

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

王 婵^{1*} 李鑫武² 吴如意² 骆 娴²

1. 广东财经大学 广东经济与社会发展研究院 广东广州 510320

2. 广东财经大学金融学院 广东广州 510320

【摘要】目的:评估开展分级诊疗政策试点对“倒三角”就医秩序的纠正效果。方法:基于准自然实验方法,构建渐进性双重差分模型,评估我国 2004—2018 年分级诊疗政策试点对“倒三角”就医秩序的纠正效果。结果与结论:总体上,分级诊疗政策对“倒三角”就医秩序的纠正存在短暂的效果,随着时间推移,政策效果消失。进一步探讨区域异质性时发现,当社区医疗服务能力较高时,公立医院就诊率显著降低了 3.1%。研究为分级诊疗制度实施效果提供了一种直观的评价依据,也为当前分级诊疗制度陷入困境提供了一种解释,有助于把握进一步完善分级诊疗制度的着力点。

【关键词】分级诊疗;渐进性双重差分;就医秩序;政策评估

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2021.03.003

Evaluation of the corrective effect of hierarchical on “Inverted Triangle” order of medical visits: A Quasi-natural experimental research on progressive pilots

WANG Chan¹, LI Xin-wu², WU Ru-yi², LUO Xian²

1. Guangdong Institute of Economic and Social Development, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou Guangdong 510320, China

2. School of Finance, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou Guangdong 510320, China

【Abstract】 Objective: To evaluate the effect of carrying out a pilot hierarchical medical policy on the “inverted triangle” order of medical visits. Methods: Based on the quasi-natural experimental research method, this paper established a progressive difference-in-difference model to evaluate the corrective effect of hierarchical medical policy on the “Inverted Triangle” medical order during the period from 2004 to 2018. Results and conclusions: The results of this research showed that hierarchical medical policy has a short-term effect on the correction of the “Inverted Triangle” in the process of medical treatment, which means that the effect of the policy disappears over time and is not greatly significant. When the study further explored the regional heterogeneity, it found that the public hospital visit rate was significantly reduced by 3.1% when the community healthcare service capacity was high. The above results provide an intuitive evaluation basis for the implementation of hierarchical medical policy, and an explanation of the current difficulties in the system, as well as to help grasp the focus for its improvement in the future.

【Key words】 Hierarchical medical system; Progressive DID; Order of medical visits; Policy evaluation

2019 年,我国公立医院诊疗人次数为 32.7 亿人次,基层医疗卫生机构诊疗人次数为 45.3 亿人次,就诊率为 37.5%,相比 2018 年末上涨了 0.8%; 率为 51.9%,相比 2018 年末下降了 1.2%。^[1] 长期以

* 基金项目:国家自然科学基金(72003045,72074055,72003044);国家社科后期资助基金(20FGLB072);广东省教育厅项目(2020KZDZX1095);广东省哲学社科规划项目(GD2018CYJ01);广东省高校珠江学者岗位计划项目(GDUPS2019);广州市社会科学规划项目(2020GZQN39)

作者简介:王婵(1988 年—),女,副教授,主要研究方向为卫生经济。E-mail:wangchan0512@163.com

通讯作者:李鑫武。E-mail:lixinwu_77@126.com

来,规模较大的三级医院占据着绝大部分医疗资源与市场份额,形成了医院强、基层弱的“倒三角”状态。^[2]为形成合理就医秩序,2016年原国家卫生计生委和国家中医药管理局确定并发布了31个省(市)的分级诊疗试点名单。实际上,中国关于分级诊疗的实践可以追溯到更早之前。2006年2月,《国务院关于发展城市社区卫生服务的指导意见》发布,提出开展社区首诊制试点。2013年,《国务院办公厅关于巩固完善基本药物制度和基层运行新机制的意见》明确提出要明显提高基层医疗卫生机构门急诊量的比例。在此期间,各省市在探索实践的基础上相继开展分级诊疗试点。分级诊疗制度是国际上公认的能够有效规范就医秩序,从而缓解“看病难、看病贵”问题的制度设计。国内学术界针对分级诊疗的实践现状以及实践过程中的问题已有较丰富的研究,并且主要集中在医疗保险报销调整与医疗体制建设两个方面。

