· 调查报告与分析 ·

综合医改对中国基层医疗卫生资源供给影响：基于2012—2020年省级面板数据的混合评估

王俊[1,2,3]，刘怡均[2,4,5]，赵双雨[2,4]

1. 中国人民大学健康中国研究院，北京 100872；
2. 中国人民大学卫生政策研究与评价中心，北京 100872；
3. 中国人民大学人口与健康学院，北京 100872；
4. 中国人民大学公共管理学院，北京 100872；
5. 美国约翰霍普金斯大学彭博公共卫生学院，马里兰州 巴尔的摩 21202
通信作者：赵双雨，E-mail：zhao_sy@ruc.edu.cn

【摘　要】目的 系统评估综合医疗改革（综合医改）对中国基层医疗卫生资源供给的影响，为优化我国医改政策提供证据支持。**方法** 基于《中国卫生和计划生育统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》和《中国财政年鉴》等构建中国2012—2020年省级面板数据，以我国综合医改试点为准自然实验构建多期双重差分（DID）模型，从“规模—结构—可及性”维度系统评估其对基层医疗卫生资源供给的影响，并通过对浙江、广东、湖南、河南、四川和云南6个省份30名关键受访者的半结构化访谈进行主题分析以验证并深化定量研究发现。**结果** 多期DID模型分析结果显示，综合医改可显著提升基层卫生人员千人拥有量（β=0.079，P=0.046）和基层注册护士千人拥有量（β=0.045，P=0.001），卫生人员和注册护士这2种基层医疗资源的结构占比（β=0.006，P=0.088；β=0.009，P=0.010）和可及性（β=0.038，P=0.014；β=0.085，P=0.001）均显著提高；基于半结构化访谈的主题分析结果显示，综合医改通过分配机制、资源配置、治理结构、技术应用和制度设计五大机制影响我国基层医疗卫生资源供给，而政策衔接与体制机制改革不足则制约了整体成效。**结论** 综合医改显著改善中国基层医疗资源的结构、可及性维度，但基层医师仍然紧缺，未来应着力构建整合型基层医疗资源供给体系的长效治理机制，从单点试行到多点并行、从单一零散到系统整合，助力健康中国的高质量发展。

【关键词】 综合医疗改革（综合医改）；基层卫生；医疗资源；供给；影响；中国；省级面板数据；双重差分（DID）模型；半结构化访谈

Impact of comprehensive medical reform on China′s primary healthcare resource supply: a mixed-methods study based on provincial panel data from 2012 to 2020

WANG Jun[1,2,3], LIU Yijun[2,4,5], ZHAO Shuangyu[2,4] (*1. China Institute of Health*, *Renmin University of China*, *Beijing* 100872, *China*; *2. Center for Health Policy Research and Evaluation*, *Renmin University of China*, *Beijing* 100872, *China*; *3. School of Population and Health*, *Renmin University of China*, *Beijing* 100872, *China*; *4. School of Public Administration and Policy*, *Renmin University of China*, *Beijing* 100872, *China*; *5. Bloomberg School of Public Health*, *Johns Hopkins University*, *Baltimore* 21202, *the United States*)
Corresponding author: ZHAO Shuangyu, E-mail: zhao_sy@ruc.edu.cn

【Abstract】 Objective To systematically assess the impact of comprehensive medical reform on the supply of primary healthcare resources in China, providing evidence to inform the optimization of national healthcare reform policies. **Methods** Using data from sources such as the *China Health and Family Planning Statistical Yearbook*, *China Health Statistical Yearbook*, and *China Fiscal Yearbook*, we constructed a provincial panel data set of China from 2012 to 2020. Treating China′s pilot comprehensive reform as a quasi-natural experiment, we developed a multi-period difference-in-differences (DID) model to systematically evaluate the impact of the reform on primary healthcare resource supply across the dimensions of scale, structure, and accessibility. Additionally, we conducted thematic analysis of semi-structured interviews with 30 key informants from six provinces (Zhejiang, Guangdong, Hunan, Henan, Sichuan, and Yunnan) to validate and deepen the quantitative findings. **Results** The multi-period DID model showed that the comprehensive

