中国基层医疗资源供给水平的区域差异、动态演化及影响因素

黄　妮　郁建兴

〔摘要〕 基层医疗资源合理配置是支撑基本公共卫生服务均等化和基本医疗服务供给均质化的前置条件。基于2009—2022年省际面板数据，运用熵权TOPSIS法、Dagum基尼系数法、Kernel密度估计法和面板Tobit模型，对中国基层医疗资源供给水平进行测度并分析区域差异、时空特征及影响因素。研究发现，自“新医改”以来，中国基层医疗资源供给水平缓慢上升，呈现东部>中部>西部的阶梯式分布格局，区域间差距是造成总体差异的主要原因。从全国及三大区域看，东部与中部区域基层医疗资源供给水平存在二元分化特征，而西部区域基层医疗资源供给水平不存在极化现象。在影响因素方面，城乡社会融合、数字化基础设施建设对于基层医疗资源供给水平提升具有显著促进作用；财政医疗支出、财政自主度则对其具有显著抑制作用。研究结论有助于从空间视角洞察中国基层医疗资源配置效应，通过厘清影响基层医疗资源供给水平的作用机制，为推动基层医疗资源均衡布局提供方法路径。

〔关键词〕 强基层；基层医疗资源供给水平；区域差异；影响因素

〔中图分类号〕R197.1　〔文献标识码〕A　〔文章编号〕1000－4769(2026)01－0128－10

一、问题提出

作为提供基本医疗服务的生产要素，基层医疗资源的供给水平关涉医疗卫生强基工程政策绩效。“新医改”以来，党中央将健全基层卫生服务体系作为重点任务，为促进优质医疗资源下沉，提升基层医疗卫生服务能力，建立全科医生制度，部署分级诊疗实施方案，创设城市医联体、紧密型县域医共体等区域医疗协作机制。随着中国人口老龄化程度加深，慢病防治、失能照护等健康需求呈现井喷式上涨，实现基层医疗资源供给的增量规模与空间结构动态匹配是健康老龄化制度安排的客观遵循。2025年，国家卫生健康委等部门联合印发了《关于优化基层医疗卫生机构布局建设的指导意见》，其中要求合理设置村卫生室和社区卫生服务站、发展壮大基层医疗卫生队伍等，推动基层医疗资源布局更加均衡、基层医疗卫生服务更加公平可及。基层医疗资源有效配置成为新时期卫生健康事业的核心任务。

长期以来，中国医疗资源配置严重失衡，大医院集中了全国优质医疗资源，基层医疗机构在基础设施、卫生技术水

〔作者简介〕黄　妮（1995—　），浙江大学社会治理研究院、公共管理学院助理研究员；
郁建兴（1967—　），浙江大学公共管理学院教授、博士生导师，浙江　杭州　310058。

〔基金项目〕国家自然科学基金重点招标项目“提升基层医疗卫生服务能力研究”（71734005）；浙江省哲学社会科学规划青年课题“浙江省家庭医生签约服务的成效评估与治理路径研究”（24NDQN12Z）；国家社会科学基金青年项目“低收入人口因病返贫致贫风险测度及防范机制研究”（24CSH142）

平等方面均相对薄弱，特别是三级医院的虹吸效应使得基层医疗资源更为紧缺，导致基层首诊难以落实。①尽管当前中国基层医疗资源配置状况逐渐改善②，但仍存在医院与基层医疗机构的人力资源配置数量与质量的双重失衡。③有学者聚焦公平性与效率性展开探讨。就公平性而言，近十年中国基层医疗资源配置的总体公平性较好，但区域内和城乡间的配置公平性差异较大④，主要包括城乡卫生经费投入、卫生技术人员、医疗机构床位等资源供给不均等问题⑤，优质医疗资源集中于大城市，县乡级医疗服务能力薄弱，“看病难”现象普遍存⑥；就效率性而言，农村医疗资源投入产出组合过剩，城市基层医疗资源投入产出组合不足，基层医疗资源闲置与紧缺共存的现象愈加突出。⑦为深入分析基层医疗资源供给水平的影响因素，既有研究主要围绕政策、经济、社会等方面展开。中国现行财政管理体制下，医疗卫生支出占比和供给方投入占比上升，反而拉大了每千人口执业医师的城乡差距。⑧基层医疗卫生体制改革重点从“强县级”转向“强县域”，通过盘活县域卫生资源实现医疗资源合理配置。⑨基层医疗卫生设备不足的原因在于分级诊疗和双向转诊的层级体系不健全⑩，实施长期护理保险能将门诊就诊压力从大型医院分流至基层医疗机构，提高基层医疗资源利用率。⑪同时，经济发展水平、人口密度、居民人均收入、教育水平对基层卫生资源配置也具有显著影响。⑫

综上所述，既有研究为探讨中国基层医疗资源供给水平的现状及影响因素提供了理论参考。然而，鲜有学者对中国基层医疗资源整体及区域配置效应进行测度，尤其是“新医改”以来，中国基层医疗卫生健康治理的情境、模式已发生结构性变化。例如，县域城乡融合发展体制机制的建立，为城乡医疗资源要素双向流动与交换开辟了制度性通道。数字技术在健康领域的广泛应用，为大医院与基层医疗机构间的数据资源共享和业务协同搭建了智慧化平台。但是，目前关于社会融合、互联网等因素与基层医疗资源配置的影响关系研究较少。鉴于此，本文以中国基层医疗资源为研究对象，基于空间视角，从总量、人均及地均三个维度构建中国基层医疗资源供给水平指标体系，采用熵权TOPSIS法、Dagum基尼系数法、Kernel密度估计法，测度基层医疗资源供给水平综合指数并解析其区域差异和动态演进特征，利用面板Tobit模型探讨基层医疗资源供给水平的影响因素，提出促进基层医疗资源合理配置的治理路径。

二、研究设计

（一）研究方法

1. 熵权TOPSIS法

熵权TOPSIS法的基本原理是利用熵权法确定各评价指标权重，再利用TOPSIS法对评价对象与其理想化目标的相对距离进行优劣排序⑬，该方法能避免主观因素对指标赋权的干扰，且计算简便。本文采用熵权TOPSIS法测度基层医疗资源供给综合水平及其子系统水平。限于篇幅，公式具体推导步骤见田霖等⑭的研究。

---

① 申曙光、张勃：《分级诊疗、基层首诊与基层医疗卫生机构建设》，《学海》2016年第2期；高和荣：《健康治理与中国分级诊疗制度》，《公共管理学报》2017年第2期。

② Xinyue Sun, et al., “Can the Allocation of Primary Health Care System Resources Affect Efficiency? A spatial Dubin Model Study in China,” *BMC Primary Care*, vol. 25, no. 1, 2024, pp. 1-14.