在医保报销方面,有研究认为分级诊疗制度在新农合的“分流+补贴”机制设计下显著正向影响农村就医行为。^[3]与之相对的,有学者认为差异化的医疗报销比例虽然能稳健提高基层就诊倾向,但由于医保政策的城乡差异,政策变动所产生的效应均不足以抵消城镇化等自然趋势引发的向上集中。^[4-5]对医疗体制建设方面也较为充分,国内有研究通过分析核心医院和成员医院诊疗量及费用分布情况以及成员医疗机构之间的转诊量等发现,建立紧密型医疗联合体能够有效提升成员医院的服务能力。^[6]另有一些研究通过实证案例分析,发现造成了“上转容易、下转困难”的双向转诊现状,是由于基层医务人员的职业水平以及医疗机构的利益冲突等问题的存在^[7]，“患者、政府、医院、医生”这四方参与者形成的多级“委托—代理”链条中的激励机制失当^[8]，药物目录、全科医师、基层设备以及下转诊困难等制约^[9]以及政府在医疗领域中的职能变化^[10]。

综上所述,现有研究主要集中在探索和分析分级诊疗制度所面临的困境,而较少涉及分级诊疗制度对患者就医秩序的影响。就医秩序的合理化,可以积极化优先次序,减少一大群具有高可观察收益患者(即急重症患者)的等待时间,进而改善社会福利。^[11]评估公共政策的影响并预测政策的影响效果已是经济学的重要任务之一。^[12]在政策评估的发展过程中,处理效应方法由于以随机对照试验为范式以及更为直观的效应识别,因而有着非常广泛的影响。^[13]与此同时,将双重差分模型(DID)应用于政策

评估使得从经验数据中总结出规律成为可能,但如果是对一系列单一个体采用DID方法研究则将使得政策的制定或为未来政策制定提供指导变得困难。^[14]因此,本文以分级诊疗政策的试点为外生冲击,基于省级面板数据与渐进性双重差分的方法来考察分级诊疗制度对就医秩序的纠正效果,以期为当前的分级诊疗政策的制定与推行提供参考依据。

1 资料与方法

1.1 指标选取

医疗机构门诊人次的变化受很多因素的影响,若这些因素的效应没有被控制住,则会严重影响本文对分级诊疗政策处理效果估计的准确性。从国内外的研究结果来看,影响居民就诊选择的因素主要有三种:一是医疗费用的负担^[15-18];二是医疗资源供给^[19-20];三是医疗信息的不对称^[21-23]。另外,就诊选择还与很多其他因素相关,如技术进步因素^[24]、政府干预因素^[25]、人口结构因素^[26]等。因此,本文根据现有文献中对患者就医选择影响因素的研究结果,从经济、社会、人口三个层面选取代表性指标作为控制变量,其中经济层面指标包括人均地区生产总值和政府卫生支出,社会层面指标为人口城镇化率,人口层面指标包括人口规模、老龄化率、少年儿童抚养比。还考虑了公立医院规模、社区卫生服务中心(站)规模以及乡镇卫生院机构规模,具体变量定义见表1。

1.2 数据来源

考虑到上述各变量的数据可得性,并排除重大公共卫生事件(如SARS事件)导致的异常数据,本文实证分析部分以2004—2018年中国省级面板数据作为研究样本,剔除了缺失数据的西藏部分,另外由于北京、上海在2010年后不再记录乡镇卫生院的医疗服务数据,并且存在行政区划上的特殊性,因此剔除北京、上海部分,样本包含了28个省、市、自治区15个年度共420条样本数据,面板数据来自于《中国卫生统计年鉴》、《中国卫生健康统计年鉴》与《中国统计年鉴》。其中,对于存在少量缺失值的个别变量,为了避免样本损失,本文采用回归替代法对这部分缺失值进行补充。分级诊疗政策试点数据来自于2006—2016年各省市自治区人民政府发布的开展分级诊疗通知意见(表2),参与政策试点的省份按照时间逐年增加。