开放获取：CC BY-NC-ND 4.0　DOI：10.11847/zgggws1148240
基金项目：国家社会科学基金重大项目（22&ZD144）；国家自然科学基金国际合作与交流重点项目（72061160491）；北京市社会科学基金项目重大项目（202201982）；北京市宣传文化名家工作室重大研究项目（202208635）
第一作者：王俊（1976—），教授，博士，研究方向：卫生政策和卫生经济微观评价、医院运行机制分析。
收稿日期：2025-06-17　修回日期：2025-12-13　录用日期：2026-03-09
利益冲突：不存在　伦理审查：已获取　出版授权：全体作者已与编辑部签署作者贡献声明及版权转让协议

medical reform increased the number of healthcare personnel per thousand population at the primary level (β = 0.079, P = 0.046) and the number of registered nurses per thousand population at the primary level (β = 0.045, P = 0.001). The structural proportions of healthcare personnel and registered nurses at the primary level (β = 0.006, P = 0.088; β = 0.009, P = 0.01) and the accessibility (β = 0.038, P = 0.014; β = 0.085, P = 0.001) were also significantly improved. The thematic analysis of semi-structured interviews revealed that comprehensive medical reform influenced the supply of primary healthcare resources through five mechanisms: allocation, resource distribution, governance structure, technology application, and institutional design, whereas policy coordination and systemic reform limitations constrained the overall effectiveness. **Conclusions** Comprehensive medical reform significantly improves the structure and accessibility of primary healthcare resources in China. However, shortages of primary-level physicians remain. Future efforts should focus on establishing a long-term governance mechanism for an integrated primary healthcare resource supply system, moving from pilot points to multiple simultaneous implementations and from fragmented initiatives to systematic integration, thereby supporting the high-quality development of the Healthy China initiative.

【**Keywords**】 comprehensive medical reform; primary healthcare; medical resources; supply; impact; China; provincial panel data; difference-in-differences (DID) model; semi-structured interview

新医改以来，中国始终围绕“强基层、保基本、建机制”改善基层医疗卫生资源供给，然而我国就医秩序和资源配置仍长期存在结构性矛盾[1]。《中国卫生健康统计年鉴（2023）》数据显示，我国基层医疗卫生机构数量（1 016 238 个）占比为 94.01%，但卫生人员数量（495.3 万人）仅占全国总量的 32.5%，总诊疗量（49.4 亿人次）也仅占 51.8%[2]。2015 年国务院深化医药卫生体制改革领导小组决定开展综合医疗改革（简称“综合医改”）试点，其中江苏省、安徽省、福建省和青海省为第一批试点，2016 年新增上海市、浙江省、湖南省、重庆市、四川省、陕西省和宁夏回族自治区，截至目前共有 11 个省（自治区、直辖市）开展试点工作，部分现有研究定性总结了试点经验[3]或评估政策效果[4–5]，但鲜有研究关注综合医改对资源供给的影响。为系统评估综合医改对中国基层医疗卫生资源供给的影响，为优化我国医改政策提供证据支持，本研究基于《中国卫生和计划生育统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》和《中国财政年鉴》等构建中国 2012—2020 年省级面板数据，以我国综合医改试点为准自然实验构建多期双重差分（difference-in-differences, DID）模型，从“规模—结构—可及性”维度系统评估其对基层医疗卫生资源供给的影响，并通过对试点地区（浙江、湖南、四川）和非试点地区（广东、河南、云南）6 个省份 30 名关键受访者的半结构化访谈进行主题分析以验证并深化定量研究发现。结果报告如下。

1 资料与方法

1.1 资料来源

1.1.1 定量研究资料 本研究构建了 2012—2020 年中国 31 个省（自治区、直辖市）的面板数据集。核心变量基层卫生人员千人拥有量、基层执业（助理）医师千人拥有量、基层注册护士千人拥有量和基层床位千人拥有量数据来源于 2013—2017 年《中国卫生和计划生育统计年鉴》和 2018—2021 年《中国卫生健康统计年鉴》，人口和经济数据来源于 2013—2021 年《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》。

1.1.2 定性研究资料 本研究采用半结构化深度访谈收集定性研究资料。基于目的性抽样和最大差异抽样策略，考虑了地域分布、机构类型和机构规模等因素，在中国的东、中、西部进行抽样，抽取试点地区（浙江、湖南、四川）和非试点地区（广东、河南、云南）6 个省份的 30 名政府部门工作人员、医疗卫生机构工作者和患者进行访谈。如若仅选取试点地区可能导致研究视角片面、结论可信度降低；同时涵盖综合医改试点地区和非试点地区，有利于从描述试点个案经验上升到探讨在何种情境下哪些机制会生效或失效。访谈对象包含三类关键利益相关者，即负责政策制定与区域资源规划的省级、地市级和区县级卫生健康行政部门管理者 12 人，直接负责机构运营与资源管理的医疗卫生机构负责人、科室主任和医师 12 人以及能直接反映试点政策的群众满意度的就医患者 6 人。访谈过程基于面对面访谈、焦点小组和电话访谈 3 种形式，在获得受访者知情同意后进行录音记录。访谈大纲围绕“综合医改何以解决基层资源供给难题”和“综合医改缘何无法全方位地解决这一难题”两大核心议题展开。本研究经中国人民大学人口与健康学院伦理委员会审查批准，所有参与访谈者均知晓研究目的且自愿参加访谈。