③ 王俊豪、贾婉文：《中国医疗卫生资源配置与利用效率分析》，《财贸经济》2021年第2期。

④ 夏云峰等：《近十年我国基层医疗卫生资源配置公平性研究》，《卫生经济研究》2023年第6期。

⑤ 何文炯、张雪：《基于共同富裕的健康扶贫政策优化》，《河北大学学报》（哲学社会科学版）2022年第1期。

⑥ 斯丽娟：《中国欠发达地区发展：新问题、新挑战、新路径》，《武汉大学学报》（哲学社会科学版）2025年第5期。

⑦ 张述存：《新医改背景下医疗资源整合模式研究》，《东岳论丛》2018年第11期。

⑧ 朱凤梅、朱恒鹏：《财政分权、卫生支出与医疗资源配置——基于2010—2019年中国省市两级面板数据的分析》，《当代经济研究》2022年第6期。

⑨ 郁建兴、涂怡欣、吴超：《探索整合型医疗卫生服务体系的中国方案——基于安徽、山西与浙江县域医共体的调查》，《治理研究》2020年第1期。

⑩ 原新、金牛：《中国医养结合模式治理的基点、焦点和要点》，《河海大学学报》（哲学社会科学版）2021年第2期。

⑪ 刘晨、苏群、周春芳：《长期护理保险改善了医疗资源利用吗？——来自CHARLS的证据》，《江西社会科学》2023年第6期。

⑫ Jing Gong, et al., “The Efficiency of Health Resource Allocation and Its Influencing Factors: Evidence from the Super Efficiency Slack Based Model-Tobit Model,” *International Health*, vol. 15, no. 3, 2023, pp. 326-334.

⑬ D. L. Olson, “Comparison of Weights in TOPSIS Models,” *Mathematical and Computer Modelling*, vol. 40, no. 7, 2004, pp. 721-727.

⑭ 田霖、张园园、张仕杰：《数字普惠金融对乡村振兴的动态影响研究——基于系统GMM及门槛效应的检验》，《重庆大学学报》（社会科学版）2022年第3期。

2. Dagum基尼系数法

Dagum基尼系数法旨在通过解释各子样本的分布状况和样本之间的交叉重叠问题，准确识别目标变量区域内和区域间的差距大小，能合理考察变量差异的空间分布情况。①本文参考雷霆等②的研究，采用该方法对中国基层医疗资源供给水平的地区相对差异以及差异来源进行分析，公式为：

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

式中，G表示总体基尼系数，G越大表明基层医疗资源供给水平的空间差异程度越大；k表示地区个数，n表示省份个数，$y_{ji}(y_{hr})$表示$j(h)$地区内i（r）省份的基层医疗资源供给水平，$n_j(n_h)$表示$j(h)$地区内省份个数；$\bar{y}$表示全部省份基层医疗资源供给水平的平均值。

3. 核密度估计法

核密度估计法旨在通过平滑的峰值函数拟合样本数据，反映样本聚集或离散程度。本文采用该方法揭示地区间基层医疗资源供给水平绝对差异的空间特征。假设$f(x)$为随机变量x的密度函数：

$$f(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n}K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \tag{2}$$

式中，n为观测值个数，X_i表示独立同分布的观测值，x为观测值均值，$K(\cdot)$为核密度函数，h为带宽。本研究选择常用的高斯核函数③对全国及三大区域基层医疗资源供给水平的空间分布进行估计，公式为：

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp^{\left(-\frac{x^2}{2}\right)} \tag{3}$$

4. 面板Tobit模型

鉴于基层医疗资源供给水平综合指数介于0和1之间，符合受限因变量Tobit回归模型的设定条件。本文参考曾莉等④的研究选用随机效应面板Tobit模型检验财政医疗支出（Phe）、财政自主度（Bud）、城乡社会融合（Rcd）、数字化基础设施建设（Dig）等因素对基层医疗资源供给水平的影响，公式为：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Phe_{it} + \beta_2 Bud_{it} + \beta_3 Rcd_{it} + \beta_4 Dig_{it} + \sum \gamma_m control_{it} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

式中，Y_{it}为被解释变量，表示省份i在第t年的基层医疗资源供给水平；β_i表示各解释变量对基层医疗资源供给水平的影响系数；$control_{it}$表示省份i在第t年的各类控制变量，γ_m表示各类控制变量的影响系数；α为常数项；ε_{it}为随机扰动项。

（二）数据来源与指标选取

1. 数据来源

本文采用2009—2022年中国29个省份⑤的面板数据为样本（因数据可得性等原因，未涉及北京、上海及港澳台地区）。各指标数据来源于《中国统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》《中国互联网络发展状况统计报告》，针对某指标个别年份缺失数据，采用线性插值法或均值法补全。为消除价格因素影响，使用分省Gdp平减指数将各项指标以2009年为基期进行调整。

2. 指标选取

基层医疗资源是提供基本医疗服务和公共卫生服务的生产要素的总称。卫生技术人员、床位以及医疗机构数量通常是衡量一个地区医疗资源供给水平的重要标准。参考宋雪茜等⑥的研究以及《全国医疗卫生服务体系规划纲要（2015—2020年）》，本文从医疗资源总量、人均医疗资源、地均医疗资源三个维度确立基层医疗资源供给水平评价指标体系。

---

① Camilo Dagum，“A new Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ration，” *Empirical Economics*，vol. 22，no. 4，1997，pp. 515-531.

② 雷霆、向川、郭娟：《我国医疗保障水平的地区差异及其分布动态演进》，《社会保障研究》2023年第6期。

③ B. W. Silverman，*Density Estimation for Statistics and Data Analysis*，London：Chapman and Hall，1986，pp. 43-57.