表 1 指标选取汇总

分类	变量名	变量	变量定义
被解释变量	公立医院就诊率	<i>GVR</i>	各地区各时期公立医院门诊人数除以该地区医疗机构当年门诊人数总数
	社区卫生服务中心(站)就诊率	<i>CVR</i>	各地区各时期社区卫生服务中心(站)门诊人数除以该地区医疗机构当年门诊人数总数
	乡镇卫生院就诊率	<i>VVR</i>	各地区各时期乡镇卫生院门诊人数除以该地区医疗机构当年门诊人数总数
关键解释变量	分级诊疗政策试点	<i>Treat × Post</i>	开展试点 = 1, 未开展试点 = 0
控制变量	人均地区生产总值对数	<i>lnpgdp</i>	各地区年末人均 GDP 取对数
	政府卫生支出对数	<i>lngosp</i>	各地区年末政府卫生经费取对数
	人口城镇化率	<i>urban</i>	各地区年末城镇人口占总人口比重
	年末人口规模	<i>lnpop</i>	各地区年末人口数取对数
	人口老龄化率	<i>older</i>	65 岁以上人口占总人口的比重
	少儿抚养比	<i>cdep</i>	各地区年末 0~14 岁少年儿童人口数占 15~64 岁劳动力人数的比值
	公立医院规模	<i>mgn</i>	各地区各时期公立医院机构数除以该地区医院和基层医疗机构总数
	社区卫生服务中心(站)规模	<i>mcsn</i>	各地区各时期社区卫生服务中心(站)机构数除以该地区医院和基层医疗机构总数
	乡镇卫生院规模	<i>mhn</i>	各地区各时期乡镇卫生院机构数除以该地区医院和基层医疗机构总数

表 2 各省分级诊疗政策试点时间表

开始参与试点年份	参与试点的省、市、自治区
2008 年	上海
2010 年	广东、福建
2011 年	青海、西藏
2012 年	北京
2013 年	湖北、宁夏
2014 年	内蒙古、贵州、黑龙江、浙江、江西、河南、海南、甘肃、新疆、四川
2015 年	天津、辽宁、吉林、江苏、安徽、山东、重庆、陕西
2016 年	湖南、广西、云南、河北、重庆、山西

1.3 研究方法

我国各省、市、自治区是随时间逐渐加入分级诊疗试点的,为更好地估计政策效应,本文将分级诊疗政策视为一项准自然实验,借鉴 Beck 等运用的渐进性双重差分(渐进 DID)的方法,评估分级诊疗政策对公立医院就诊率与基层医疗机构就诊率的影响。^[27] 渐进性双重差分法是双重差分方法的基础上衍生出来的,双重差分方法已成为国内政策评估的主流方法之一。具体而言,就是将先开展试点的地区逐个归为处理组,将后开展试点的地区归为控制组,利用后加入试点的省份构造反事实(Counterfactual),在试点前与试点后的实验组与控制组之间进行两次差分,由此得到的结果即分级诊疗政策的效果。相比现有对分级诊疗政策的实证研究,本文使用渐进性双重差分的方法能够更为精准地识别分级诊疗试点的效果,并有效克服遗漏控制

变量带来的内生性问题,使得估计结果更加科学可靠。使用双重差分法需要满足两个前提条件:一是保证样本分组的随机和事件随机;二是满足个体处理稳定性(SUTVA)假设,确保政策冲击没有溢出效应。由于医疗卫生市场的特殊性以及分级诊疗政策是实现省辖区甚至市辖区内患者就医在两层级医疗机构间的合理流动,不会影响其他省份患者就医的流向,因此天然满足 SUTVA 假设。