1.2 统计分析

1.2.1 定量研究资料 本研究运用多期 DID 模型进行综合医改试点政策评估。多期 DID 模型适

用于政策冲击发生在多个时点的场景，通过将不同地区的政策实施年份标准化为相对时点，来评估政策的动态效应。鉴于综合医改试点共包括 2 个批次，本研究借鉴 Beck T 等[6] 运用多期 DID 模型将综合医改视为渐进推行的准自然实验，评估其对基层医疗卫生资源供给的影响。具体而言，处理组定义为所有参与综合医改试点的省份，即第 1 批 2015 年启动的江苏省、安徽省、福建省和青海省以及第 2 批 2016 年启动的上海市、浙江省、湖南省、重庆市、四川省、陕西省和宁夏回族自治区；对照组则为未参与试点的其他省份。在多期 DID 框架下，本研究以政策实施前 1 年为基准期（相对时点为–1），政策实施当年为政策冲击后第 1 期（相对时点为+1），政策实施前 2 年为政策实施前第 2 期（相对时点为–2），以此类推；第 1 批 2015 年试点城市包含政策前 3 期到政策后 6 期，第 2 批 2016 年试点城市包含政策前 4 期到政策后 5 期，对照组城市包含政策前 9 期。在传统 DID 模型的基础上控制了省份和时间固定效应[7]，计量模型设定为：

$$Y_{it} = \alpha + \beta \times \mathrm{DID}_{it} + \varphi \times X_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

式中，i 代表省份，t 代表年份，Y_{it} 为省份 i 在年份 t 的因变量；DID_{it} 为核心自变量，1 表示省份 i 在年份 t 实施了综合医改，0 则表示未实施；X_{it} 为控制变量；η_i 为省份固定效应，γ_t 为时间固定效应，ε_{it} 为随机误差项；系数 β 为本研究关注的政策效应，α 为常数项，φ 为控制变量的系数。DID 模型的被解释变量依据《中国卫生健康统计年鉴（2022）》[8] 对“基层医疗卫生机构”的官方定义确定研究边界，包括社区卫生服务中心、社区卫生服务站、街道卫生院、乡镇卫生院、村卫生室、门诊部和诊所（医务室）；参考既往对“卫生资源”概念的研究[9]，创新性地构建被解释变量的“规模—结构—可及性”三维评价框架，基于人员和床位两大要素进行评价。规模维度侧重总量表征，选取基层卫生人员、执业（助理）医师、注册护士和床位的每千人拥有量指标；结构维度关注资源配置，反映各省基层资源在不同类型医疗卫生机构中的占比情况[10]；可及性维度引入卫生资源集聚度概念，即比较某一地区每 1% 人口的卫生资源集聚量与上一层次区域每 1% 人口的卫生资源集聚量[11]：

$$\text{卫生资源人口聚集度} = \frac{(HR_i/HR_n)\times 100\%}{(P_i/P_n)\times 100\%}$$

式中，HR_i 为某省份 i 的卫生资源量，HR_n 为全国卫生资源总量，P_i 为某省份 i 的人口数量，P_n 为全国人口数量，最终计算得到卫生资源人口集聚度为无量纲的比值。解释变量为“综合医改”试点政策。根据是否为试点城市（$treat_i$）和当年政策是否开始发挥作用（$time_t$），将两者的交互项（DID_{it}）作为核心解释变量。控制变量充分考量财政分权体制下地方政府特征、社会经济状况与医疗资源禀赋，包括经济、人口、社会、财政与医疗卫生等维度[12–13]。具体而言，经济维度控制区域经济水平对资源配置的基础性影响，选取中国居民消费价格指数调整后的国内生产总值；纳入人口规模、城镇化率和行政区划数量等指标控制居民对公共服务需求的差异；由于地方财政能力与支出结构可能影响公共资源配置效率，控制地区财政收入、支出占全国比重等；在此基础上控制了公共投入情况，如地方教育、科技、文化和社会保障等方面的财政支出；最后对省份的医疗卫生事业发展情况进行控制。应用 Stata 16.0 软件进行多期 DID 模型分析，检验水准为 α=0.05。

1.2.2　定性研究资料　本文采用主题分析法进行定性资料分析。在访谈录音转录成文本后，通过熟悉化、初始编码、寻找主题、审查主题和定义主题形成五大主题。为确保分析严谨性，定性材料均由 2 位研究者独立编码并复核，以确保标注的准确性和一致性。