④ 曾莉、吴瑞、石慧：《“双轨逻辑”下基层医疗卫生服务效率的时空演变与影响机制——基于2010—2020年省级面板数据的实证分析》，《上海行政学院学报》2024年第2期。

⑤ 将29个省份划分为东、中、西部地区，东部包括天津、河北、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁9个省份；中部包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林、黑龙江8个省份；西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆12个省份。参考李政、杨思莹：《财政分权、政府创新偏好与区域创新效率》，《管理世界》2018年第12期。

⑥ 宋雪茜等：《两层级公共医疗资源空间均衡性及其影响机制——以分级诊疗改革为背景》，《地理学报》2019年第6期。

其中，基层医疗设施资源包括基层医疗机构个数和床位张数，基层医疗人才资源包括基层医疗机构的执业（助理）医师和注册护士的数量。乡村医生①作为农村居民的健康“守门人”，承担着农村公共卫生和基本医疗服务职能，是乡村医疗卫生事业建设的中坚力量，因此本研究将乡村医生纳入基层医疗人才资源供给水平指标体系。本研究通过熵权TOPSIS法对指标原始值进行无量纲化处理并计算各指标权重，进而加权求和得到基层医疗资源供给水平综合指数（如表1所示）。

表1　基层医疗资源供给水平评价指标体系及赋权

准则层	一级指标	二级指标	权重
基层医疗资源总量	基层医疗设施资源总量	基层医疗机构数（个）	0.071
		基层医疗机构床位数（张）	0.077
	基层医疗人才资源总量	基层医疗机构执业（助理）医师数（人）	0.068
		基层医疗机构注册护士数（人）	0.076
		乡村医生数（人）	0.094
人均基层医疗资源	人均基层医疗设施资源	每千常住人口基层医疗机构数（个/千人）	0.049
		每千常住人口基层医疗机构床位数（张/千人）	0.033
	人均基层医疗人才资源	每千常住人口基层医疗机构执业（助理）医师数（人）	0.013
		每千常住人口基层医疗机构注册护士数（人）	0.026
		每千常住人口乡村医生数（人）	0.037
地均基层医疗资源	地均基层医疗设施资源	每平方千米基层医疗机构数（个/km^2）	0.069
		每平方千米基层医疗机构床位数（张/km^2）	0.082
	地均基层医疗人才资源	每平方千米基层医疗机构执业（助理）医师数（人/km^2）	0.100
		每平方千米基层医疗机构注册护士数（人/km^2）	0.103
		每平方千米乡村医生数（人/km^2）	0.103

三、中国基层医疗资源供给水平区域差异及动态演进

经熵权TOPSIS法计算得到2009—2022年中国基层医疗资源供给水平综合指数，并运用Dagum基尼系数法测量中国基层医疗资源供给水平的总体差异、区域内差异、区域间差异及贡献率，再采用核密度曲线刻画全国及三大区域基层医疗资源供给水平的分布位置、延展性、形态和极化趋势。

（一）中国基层医疗资源供给水平

2009—2022年全国及三大区域基层医疗资源供给水平的综合指数显示，整体而言，中国基层医疗资源供给水平综合指数介于0.067~0.665，年均增速为2.58%。这可能是因为，2009年“新医改”启动，中央针对基层医疗卫生服务能力提升、医疗人事和收入分配改革、医疗机构运行补偿等制定了一系列政策举措，为城乡基层医疗卫生机构规划布局、全科医疗人才培养激励、基本公共卫生事业专项经费保障创造了良好条件。尤其是“保基本、强基层、建机制”的医改原则确立后，各地区积极组织城市医院对口支援社区卫生服务中心、乡镇卫生院及村卫生室的业务建设，构建省市县乡村多层级远程医疗服务平台，探索家庭医生签约、紧密型县域医共体等服务模式，这大幅提升了基层医疗资源供给水平。

就不同区域而言，基层医疗资源供给水平综合指数呈现东部（0.356）>中部（0.294）>西部（0.190）的分布格局，年均增长率从高到低依次为西部（3.08%）、东部（3.04%）、中部（2.11%）。可见，中国基层医疗资源供给水平呈现“东高西低”的梯度分化特征。这主要归因于，浙江、江苏、广东等省份以其沿海区位优势和雄厚的产业基础为基本公共服务扩容奠定了坚实基础。同时，分级诊疗、基层首诊等健康政策叠加，促使东部地区的基层医疗资源集聚效应不断增强。中部地区由于区位条件受限，健康服务体系建制缓慢，基层医疗资源供给水平增速疲软。西部地区尽管基层医疗资源供给水平较低但表现出强劲的追赶态势，如西藏（5.91%）、云南（4.64%）等省份年均增速超过4.5%。这主要归因于，国家出台了针对欠发达省份卫生事业专项经费、医务人才定向培养、地方病防治等倾斜性政策。例如，“十二五”期间，中央安排23.7亿元专项资金支持西藏、青海等四省涉藏县医疗服务体系建设，缓解了西部地区医疗资源紧缺的局面。

① 乡村医生是不具备执业医师或执业助理医师资格，仅有乡村医生证书的医务工作者。

（二）中国基层医疗资源供给水平区域差异及其来源

1. 总体差异与区域内差异

2009—2022年中国基层医疗资源供给水平总体及三大区域内差异如图1（a）所示。整体而言，中国基层医疗资源供给水平的基尼系数维持在0.25~0.30，波动幅度较小，平均差异值为0.278，年均降幅为0.49%。从时间趋势看，2009—2011年中国基层医疗资源供给水平的基尼系数快速下降，年均降幅为2.1%；2012—2021年这一系数下降速度趋缓，年均降幅为0.20%。样本研究期间，中国基层医疗资源供给水平的总体差异经历由快转慢的缩减过程。原因在于，“新医改”初期医药卫生事业发展不平衡不充分与人民健康需求间的矛盾突出，为优化城乡与区域医疗资源分配，中央层面重点围绕农村三级医疗卫生服务网络和城市社区卫生服务机构建设、城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗制度设计、基层医疗卫生机构基本药物保障等实施治理改革，全国基层医疗资源供给差距快速缩小。然而，随着“健康中国”目标的确立，中国卫生健康工作重心从以疾病为中心转向以健康为中心，全民健康发展战略促使医疗需求端口前移，基层医疗卫生服务供给从关注数量规模转向注重质量效用，导致基层医疗资源投入的边际效应增速放缓。