本文以是否实施分级诊疗政策试点为准自然实验考察分级诊疗政策与就医秩序变化之间的因果关系并构建了如下渐进 DID 方法的计量模型, i 代表省份, t 代表年份, X_{it} 为控制变量, λ_i 为各省固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 是扰动项:

$$Visitrate_{it} = \beta Treat_i \times Post_{it} + \varphi X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Visitrate_{it}$ 表示第 i 个省在 t 年末的各层级医疗机构门诊人数所占当年年末门诊总诊疗人次的比例,包括:公立医院门诊就诊率(GVR)、社区卫生服务中心(站)诊疗率(CVR)和乡镇卫生院诊疗率(VVR); $Treat_i$ 为虚拟变量,用来划分处理组和控制组,由于本文样本期内所有省份都发布了推进分级诊疗工作的相关政策文件,因此该虚拟变量都取值为 1。本文以实施分级诊疗试点与否作为外生冲击,设定虚拟变量 $Post_{it}$,当某省所在年份为政策试点年份时取 1,否则取 0。 $Treat_i \times Post_{it}$ 是该模型主要关注的解释变量,系数 β 即为本文关注的政策效应。

为了确保上述方法估计结果的可靠性,本文从以下两个方面进行稳健性检验。

(1) 平行趋势检验

倍差法的有效性取决于处理组与对照组的被解释变量在政策干预之前是否有相同的变化趋势,即要使得样本分组满足随机性,这是本文计量模型识别政策效应的前提假设。当满足平行趋势假设时,则认为政策的干预是具有统计学意义上的随机性的,从而使用 DID 模型进行估计的结果是可信的。具体回归模型如下:

$$Y_{it} = \sum_{k \geq -8}^7 \beta_k D_{it}^k + \varphi X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, k \neq 0 \quad (2)$$

其中, Y_{it} 表示被解释变量公立医院门诊人次占比与基层医疗机构门诊人次占比, i 表示省份, t 表示年份, k 表示分级诊疗政策开展试点之后(前)年份。 D_{it}^k 表示 i 省开展分级诊疗政策试点前(后)第 k 年的虚拟变量,当 $k < 0$ 时, D_{it}^k 表示省试点前第 k 年的值为 1,其他年份为 0;同样,当 $k > 0$ 时, D_{it}^k 表示省试点后第 k 年的值为 1,其他年份为 0。当 $k < 0$ 时,估计系数 β_k 与 0 没有显著差异,则说明试点前各省公立医院门诊人次占比以及基层医疗机构门诊人次占比具有共同变化趋势。此处剔除 $k=0$ 的原因是为了避免共线性等问题。为了避免样本点过多带来较大的样本变异度降低检验结果的准确性,本文将 $k \leq -8$ 的数据纳入到 $k = -8$ 中,将 $k \geq 7$ 的数据纳入到 $k = 7$ 中。式(2)中的其他变量定义与式(1)相同。

(2) 子样本回归检验

尽管基准回归尽可能地控制了影响公立医院就诊率与基层医疗机构就诊率的其他因素,并通过平行趋势检验增加了回归结果的可信程度,但仍存在有一些不可观测的因素影响本文实证结果的可能性,为使结果更加可靠,本文通过子样本回归的方式进行稳健性检验。最早和最晚开展试点的省、市、自治区可能在某些因素上与其他省份存在差异,因此本文将 2010 年开展试点的广东、福建和 2016 年开展试点的湖南、广西、云南、河北、山西、重庆从样本中剔除,按照基准回归的模型设置,再次估计分级诊疗试点对公立医院就诊率、基层医疗机构就诊率、社区卫生服务中心(站)就诊率以及乡镇卫生院就诊率的影响。