2 结　果

2.1　描述性分析（表 1）　表 1 呈现了 31 个省（自治区、直辖市）主要变量的描述性统计分析结果。核心被解释变量为基层医疗卫生资源的“规模—结构—可及性”三维指标。在规模维度上，基层卫生人员千人拥有量、基层执业（助理）医师千人拥有量、基层注册护士千人拥有量和基层床位千人拥有量均值分别为 2.763 人/千人、0.848 人/千人、0.529 人/千人和 1.007 张/千人，但其标准差与极差显示各省份资源总量存在明显差异；在结构维度上，基层卫生人员、基层执业（助理）医师、基层注册护士和基层床位在卫生体系中的平均占比分别为 33.5%、35.5%、20.4% 和 18.8%，其中人员与床位的结构占比波动较大（标准差分别为 0.064 和 0.061），反映出资源配置的结构性不均衡。可及性方面，基层人员—人口集聚度均值为 1.015，接近理想匹配状态，但最大值与最小值间差距显著，提示区域间可及性分布不均。控制变量涵盖经济发展、人口社会特征、财政投入与公共服务等多类因素。

表 1 主要变量描述性统计分析
Table 1 Descriptive statistical analysis of key variables

变量	分类	指标	Min	Max	Mean	*SD*
解释变量	规模	基层人员千人拥有量/(人/千人)	1.628	5.597	2.763	0.583
		基层执业(助理)医师千人拥有量/(人/千人)	0.376	1.534	0.848	0.191
		基层注册护士千人拥有量/(人/千人)	0.113	1.096	0.529	0.172
		基层床位千人拥有量/(张/千人)	0.201	1.869	1.007	0.358
	结构	基层人员的结构占比/%	21.100	64.200	33.500	6.400
		基层医师的结构占比/%	26.100	48.600	35.500	4.300
		基层护士的结构占比/%	12.200	31.600	20.400	3.500
		基层床位的结构占比/%	3.700	31.400	18.800	6.100
	可及性	基层人员–人口集聚度	0.644	1.935	1.015	0.201
		基层医师–人口集聚度	0.506	1.459	0.978	0.176
		基层护士–人口集聚度	0.291	1.606	0.991	0.241
		基层床位–人口集聚度	0.184	1.600	0.947	0.329
被解释变量		省份i是否在第t年推行了综合医改	0.000	1.000		
控制变量	经济发展	省份国内生产总值/亿元	701.030	110 760.940	2.763	0.583
		调整后人均国内生产总值的对数值/元	9.862	11.830	0.848	0.191
	人口规模	年末人口数的对数值/万人	5.753	9.443	0.529	0.172
		老龄人口占比/%	0.050	0.176	1.007	0.358
		人口出生率/%	4.660	17.890	0.335	0.064
		人口死亡率/%	4.260	8.070	0.355	0.043
	社会结构	城镇化率/%	22.750	89.600	0.204	0.035
		国内专利申请受理量/项	170.000	967 204.000	0.188	0.061
		城市绿地面积/万公顷	0.340	52.550	1.015	0.201
		普通高等学校数/个	6.000	167.000	0.978	0.176
	行政区划	地级区划数/个	0.000	21.000	0.991	0.241
		县级区划数/个	16.000	183.000	0.947	0.329
	财政收支	财政收入占全国财政收入比重/%	0.100	7.100	0.211	0.409
		财政支出占全国财政支出比重/%	0.600	7.400	2.763	0.583
		本级财政收入占地方财政收入比重/%	0.100	12.900	0.848	0.191
		本级财政支出占地方财政支出比重/%	0.700	8.700	0.529	0.172
	公共投入	地方财政教育支出/亿元	94.484	3 510.557	1.007	0.358
		地方财政科学技术支出/亿元	4.165	1 168.793	0.335	0.064
		地方财政文化体育与传媒支出/亿元	14.444	417.221	0.355	0.043
		地方财政社会保障和就业支出/亿元	65.537	1 998.674	0.204	0.035
		地方财政城乡社区事务支出/亿元	31.550	2 413.843	0.188	0.061
	医疗卫生	地方财政医疗卫生支出/地方财政一般预算支出/%	0.040	0.121	1.015	0.201
		地方财政医疗卫生支出/地方财政一般公共服务支出/%	0.223	1.479	0.978	0.176
		医疗卫生机构数/个	4 140.000	86 939.000	0.991	0.241
		医院病床使用率/%	48.300	99.300	0.947	0.329