从区域内差异看，各地区基尼系数表现为西部（0.242）>中部（0.233）>东部（0.216），年均增长率为中部（0.03%）>西部（-0.5%）>东部（-1.05%）。东部地区基尼系数最小且降幅最大，呈现“缓慢上升—快速下降”的变化趋势。这可能归因于，“新医改”实施初期各地尚未明确医药卫生体制改革的具体制度安排，新旧制度间存在制衡与博弈①，间接加剧了东部地区基层医疗资源供给差异。当县乡村基本医疗服务保障机制平稳转换，在经济、区位等优势条件支持下，卫生政策效应得到释放，基层医疗资源供给水平的区域内差距逐渐减小。中部地区的基尼系数则在历经小幅下降后略有上升，其原因在于，尽管基本医疗保障制度、基本药物制度的建立，使得中部地区基本医疗卫生服务可及性提高，但吉林、黑龙江等省份因产业转型缓慢，财政预算对医疗卫生事业的支持乏力且福利性资源人均配置不均衡，一定程度上维持了中部区域内相对稳态的差异结构。西部作为中国经济发展洼地，生产要素外流现象突出，城乡基层医疗服务均等化水平较低。随着四川、重庆等地被纳为国家区域医疗中心建设省份，医学人才和高端医疗资源向基层空前集聚，在提升当地基层医疗服务质量的同时，也加剧了区域内医疗资源供给的非均衡性。从时间趋势看，由于国家对西部地区医疗组织变革、人才引育、技术创新等内容的战略性帮扶，区域内资源供给水平差距逐步缩小。

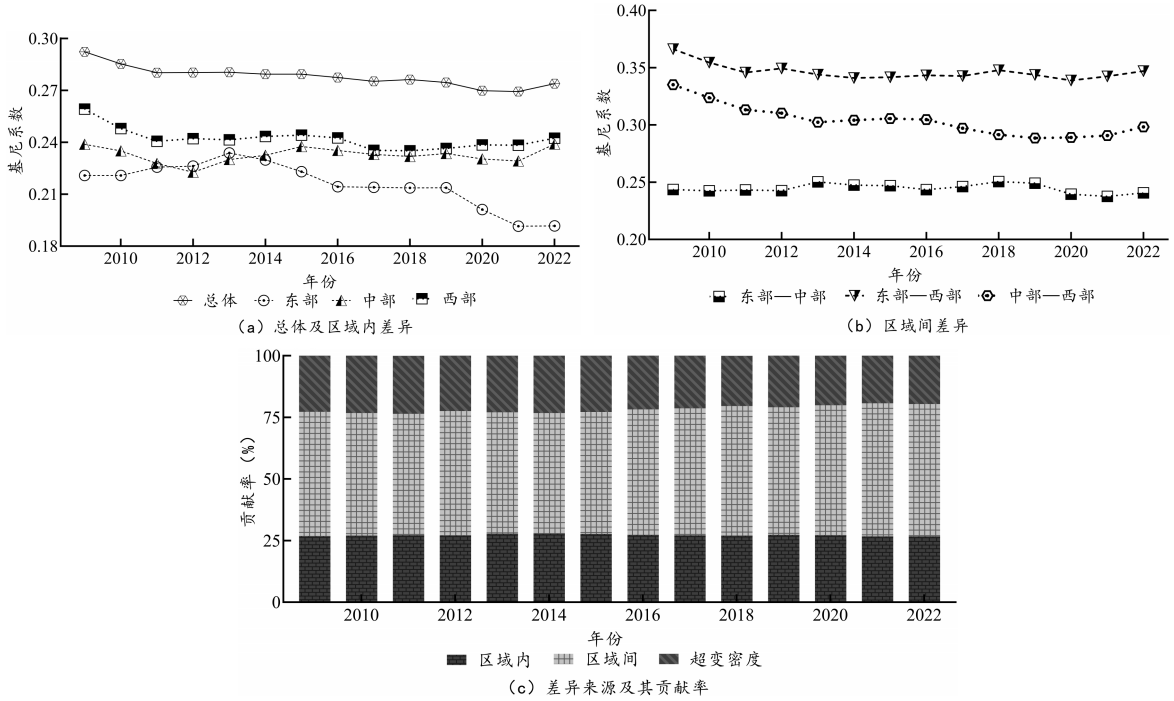

图1　中国基层医疗资源供给水平的区域差异大小及贡献率

① 黄妮：《农村基层医疗资源配置与服务利用耦合协调的时空特征及驱动机制》，《浙江大学学报》（人文社会科学版）2025年第2期。

2. 区域间差异

2009—2022年中国基层医疗资源供给水平的区域间差距如图1（b）所示。从分异程度看，区域间基层医疗资源供给水平的基尼系数从高到低依次为：东部—西部、中部—西部、东部—中部。

其中，东部与西部地区间的基尼系数从0.366降至0.347，年均降幅0.4%，该区域间差异最大。原因在于，东部地区经济发展迅速、区位优势显著、社会保障水平较高，促使优质医疗资源向沿海中心城市集聚并形成“规模效应”。同时，三级医院优质医疗资源的辐射扩散，推动医院与基层医疗机构资源要素有机整合。然而，西部地区社会经济发展缺乏动能，在医疗人才体系支持、医疗大数据建设等方面处于劣势。部分省份存在全科医学教育迟缓、卫生技术人才断档等现象。尽管东西部协作医疗帮扶、西部计划志愿服务等项目的实施改善了县乡村就医环境，但东西部地区间基层医疗资源供给水平差距仍然明显。中部与西部地区间的基尼系数从0.335降至0.298，年均降幅0.88%，区域间差异介于中间水平。原因在于，中部与西部地区在基层医疗机构设施设备存量、诊疗条件、医保支付能力等方面相对接近。尤其是，中央财政不断扩大对中西部地区卫生健康服务的转移支付规模，提高了地区间基本医疗服务的均等化程度。此外，中西部地区因承接优势特色产业，为确保农村劳动力转移，积极改善医疗保险关系转移接续机制，优化了地区内基层医疗资源布局。东部与中部地区间的基尼系数从0.244降至0.241，年均降幅0.08%，该区域间差异最小。原因在于，东部和中部地区依托县域经济、城市化等多项优势条件赋能基层医疗卫生服务体系建设。同时，东部和中部地区的政策创新效应，规范了基层医疗服务能力建设的制度基础。例如，山西、浙江作为紧密型县域医共体先行试点省份，通过探索县域内医疗资源管理、医疗服务整合等典型模式，增强区域间基层卫生健康治理的协同程度。