2 结果

2.1 各变量描述性统计与分析

表 3 报告了变量的描述性统计结果。其中,公立医院就诊率的均值(标准差)为 0.542(0.08),表明大部分地区的患者就诊多在公立医院。社区卫生服务中心(站)就诊率的均值(标准差)为 0.091(0.055),表明大部分地区的社区卫生医疗资源利用效率处于较低水平,急需提高城市居民的基层就诊率。乡镇卫生院就诊率的均值(标准差)为 0.272(0.093),虽然高于社区卫生服务中心(站)就诊率,但仍处于一个较低水平。本文的描述性统计结果表明“倒三角”就医秩序是一种普遍的现象。

表 3 描述性统计结果

变量名	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
公立医院就诊率	GVR	420	0.542	0.08	0.279	0.721
社区卫生服务中心(站)就诊率	CVR	420	0.091	0.055	0.004	0.525
乡镇卫生院就诊率	VVR	420	0.272	0.093	0.064	0.508
分级诊疗政策试点	Treat × Post	420	0.3	0.459	0	1
人均地区生产总值对数	lnpgdp	420	10.287	0.654	8.37	11.701
政府卫生支出对数	lngovsp	420	23.306	1.165	19.891	25.67
人口城镇化率	urban	420	0.508	0.116	0.183	0.929
年末人口规模	lnpop	420	17.423	0.758	15.5	18.547
人口老龄化率	older	420	0.094	0.019	0.055	0.152
少儿抚养比	cdep	420	0.244	0.062	0.12	0.447
公立医院机构数占比	mgn	420	0.106	0.04	0.034	0.274
社区卫生服务中心(站)机构数占比	mcsn	420	0.259	0.16	0.004	0.775
乡镇卫生院机构数占比	mun	420	0.464	0.152	0.121	0.795

2.2 多期 DID 模型基准回归结果

表 4 报告了基于式(1)的全样本实证估计结果。可以发现,核心解释变量的估计系数符号与显著性

水平在加入控制变量前后没有发生实质性变化,并且在加入控制变量后的 R-squared(拟合优度)提高,说明控制变量的加入是有效的。在控制了其他影响

因素的条件下,核心解释变量 $Treat_i \times Post_{it}$ 的系数值很小并且未能通过显著性检验。这表明分级诊疗政策试点后,相比于控制组,处理组的公立医院就诊率、社区卫生服务中心(站)诊疗率以及乡镇卫生院诊疗率并没有呈现显著差异,在纠正患者就医秩序方面,分级诊疗政策尚未取得显著的效果。

在控制变量方面,人口老龄化率对公立医院就诊率的影响系数在 5% 的水平上显著为正,对乡镇卫生院就诊率的影响系数在 5% 的水平上显著为负。人口城镇化率对乡镇卫生院就诊率的影响系数显著为负,对公立医院就诊率的影响系数显著为正(表 4)。另外,公立医院规模、社区卫生服务中心(站)规模与乡镇卫生院规模的系数都在 1% 的水平上显著,但公立医院规模的系数明显大于社区卫生服务中心(站)规模与乡镇卫生院规模。最后,政府卫生支出对社区卫生服务中心(站)就诊率的影响系数显著为正,表明政府加大对社区卫生机构的投入可以提高社区卫生机构的就诊率。

表 4 实证估计结果

变量	GVR		CVR		VVR	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.016 (0.010)	-0.010 (0.009)	-0.001 (0.007)	-0.002 (0.006)	0.002 (0.007)	-0.002 (0.006)
lnpgdp		0.006 (0.027)		-0.060*** (0.019)		-0.024 (0.018)
lngovsp		0.012 (0.018)		0.042*** (0.013)		-0.057*** (0.013)
urban		0.162** (0.067)		-0.059 (0.049)		-0.163*** (0.048)
lnpop		-0.089 (0.067)		0.132*** (0.046)		-0.117*** (0.044)
older		1.195*** (0.334)		0.281 (0.238)		-1.260*** (0.226)
cdep		-0.271** (0.106)		-0.163** (0.077)		0.273*** (0.075)
mgn		0.578*** (0.083)				
mcsn				0.141*** (0.021)		
mvn						0.167*** (0.028)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距	0.488*** (0.010)	1.539 (2.495)	0.035*** (0.005)	-2.578** (1.051)	0.342*** (0.008)	3.826* (1.874)
观察值个数	420	420	420	420	420	420
R-squared	0.512	0.633	0.450	0.570	0.662	0.767