2.2 平行趋势检验(图 1) 为满足 DID 模型的前提假设，本研究通过事件研究法检验处理组与对照组在政策冲击前的趋势一致性。以政策实施前 1 年为基准期，第 1 批 2015 年试点城市包含政策前 3 期到政策后 6 期，第 2 批 2016 年试点城市包含政策前 4 期到政策后 5 期，对照组城市包含政策前 9 期，将数量较少的较远时期样本归并到某一较近时点，本文将所有 5+处理前时点合并为政策前第 5 期，4+处理后时点合并到政策后第 4 期。动态效应分析结果显示，被解释变量在政策前均符合平行趋势假设。

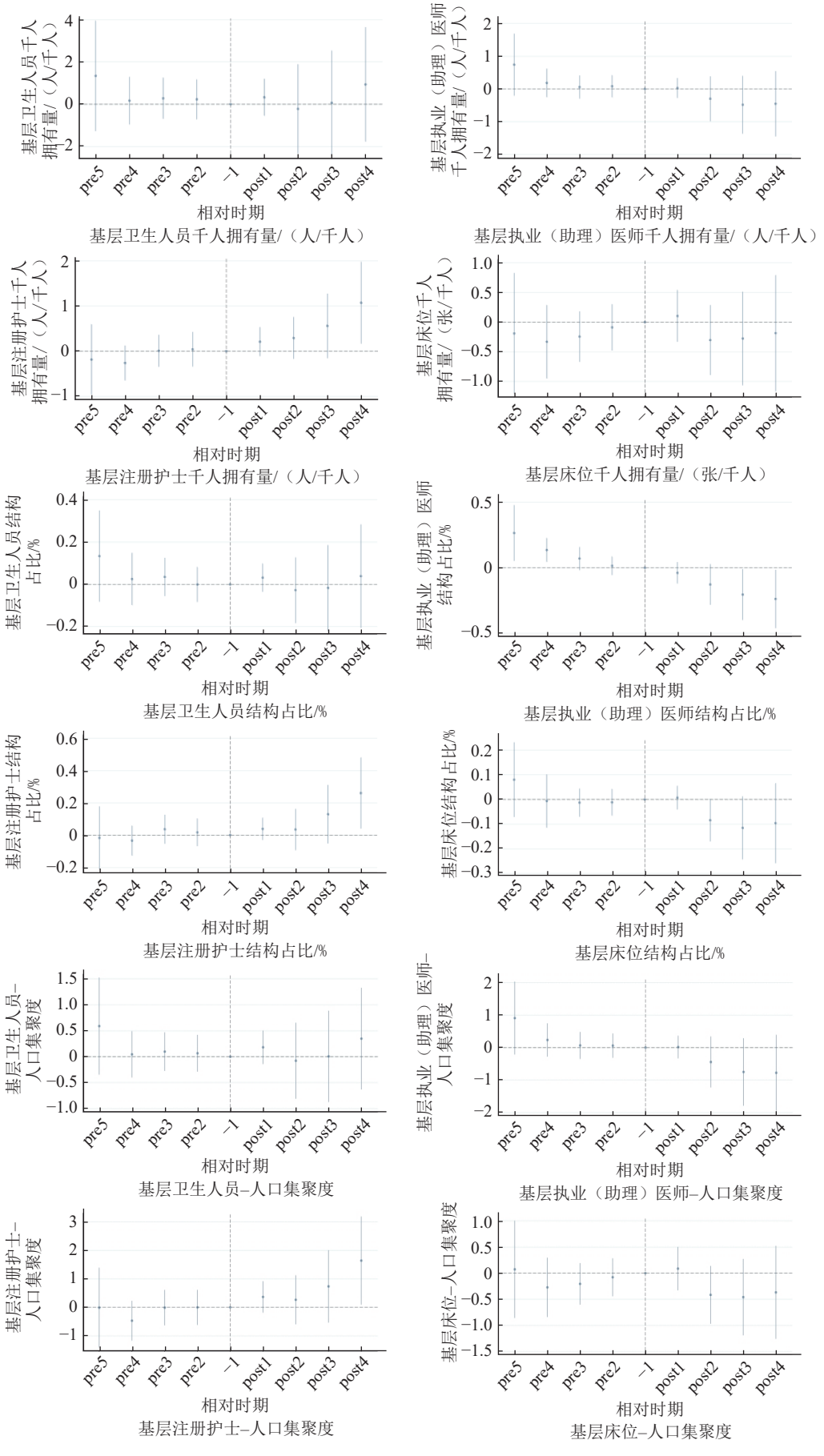


图 1　平行趋势检验

Fig. 1　Parallel trends test

2.3 综合医改对中国基层医疗卫生资源供给影响的多期 DID 模型分析(表 2) 多期 DID 模型分析结果显示，综合医改可显著提升基层卫生人员千人拥有量(β=0.079，P=0.046)和基层注册护士千人拥有量(β=0.045，P=0.001)，对数模型进一步验证了结果的稳健性；卫生人员和注册护士这 2 种基层医疗资源的结构占比(β=0.006，P=0.088；β=0.009，P=0.010)和可及性(β=0.038，P=0.014；β=0.085，P=0.001)均显著提高。