3. 区域差异来源及其贡献率

2009—2022年中国基层医疗资源供给水平区域差异来源及其贡献率如图1（c）所示。从空间差异来源看，区域内、区域间和超变密度的平均贡献率分别为27.24%、51.00%、21.76%，区域间的贡献率明显大于区域内贡献率和超变密度的贡献率。从变化趋势看，区域内差异的贡献率年均下降0.03%，区域间差异的贡献率年均上升0.51%，超变密度的贡献率年均下降1.11%。这表明，中国基层医疗资源供给水平的总体差异主要源于区域间发展不平衡，区域间样本的交叉重叠问题对基层医疗资源供给水平差异影响较小。在此期间，中国基层医疗资源供给尚未形成协调发展的空间格局，合理调整中西部地区基层医疗资源的存量与增量结构，有助于缩小中国基层医疗资源供给水平的总体差异，推动普惠型基层医疗服务体系建设。

（三）中国基层医疗资源供给水平的动态演进

1. 全国层面的动态演进

图2（a）为2009—2022年全国基层医疗资源供给水平分布动态。从分布位置看，全国层面的核密度曲线呈现右移态势，表明基层医疗资源供给水平整体稳步提升，与前文事实特征描述基本一致。从分布延展性看，核密度曲线呈现右拖尾现象，且拖尾长度持续缩窄，表明全国基层医疗资源供给水平存在较大差距，即部分省份的基层医疗资源供给水平远超过其他省份。从波峰分布形态看，核密度曲线主峰高度缓慢下降，覆盖宽度小幅扩大，表明全国基层医疗资源供给水平差异趋于扩大。从极化趋势看，核密度曲线由“主峰”转为“主峰+侧峰”，表明全国基层医疗资源供给水平存在梯度效应和分化趋势。总体而言，中国基层医疗资源供给高水平省份数量逐渐增多，且基层医疗资源供给水平落后的省份在积极追赶高水平省份，但由于地理区位、资源禀赋等客观差异，短期内难以消除基层医疗资源供给的非均衡局面。

2. 区域层面的动态演进

图2（b）—（d）为2009—2022年三大区域基层医疗资源供给水平的动态演化趋势。从分布位置看，东部地区的核密度曲线中心位置大幅右移，中部地区先小幅左移后快速右移，西部地区则略微右移，表明东部地区基层医疗资源供给水平大幅提升，中部地区基层医疗资源供给水平由缓慢下降转变为逐步提升，而西部地区基层医疗资源供给水平略有上升。从分布延展性看，东部地区由明显收敛转向相对稳态，表明东部地区基层医疗资源供给随时间推移持续向高水平地区集聚；中部地区由先收敛后发散再演变为收敛，表明中部地区基层医疗资源供给高水平省份与低水平省份之间的差距，呈现“缩小—扩大—缩小”的变化轨迹；西部地区保持小幅收敛态势，说明西部地区基层医疗资源供给高水平省份与低水平省份之间的差距略有缩小。从波峰分布形态看，东部地区波峰高度先降后增，曲线覆盖宽度由宽变窄；中部地区波峰先升后降，曲线覆盖宽度明显扩大；西部地区波峰高度略有上涨，曲线覆盖宽度略微增大。以上分布曲线的动态变化表明，东部各省份基层医疗资源供给水平由分散转为集聚，绝对差异缩小；中部地区基层医疗资源供给水平则从集聚变为分散，内部差异有所扩大；西部地区基层医疗资源供给水平趋于集中，内部差异相对稳定。从极化趋势看，东部地区曲线从“主峰+侧峰”演变为左侧矮峰伴随右侧高峰的“双主峰”分布，说明前期东部地区大部分省份基层医疗资源供给水平偏低，东部地区基层医疗资源供给高水平省份数量随着时间推移不断增加，但低水平省份数量也保持较高的

集聚比例。这可能是因为，江苏、山东与辽宁、海南等省份因经济、区位、交通、人口迁移以及卫生政策存在显著差异，形塑了东部地区的两极分化格局。中部地区始终处于“主峰+侧峰”的状态，且侧峰数量随着年份增长有所减少，说明中部地区内部各省份基层医疗资源供给水平存在较大差距，而省际间极化迹象有所缓解。西部地区则保持“单峰”状态，表明西部地区内部基层医疗资源供给水平无显著分化效应。