注: * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。括号内数值为标准差。

2.3 基层医疗机构服务能力对分级诊疗政策效果的影响分析

分级诊疗政策纠正医疗服务需求者就医秩序的效果有限,上下级医疗机构之间规模的不平衡以及基层医护人员的相对短缺等原因导致患者仍然将大医院作为就诊以及护理康复的首选,这也是推进分级诊疗工作最大的难点。如表 5 显示,在开展试点前后,社区医师、乡镇医师、社区护士人数占比的均值都有所提升,但最大值都出现了下降现象;乡镇护士数占比的均值则在开展试点后出现降低了。

表 5 样本开展试点前后研究对象的情况

	变量名称	样本数	均值 (%)	标准差 (%)	最小值 (%)	最大值 (%)
试点前	社区医师数占比	287	3.80	3.30	0.00	15.70
	乡镇医师数占比	287	18.50	5.80	7.80	35.70
	社区护士数占比	287	3.10	2.40	0.00	9.20
	乡镇护士数占比	287	10.80	4.00	2.70	21.10
试点后	社区医师数占比	133	7.00	2.20	3.40	13.10
	乡镇医师数占比	133	18.50	4.50	7.00	28.90
	社区护士数占比	133	5.20	1.30	2.60	7.50
	乡镇护士数占比	133	10.60	3.90	2.80	20.10

过往在推行分级诊疗制度时缺乏科学的考核标准,导致在实践过程中存在目标偏差。^[28]2015 年国务院办公厅提出“分级诊疗试点工作考核评价标准”,指出“每万名城市居民拥有 2 名以上全科医生,每个乡镇卫生院拥有 1 名以上全科医生,城市全科医生签约服务覆盖率 $\geq 30\%$ ”。当某地的基层医疗服务能力提升时,分级诊疗政策对就医秩序的纠正效果是否更加显著呢?对此,本文基于基层医师数与护士数对样本中的 28 个省份进行系统聚类分析,得出基层医疗服务能力高的省份和基层医疗服务能力低的省份。其中,社区医疗服务能力高的省市有内蒙古、天津、广东、江苏和浙江,其余为社区医疗服务能力低的省市;乡镇医疗服务能力高的省市自治区有云南、四川、山东、广西、新疆、江苏、江西、河南、浙江、海南、湖北、湖南、甘肃、福建、贵州、重庆和陕西,其余为乡镇医疗服务能力低的省市。

在该部分,先构建虚拟变量社区医疗服务能力 ($Ctech$) 和乡镇卫生院服务能力 ($Vtech$),当样本在 2015 年之后为社区医疗服务能力高的省市时, $Ctech$ 取 1,否则取 0;当样本在 2015 年之后为乡镇医疗服务能力高的省市时, $Vtech$ 取 1,否则取 0。然后将该两虚拟变量分别与 $Treat \times Post$ 相乘,考察当基层医疗服务能力较高时,居民的基层就诊率是否更加显著(表 6)。当社区医疗服务能力较高时,公

表6 基层医疗机构服务能力的影响

变量	VVR		GVR	CVR
	(1)	(2)		
<i>Treat × Post</i>	-0.011 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.001 (0.006)	-0.003 (0.006)
<i>Treat × Post × Ctech</i>		-0.031** (0.012)	0.011 (0.009)	
<i>Treat × Post × Vtech</i>		-0.012 (0.010)		0.008 (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制	控制
截距	1.112 (1.346)	1.397 (1.350)	-2.425*** (0.936)	3.923*** (0.887)
观察值个数	420	420	420	420
<i>R-squared</i>	0.639	0.635	0.572	0.768