表 2 综合医改对基层医疗卫生资源供给影响的多期 DID 模型分析

Table 2 A multi-period DID model analysis of the impact of comprehensive medical reform on primary healthcare resource supply

维度	模型	变量	β值	P值	控制变量	省份–年份固定效应	R^2值	N
规模	M1	基层卫生人员千人拥有量	0.079	0.046	是	是	0.967	273
	M2	基层执业(助理)医师千人拥有量	0.005	0.732	是	是	0.960	273
	M3	基层注册护士千人拥有量	0.045	0.001	是	是	0.950	273
	M4	基层床位千人拥有量	0.001	0.965	是	是	0.984	273
	M5	基层卫生人员千人拥有量对数	0.039	0.011	是	是	0.954	273
	M6	基层执业(助理)医师千人拥有量对数	–0.006	0.765	是	是	0.954	273
	M7	基层注册护士千人拥有量对数	0.055	0.044	是	是	0.957	273
	M8	基层床位千人拥有量对数	–0.000	0.991	是	是	0.990	273
结构	M9	基层卫生人员结构占比	0.006	0.088	是	是	0.973	273
	M10	基层执业(助理)医师结构占比	–0.006	0.090	是	是	0.959	273
	M11	基层注册护士结构占比	0.009	0.010	是	是	0.921	273
	M12	基层床位结构占比	–0.000	0.902	是	是	0.985	273
可及性	M13	基层卫生人员–人口集聚度	0.038	0.014	是	是	0.960	273
	M14	基层执业(助理)医师数–人口集聚度	–0.003	0.884	是	是	0.938	273
	M15	基层注册护士–人口集聚度	0.085	0.001	是	是	0.923	273
	M16	基层床位–人口集聚度	0.001	0.952	是	是	0.983	273

2.4 双向机制分析(表 3) 本研究在运用 DID 模型进行量化分析后，采用案例研究和定性访谈进行机制分析，在东、中、西部试点和非试点地区对 30 名政府部门工作人员、医疗卫生机构工作者和患者进行了半结构化访谈，具体见表 3。正向机制分析结果显示，有关“综合医改何以解决基层资源供给难题”，本研究基于半结构化访谈总结出了分配机制、资源配置、治理结构、技术应用和制度设计 5 个方面：一是在分配机制中，综合医改在财政保障方面进行管理创新，向基层倾斜财政投入；二是在资源配置中，通过对基层机构进行资金、人才、技术和管理理念的下沉、带教、帮扶和传授，如派驻专家、教授到基层坐诊，吸引患者前往基层就医；三是在治理结构中，综合医改“包罗万象”的综合性发挥出多元联动效应这一优势，相较于单一部门发布政策后自上而下执行而言，具有政府高位推动、部门横向沟通、科室多元联动的执行优势；四是在技术应用中，信息化建设促进了区域内打破信息孤岛，远程会诊、影像结果互传等方式提升了基层服务的便利性；五是在制度设计中，综合医改基于预防保健、医疗保障和分级诊疗三大措施形成闭环，预防保健降低资源消耗，医保引导优化资源分布，分级诊疗激活资源效能，通过政策覆盖广泛、措施多元综合的制度优势发挥重要作用，构建起可持续的基层医疗资源供给增强机制。负向机制分析结果显示，有关“综合医改缘何无法全方位地解决基层医疗卫生资源供给难题”，可以被概括为制度衔接不到位、体制机制联动欠缺、投入主次不分和产出效益不明等问题：其一，在分配机制中，财政投入主次不分、产出效益不明，针对基层医疗卫生机构中医护技配比失衡、优质人才紧缺的现象，部分地区仅停留在口号式的动员，人员专项资金发挥效益有限；其二，在资源配置中，部分机构存在“等、靠、要”的依赖心理，改革试点缺乏变被动为主动的内生动力；其三，在治理结构中，尽管院长的去行政化、增业务化提升了大型医院专业能力，但乡镇卫生院院长却普遍欠缺管理能力；其四，在技术应用中，基层医疗卫生服务存在割裂化、碎片化的问题，区域内检查结果无法互认使得人民群众重复就医；其五，在制度设计中，基本药物目录、医保支付制度和公共卫生服务体制机制联动欠缺，部分地区存在基层用药限制的情况，地方政府在推进落实中央政策时配套政策