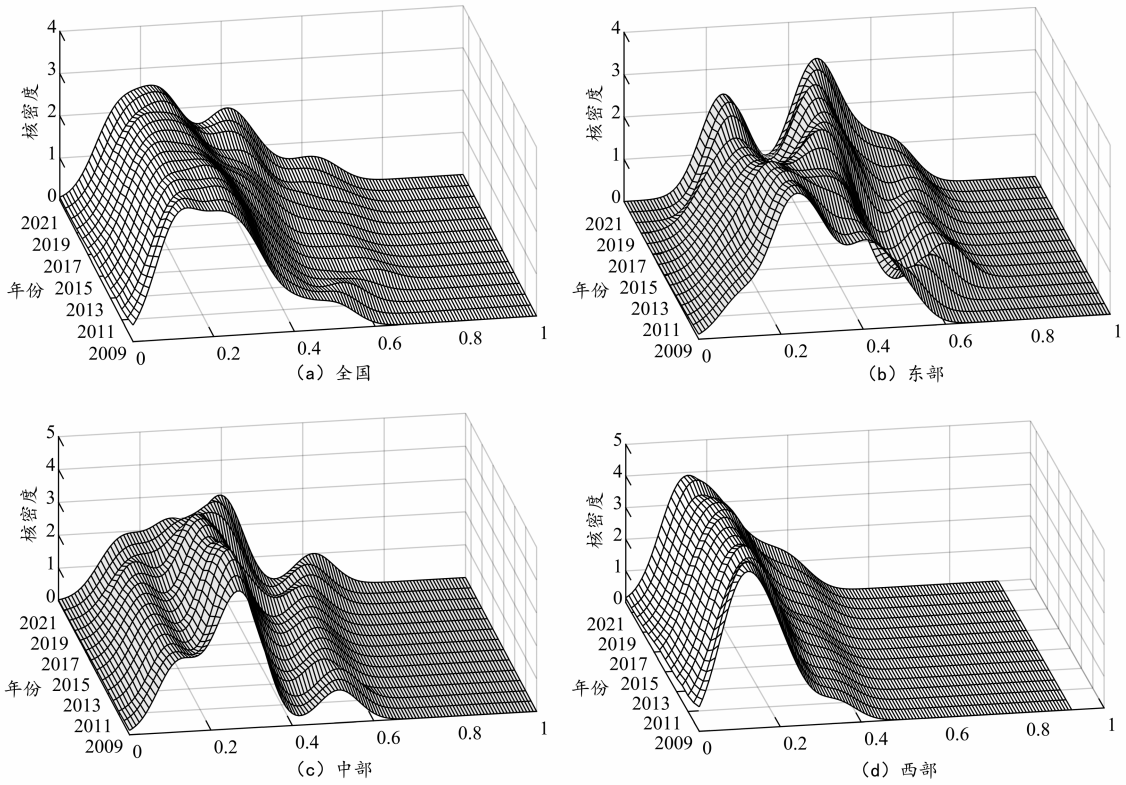

图2　全国及各区域基层医疗资源供给水平的动态演进

四、中国基层医疗资源供给水平的影响因素

基于中国基层医疗资源供给水平综合指数，采用面板Tobit模型对影响中国基层医疗资源供给水平的主要因素进行实证检验。

（一）影响因素选取

参考已有研究并结合指标数据的可获得性和可操作性，本文选取财政医疗支出、财政自主度、城乡社会融合、数字化基础设施建设为核心解释变量。1. 财政医疗支出（Phe）。政府财政资金是基层医疗卫生机构运营发展的主要经济来源，其投入程度影响基层医疗卫生机构履行公共卫生和基本医疗服务的效能。本文采用当年财政医疗卫生支出占财政支出的比重衡量财政医疗支出水平。①2. 财政自主度（Bud）。政府间财政权力边界会激励地方政府通过信息优势响应居民需求，以有效配置公共服务资源。②财政自主性越高，地方政府越倾向于完善基本医疗服务和提高地区医疗福利待遇。财政自主度采用一般预算内财政收入比预算内财政支出衡量。③3. 城乡社会融合（Rcd）。城乡社会融合反映城乡公共资源的整合程度，体现了城乡居民基本公共服务均等化水平，是实现县乡村三级卫生服务机制、模式等要素统合的必要条件。城乡社会融合程度越高，城乡之间医疗资源要素的流通壁垒越薄，城乡基本医疗服务共享水平越高。本文选用城乡

① 郑榕、苏世东：《地方政府财政压力与医疗卫生支出——来自教育事权改革的证据》，《东岳论丛》2024年第11期。

② 王浩、刘成奎、庄佳强：《地方财政自主性与公共服务配置效率：基于法定支出约束视角》，《财政科学》2024年第1期。

③ 黄群慧、余泳泽、张松林：《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》2019年第8期。

文教娱乐、城乡交通通信、城乡医疗保健、城乡养老保险覆盖率、城乡失业保险覆盖率等构建城乡社会融合指标体系①，并运用熵权法测算得到城乡社会融合指数。4. 数字化基础设施建设（Dig）。数字化基础设施建设是推动地区间医疗资源要素流动、医疗服务跨层级协同的重要工具。数字技术与医疗资源供给的深度融合，有助于发挥数据要素在基层健康服务领域的乘数效应，实现优质医疗资源与服务的空间联动。数字化基础设施建设指数由各省份IPv4地址比重、万人域名数、长途光缆线路长度、互联网接入端口数②构成并通过熵权法测算而得。

参考崔志坤和张燕、李卓群等③的研究，选取地区经济发展水平、城镇化率、受教育程度、人口老龄化作为控制变量。其中，地区经济发展水平（Gdp）用剔除价格因素的实际人均Gdp衡量；城市化率（Urb）用各省份城镇人口与常住总人口之比表示；受教育程度（Edu）用每十万人口高等学校平均在校生数取自然对数代替；人口老龄化（Old）使用65岁以上人口数与常住人口之比。

（二）基准回归结果

1. 全国层面的回归分析

经检验，随机效应面板Tobit模型中LR检验结果的p值均小于0.01，说明应选择随机效应面板Tobit模型分析基层医疗资源供给水平的影响因素。表2（1）结果显示，财政医疗支出变量的回归系数为-0.015，在5%水平上显著，说明财政医疗支出增加对基层医疗资源供给水平有显著抑制作用。原因可能是，长期以来中国医疗卫生财政资源投入重城市大医院、轻基层医疗机构，尽管“强基层”政策已推行，但卫生财政分配模式难消减路径依赖的结构效应。财政自主度变量的回归系数为-0.080，在1%水平上显著。原因可能是，政绩锦标赛体制下地方政府追求高政绩，倾向于优先投入资源生产效率高的产业领域，对政策投入周期长、显性政策收益低的基层医疗卫生领域缺乏重视，财政自主度上升，但未能提高基层医疗资源供给水平。城乡社会融合变量的回归系数为0.210且通过1%显著性检验，意味着城乡社会融合对于基层医疗资源供给水平存在促进作用。城乡社会融合水平提升将推动县乡村公共服务配套设施的一体化建设，城市优质医疗人才、技术等资源与农村地区医疗服务的衔接越紧密，城乡基层医疗卫生服务的公平性和可及性越高。数字化基础设施建设变量的回归系数为0.116且通过1%显著性检验，意味着数字化基础设施建设会促进基层医疗资源供给水平提升。原因在于，数字技术驱动基层医疗服务供给模式创新，有助于实现优质医疗技术、人员、信息等资源要素在县乡村的互通共享。通过建立智能化慢性病管理信息平台、签约居民互动信息平台及开展远程医疗等信息化技术手段，能有效提升基层医疗服务质量。④

在控制变量中，经济发展水平变量的回归系数为0.034并通过5%显著性检验，表明经济发展水平对基层医疗资源供给水平有促进作用。因为，经济发展总量及结构优化会促使政府完善公共基础设施建设，增加民生保障支出，扩大基层医疗资源投入。城市化率变量的回

