beta$  收敛特征。该区域的医疗卫生资源需求在空间上呈现正相关，在各城市间存在空间溢出效应。同时，城市化水平提高与政府财政自给率提升均有利于改善特定城市医疗卫生资源供给，以医学教育差异表征的城市异质性对收敛速度有差异化影响和正向的空间溢出效应。此外，我们研究发现医疗卫生资源下沉改革有利于促进不同城市间医疗卫生资源供给的均等化，有助于需求集聚中心提速周围城市需求侧均衡配置，但综合医改试点政策无助于长三角医疗卫生资源需求侧的收敛。

本文的研究说明，在经济持续快速增长的背景下，启动于本世纪之初、增加向基层医疗机构基础设施和人力资源的投入的改革举措产生了促进医疗卫生资源供给/需求改善和地区间收敛的作用。以医联体构建

和政府增加投入为手段激励资源均衡布局的卫生资源下沉改革政策对医疗卫生资源配置的收敛作用在供给侧表现最为明显。本文研究的政策涵义主要包括以下三点。首先，长三角城市群医疗卫生资源的优化配置应从供给侧着手，依托中心城市优质医疗资源向县域下沉改革与相应的医联体构建，以高等级医院专家“下沉”和基层医院医生“上挂”形成技能下沉和溢出的双向通道，促进供给侧的空间正向关联和资源优化配置。其次，应充分发挥医保政策的激励作用和大数据、互联网与人工智能对当地就诊的促进效应，加快差异化医保费率调整，适当拉大不同等级医院间的医保费率差异和诊疗费价格差异，引导患者更多选择当地医院就医，促进长三角城市群医疗卫生需求的均衡配置。最后，应重视高等医学教育在医疗卫生资源配置均衡中的突出作用，长三角城市群间应通过医学高校协作和医学教育水平的整体提升，发挥医学人才培养及就业对所在地及相邻城市的辐射作用，助力实现长三角城市群医疗卫生资源的优化配置。