衔接不足，未能根据实施情况和社会发展进行政策调整和更新，囿于地方政府的执政水平、统筹能力和人员素质，政策推进力度和进度存在地区和层级差异，呈现出东西部、南北方、城乡、省市县间的显著不同。

表 3 访谈对象基本情况
Table 3 Basic information of interviewees

地区	组别	省份	层级	职务	姓名	性别	访谈形式
东部	试点	浙江	政府部门	市卫生健康委党委委员、副主任	A1	男	焦点小组
				县医保局党组书记、局长	A2	男	
				县卫健局科长	A3	男	
			医疗机构	县域医共体医院科室主任	A4	女	面对面访谈
			患者	县域医共体患者	A5	女	
	非试点	广东	政府部门	区卫健局科员	B1	女	电话访谈
			医疗机构	县域医共体总院院长	B2	男	面对面访谈
				县域医共体部门主任	B3	女	
				镇中心卫生院院长	B4	女	电话访谈
			患者	三级甲等中医医院患者	B5	男	线上访谈
中部	试点	湖南	政府部门	省卫生健康委科员	C1	女	电话访谈
				县卫健局国家卫生健康委员会主任	C2	男	焦点小组
			医疗机构	乡镇卫生院院长	C3	男	面对面访谈
				乡镇卫生院医生	C4	女	
			患者	乡镇卫生院患者	C5	女	面对面访谈
	非试点	河南	政府部门	市卫生健康委副主任	D1	女	面对面访谈
				市卫生健康委科室主任	D2	男	
			医疗机构	市级医院党委书记、院长	D3	男	焦点小组
				医疗健康集团党委书记、院长	D4	男	
			患者	三级甲等综合性医院患者	D5	男	电话访谈
西部	试点	四川	政府部门	区卫健局科室科长	E1	男	电话访谈
				区卫健局科员	E2	男	面对面访谈
				区卫健局科员	E3	女	电话访谈
			医疗机构	区级医院科室主任	E4	女	焦点小组
			患者	社区卫生服务中心患者	E5	女	电话访谈
	非试点	云南	政府部门	省卫生健康委科长	F1	女	面对面访谈
			医疗机构	三级甲等专科医院部门主任	F2	女	面对面访谈
				县域医共体基卫部主任	F3	男	焦点小组
				社区卫生服务中心医生	F4	男	面对面访谈
			患者	三级甲等专科医院患者	F5	女	面对面访谈

3 讨　论

本研究聚焦综合医改对中国基层医疗卫生资源供给难题的改进效应，发现综合医改可显著提升基层卫生人员千人拥有量（β=0.079，P=0.046）和基层注册护士千人拥有量（β=0.045，P=0.001），且卫生人员和注册护士这 2 种基层医疗资源的结构占比（β=0.006，P=0.088；β=0.009，P=0.010）和可及性（β=0.038，P=0.014；β=0.085，P=0.001）均显著提高。进一步基于访谈的机制分析结果显示，综合医改通过分配机制、资源配置、治理结构、技术应用和制度设计五大机制影响我国基层医疗卫生资源供给，而政策衔接与体制机制改革不足制约了整体成效。本研究还发现，基层执业（助理）医师千人拥有量虽呈正向趋势但未达到显著水平，提示基层医师规模存在改善趋势但增量有限。为缓解基层医师流失问题[14]，目前地方往往采用“存量优化”策略，通过基层人才能力培养、上级医院医师资源下沉、医共体内医师多点执业等方式补充医师供给能力[15]，但基层医师数量上涨仍较为缓慢。此外，基层床位千人拥有量效果不显著，提示综合医改侧重人力资源而非床位设施扩容，这可能与基层医疗服务性质有关；还可