表2　全国及三大区域基层医疗资源供给水平的影响因素Tobit回归结果

变量	（1）全国	（2）东部	（3）中部	（4）西部
Phe	-0.015**	-0.017	-0.021	-0.023***
	（0.007）	（0.017）	（0.015）	（0.006）
Bud	-0.080***	-0.056	0.017	-0.119***
	（0.026）	（0.059）	（0.053）	（0.024）
Rcd	0.210***	0.257***	0.103*	0.139***
	（0.027）	（0.067）	（0.059）	（0.026）
Dig	0.116***	0.053	0.249***	0.022
	（0.019）	（0.035）	（0.077）	（0.023）
Gdp	0.034**	0.037	0.016	0.079***
	（0.017）	（0.053）	（0.032）	（0.015）
Urb	-0.206***	0.006	-0.105	-0.359***
	（0.069）	（0.218）	（0.178）	（0.056）
Edu	0.024**	-0.013	0.024	0.065***
	（0.012）	（0.039）	（0.024）	（0.008）
Old	0.101	0.217	0.217	0.157*
	（0.089）	（0.221）	（0.200）	（0.093）
sigma_u	0.121***	0.134***	0.114***	0.080***
	（0.016）	（0.033）	（0.030）	（0.016）
sigma_e	0.018***	0.023***	0.016***	0.009***
	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.000）
常数项	-0.152	0.008	0.021	-0.820***
	（0.157）	（0.593）	（0.298）	（0.131）
样本量	406	126	112	168

注：*、**、***表示p<0.1、p<0.05、p<0.01；括号内为标准误；下表同

① 李铮、谭佳欣、王凯：《旅游新质生产力赋能城乡高质量融合发展的机制研究》，《湖南师范大学自然科学学报》2025年第5期。

② 崔蓉、李国锋：《中国互联网发展水平的地区差距及动态演进：2006—2018》，《数量经济技术经济研究》2021年第5期。

③ 崔志坤、张燕：《财政分权、转移支付和地方福利性财政支出效率》，《财政研究》2017年第5期；李卓群等：《人口老龄化对碳排放强度的时空效应与影响路径研究》，《经济问题探索》2024年第11期。

④ 张亮、邢怡青、马希望：《基层医疗卫生体系现代化的理论逻辑、历史演进与未来进路》，《社会科学研究》2023年第4期。

归系数为-0.206且通过1%显著性检验，表明城市化率对基层医疗资源供给水平有抑制作用。一旦基本医疗保障系统滞后于城市化进程，人口向城市集聚反而会激化医疗服务供需矛盾，牵掣基层医疗资源的分配效率。受教育程度变量的回归系数为0.024并通过5%显著性检验，说明受教育程度提升会提高基层医疗资源供给水平。因为，受教育程度与个体所能获得的健康知识密切相关。在基层首诊政策影响下，个体健康文化素养越高对于疾病轻重缓急的判断越趋于理性，越有可能选择“下沉”就医，基层医疗服务门诊量上升又会促使基层医疗机构优化资源布局。人口老龄化变量的回归系数为0.101，但在统计上不显著。尽管老年群体是慢病管理、康复护理的主要对象，人口老龄化进程加快会扩增老年多发病、慢性病的长期治疗及护理需求，但现阶段该因素对基层医疗资源供给水平的影响较弱。

2. 区域层面的回归分析

鉴于中国基层医疗资源供给水平存在空间非均衡特征，为进一步考察财政医疗支出、财政自主度、城乡社会融合、数字化基础设施建设对东、中、西部三大区域基层医疗资源供给水平的影响，继续使用随机效应面板Tobit模型进行回归分析，结果见表2（2）—（4）列。

分区域的回归结果显示：财政医疗支出和财政自主度均对西部地区的影响显著为负，而对东部和中部地区的影响并不显著。因为，西部地区由于经济发展水平相对落后，财政医疗支出增加倾向于优先发展三级医院。财政自主权逐步提高则可能会导致财政支出更倾向于投资边际收益率高的生产性领域，而非医疗卫生等公共服务项目。城乡社会融合对于东中西部地区均存在显著正向影响，表明城乡产业结构、基础设施、公共服务等方面的耦合协调，有利于促进各类医疗资源要素跨区域流动，提高各地区基层医疗资源供给水平。数字化基础设施建设对中部地区存在显著正向影响，对东部和西部地区的正向影响并不显著。因为，东部地区如浙江、广东相较海南、辽宁等省份，西部地区如四川、广西相较西藏、青海等省份，数字化基础设施建设存在较大差距，其对于基层医疗资源供给水平的影响尚未显现。中部地区的数字化水平存在一定的“俱乐部效应”，由于区域内差异相对较小，数字化基础设施建设对基层医疗资源供给具有显著影响。

就控制变量而言，经济发展水平仅对西部地区存在显著正向影响，可能是西部地区经济发展水平改善，能在一定程度上为基层医疗资源供给提供物质保障。城市化率仅对西部地区具有显著负向影响，是由于西部地区医疗福利体系长期滞后于东部和中部地区，未形成与城市化水平相适配的健康保障水平，城市化率提升反而会制约基层医疗资源的供给效能。受教育程度对西部地区存在显著正向影响，对东部和中部地区则无显著影响。因为，伴随国家针对西部实施的医疗支援合作项目持续推进，居民受教育程度提升，重塑基层医疗机构与患者间的信任关系，使得基层医疗资源供给结构得到合理调整。人口老龄化仅对西部地区基层医疗资源供给水平有显著正向影响，因为西部地区基层医疗服务能力相对薄弱，老龄化进程加快会促使地方政府加强基层医疗机构防病治病和健康管理能力建设，优化医疗资源供给。

（三）稳健性检验

为验证基准回归结果的准确性，本文采用4种方法进行稳健性检验（见表3）：一是替换估计模型。考虑到不同模型对估计结果的影响，用面板固定效应模型替换面板Tobit模型。二是替换被解释变量。为避免潜在的变量测量误差导致估计结果偏误，用熵权法重新测算基层医疗资源供给水平。三是替换核心解释变量。运用医疗卫生财政支出占Gdp的比重，作为财政医疗卫生支出（Fhe）的测量指标。用数字化基础设施建设情况和数字化基础设施应用情况衡量数字化基础设施建设，并采用熵值法进行处理得到数字化基础设施建设综合指标（Int）。其他变量保持不变。四是改变样本量。为消除极端值对回归结果的潜在干扰，本文剔除各变量1%的极大值和极小值。稳健性检验结果显示，各影响因素的估计系数方向、显著性与前文基准回归模型中的结果基本保持一致，表明本文研究