能与双向转诊进一步分流急危重症患者潜在住院需求，导致基层门诊服务增强、住院服务减弱，床位实际利用需求下降，基层的床位规模增速显著落后于医院有关[16]。

本研究结合中国“强基层”政策导向，利用多期 DID 模型的准自然实验设计，率先评估了综合医改对基层资源供给难题的改进情况，创新性地构建“规模—结构—可及性”三维卫生资源评价框架，并结合定量与定性研究寻找综合医改缓解基层医疗卫生资源供给难题的机制，为我国优化医疗卫生资源配置供给的改革提供有益参考。但本研究仍存在一定的局限性：首先，考虑到数据可用性和研究范围，本研究结果变量仅限于基层医疗资源供给的影响，难以面面俱到，因此未来研究不仅应关注资源供给，还需重视“看好病”（服务质量和满意度），全面反映综合医改的政策效应；其次，尽管本文通过多期 DID 模型检验了综合医改对基层医疗卫生资源供给难题的缓解效应，但我们需审慎评估效应值的实际规模和现实意义，该结果更重要的启示可能在于其方向性意义，但还需通过优化配置效率、强化技术应用和改善激励政策等形成政策合力，实现实质性的资源短缺缓解。为此，本文提出以下政策启示：其一，当下重点是改进综合医改五个机制的现存问题。在分配机制中建立以服务效果为导向的补偿机制，基于基层医师数量增长不显著的现状构建“培养—激励—绩效”协同机制，财政全额补助定向医学生培养，实施偏远地区岗位津贴，将财政拨款与医师增长率挂钩；在资源配置中建立资源共享平台和下沉渠道，下沉专家和技术资源并逐步加强医务人员教育和培训；在治理结构中建立政府、机构、社区和居民多方参与机制，引入现代管理工具提高基层服务质量和管理效率；在技术应用中适当利用大数据和人工智能技术对资源供给进行预测和配置；在制度设计中完善破解区域内检查结果无法互认等执行掣肘的配套政策，与时俱进地根据实施情况进行政策调整和更新。其二，应构建整合型基层医疗资源供给体系的长效治理机制。如，转变改革创新形式，发挥政府引导作用，从单点试行到多点并行、从单一零散到系统整合，扭转成效微弱、难以推广的局面；建立地方政府、大型（基层）医疗卫生机构等多方主体的权责利划分机制，在财政、管理和服务等方面加强机构整合、促进业务融合；完善监管和评价机制，防止政策落地形变走样问题，促进基层医疗资源供给持续优化。

数据可用性声明 本研究中使用的所有输入数据的引用和元数据均可从中华人民共和国国家卫生健康委员会公开数据库（网站地址：https://www.nhc.gov.cn/）、国家统计局公开数据库（网站地址：https://www.stats.gov.cn/）下载。

参考文献

[1] 支涵颖. 全国基层医疗卫生资源区域性配置差异研究 [J]. 社会科学前沿, 2024, 13(5): 410-418.

[2] 国家卫生健康委员会. 中国卫生健康统计年鉴 (2023)[M]. 北京: 中国协和医科大学出版社, 2024.

[3] 陈家应, 赵淮跃, 孙嘉蔚, 等. 江苏省级综合医改进展述评 [J]. 中国医院管理, 2020, 40(1): 9-12.

[4] 杨华磊, 廖佩凡. 综合医改是否缓解了“看病贵”——以中老年群体医疗费用影响因素分析为例 [J]. 中国医疗保险, 2023(3): 84-92.

[5] 王朝才, 查梓琰. 综合医改试点缓解了“看病难”和“看病贵”问题吗?[J]. 财政研究, 2021(12): 79-92.

[6] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.

[7] 李强, 王亚仓. 长江经济带环境治理组合政策效果评估 [J]. 公共管理学报, 2022, 19(2): 130-141, 174.

[8] 国家卫生健康委员会. 中国卫生健康统计年鉴 (2022)[M]. 北京: 中国协和医科大学出版社, 2022.

[9] 王传恒, 莫颖宁. 分级诊疗实施前后山东省基层医疗卫生资源配置公平性研究 [J]. 现代预防医学, 2021, 48(17): 3162-3167.

[10] Peng Q L, He W J, Kong Y, et al. Spatio-temporal analysis of water sustainability of cities in the Yangtze River Economic Belt based on the perspectives of quantity-quality-benefit[J]. Ecological Indicators, 2024, 160: 111909.

[11] 袁素维, 危凤卿, 刘雯薇, 等. 利用集聚度评价卫生资源配置公平性的方法学探讨 [J]. 中国医院管理, 2015, 35(2): 3-5.

[12] Nie C F, Feng Y. The impact of national comprehensive medical reform on residents′ medical expenses: evidence from China[J]. Frontiers in Public Health, 2023, 10: 1038543.

[13] 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 [J]. 中国卫生政策研究, 2021, 14(3): 13-20.

[14] 吴凌放. 基于人力资本理论的上海社区医生供给研究 [J]. 华东理工大学学报 (社会科学版), 2018, 33(2): 107-116.

[15] 卓丽军, 陶红兵. 县域医共体内县级专科医师下沉基层的激励机制研究 [J]. 中国卫生政策研究, 2023, 16(3): 24-29.

[16] 柯丹丹, 贾楠, 崔埔安, 等. 后疫情时代我国基层医疗卫生服务发展现状、挑战及建议 [J]. 协和医学杂志, 2024, 15(1): 45-51.