表3　稳健性检验

变量	（1）替换估计模型	（2）替换被解释变量	（3）替换核心解释变量	（4）改变样本量
Phe	−0.018** (0.007)	−0.016** (0.008)		−0.016** (0.007)
Bud	−0.065** (0.026)	−0.060** (0.028)	−0.070** (0.029)	−0.057** (0.026)
Rcd	0.209*** (0.028)	0.184*** (0.029)	0.229*** (0.025)	0.173*** (0.028)
Dig	0.123*** (0.020)	0.154*** (0.021)		0.101*** (0.021)
Fhe			−0.719*** (0.198)	
Int			0.069*** (0.017)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	−0.197 (0.161)	−0.215 (0.168)	−0.104 (0.151)	−0.091 (0.161)
R^2	0.7434	——	——	——
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
Wald chi2	1021.93	1244.27	1064.49	889.84
样本量	406	406	406	365

结论稳健。

五、结论与建议

本文从医疗资源总量及人均、地均维度构建2009—2022年中国基层医疗资源供给水平指标体系，用熵权TOPSIS法测算得到基层医疗资源供给水平综合指数，用Dagum基尼系数法揭示基层医疗资源供给水平区域差异，用Kernel密度估计法刻画基层医疗资源供给水平的分布动态与空间演进特征，采用面板Tobit模型检验基层医疗资源供给水平的影响因素。

（一）结论

1. 2009—2022年中国基层医疗资源供给水平缓慢上升，呈现“东高西低”的区域分布格局。具体而言，从整体层面看，全国基层医疗资源供给水平保持年均2. 58%的增长速度。从区域层面看，基层医疗资源供给水平表现为东部>中部>西部，年均增长率为西部>东部>中部。尽管，相对于东部和中部地区，西部地区基层医疗资源供给水平处于低位，但西部地区表现出明显的“追赶效应”。

2. 2009—2022年中国基层医疗资源供给水平的总体差异逐渐缩小，但区域差异显著。从整体层面看，中国基层医疗资源供给水平的总体差异年均降幅0. 49%，历经陡峭转为平缓的变化趋势。从区域层面看，基层医疗资源供给水平的区域内差异表现为西部>中部>东部；区域间差异从高到低依次为东部—西部、中部—西部、东部—中部。区域间差异是导致中国基层医疗资源供给水平空间分异的主要原因。

3. 2009—2022年全国及三大区域基层医疗资源供给水平的分布曲线均不同程度向右移动，表明基层医疗资源供给水平在整体及地区层面均有所提升。东部地区基层医疗资源供给水平分布曲线从“主峰+侧峰”向“双主峰”演变；中部地区的分布曲线存在“主峰”与“侧峰”并存现象，且主峰峰值较高，侧峰峰值较低；西部地区始终保持单峰状态。东部和中部地区由多级向二元分化格局演变，东部地区两极分化趋势明显增强，中部地区极化现象逐渐减弱，西部地区则无极化特征。

4. 在影响因素方面，财政医疗支出、财政自主度对中国基层医疗资源供给水平具有显著抑制作用；城乡社会融合、数字化基础设施建设则对其具有显著促进作用。从区域层面而言，财政医疗支出、财政自主度对西部地区基层医疗资源供给水平提升具有显著抑制作用，对于东部和中部地区则不显著；城乡社会融合对于三大区域均存在显著促进作用；数字化基础设施建设则仅对中部地区具有显著促进作用。

（二）建议

1. 统筹基层医疗资源存量，优化基层医疗资源配置布局。以健康为中心的医疗服务模式转向，要求基层医疗机构承担起健康管护与医防融合的职责。面对当前中国大部分省份基层医疗资源供给水平相对较低的形势，应参照地区人口结构、空间地理距离等客观条件，在统筹基层医疗卫生人财物等要素的基础上，科学规划与调整资源存量，完善基层医疗机构建筑面积、床位、设备、公共设施以及全科医师等资源的配置标准，确保基层医疗资源供给的地理可达性。同时，健全基层医疗资源管理体系，提高基层医疗资源配置效率。结合经济社会发展阶段的健康需求特征，建立基层医疗资源供给的长短期行动计划，明确卫生政策参与主体的权责边界，落实基层医疗资源管理与监督责任。

2. 强化区域基层医疗资源协作，提高基层医疗服务能力。区域间差异是导致基层医疗资源供给水平空间分异的关键诱因。为缩小区域间差距，国家层面应强化地区间优质医疗资源下沉基层的交流与合作。东部地区在保持先发优势的同时，深入实施跨区域医疗卫生对口帮扶政策，科学设置医疗专家“组团式”帮扶机制。中西部地区应积极主动对接国家区域协调发展战略，在承接发达地区医疗技术转移、医疗产业迁移等举措的同时，厘清本地区医疗资源配置短板，既要充分借势于外源性优惠政策弥补区域劣势，又要发挥主体内驱力破除基层医疗服务体系建设中的路径依赖。

3. 优化基层医疗资源供给水平的影响机制。一是完善基层医疗卫生服务经费保障机制。针对中西部地区基层医疗资源薄弱的省份，中央与地方政府应持续加大财政资源倾斜力度，明确提高基层卫生财政支出占比，动态设定城乡基层医疗服务体系建设的配套经费比例，合理满足基层医疗机构财政补偿需求。二是明晰医疗福利领域的财政事权与支出责任。地方政府应将预算绩效评价引入基本医疗卫生服务发展规划，建立基层医疗卫生资金全过程预算管理机制，弥合财政资源与基层医疗服务供给的空间匹配张力。中央政府要加强对地方医疗保障事业建设成效的政绩考核，深入推进常态化巡回医疗制度。三是依托数字技术赋能驱动基层医疗服务高效运转。借助创新通用技术，实现基层数字医疗、智慧医保、智能医药的协同联动，普及数字化健共体服务模式。四是深化城乡社会融合确保基层医疗服务内涵式发展。通过建立城乡一体化医疗资源要素市场，深度整合县乡村基本医疗服务，提高医疗资源流转效能与基本医疗服务质效。

（责任编辑：陈　果）