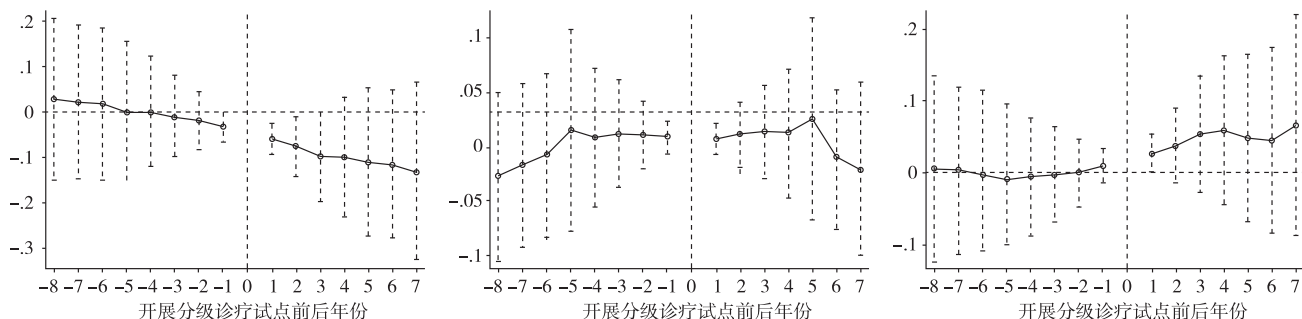
注: ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。括号内数值为标准差。

立医院的诊疗率显著下降了3.1%且在5%的水平上显著,但类似的效果没有在乡镇地区出现。

2.4 实证结果的合理性与稳健性检验

为进一步检验估计结果的可靠性,首先基于式(2)进行对核心解释变量在试点前后的不同边际效应进行估计。估计结果如图1所示,其中横

轴皆表示开展分级诊疗试点前后年份,即 k 值的大小,图1a、1b、1c的纵轴分别表示公立医院、社区卫生服务中心(站)和乡镇卫生院就诊率的变化。趋势线上的圆圈表示估计系数 β_k 的估计值,圆圈上下的虚线范围表示95%的置信区间。根据图1可知,在开展分级诊疗试点前的年份,即当 $k < 0$ 时,三类医疗机构的估计系数 β_k 与0没有显著差异,说明试点前各省市三类医疗机构的就诊率具有共同变化趋势,满足平行趋势假设,说明本文回归方法的使用与回归结果是合理的。当 $k > 0$ 时,图1a估计系数 β_k 只有在政策冲击后的前两年与0有显著差异,图1c估计系数 β_k 只有在政策冲击后的第一年与0有显著差异,这说明分级诊疗试点开展后能短暂降低公立医院就诊率,提高乡镇卫生院就诊率,但很快政策效果便消失。而图1b估计系数 β_k 则在政策冲击前后皆与0没有显著差异,表明分级诊疗政策并不能显著提高城市居民的社区就诊率。



a. 公立医院就诊率的动态变化 b. 社区卫生服务中心(站)就诊率的动态变化 c. 乡镇卫生院就诊率的动态变化

图1 分级诊疗试点对各级医疗机构就诊率的动态影响

表7 剔除2010年与2016年开展试点的省、市、自治区的回归结果

变量	GVR		CVR		VVR	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat × Post</i>	0.005 (0.010)	0.001 (0.008)	-0.018 (0.013)	-0.016* (0.008)	0.013 (0.008)	0.014** (0.006)
控制变量		控制		控制		控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	0.486*** (0.012)	4.320 (2.532)	0.040*** (0.006)	-1.745* (0.984)	0.329*** (0.009)	1.119 (1.416)
Obs.	300	300	300	300	300	300
<i>R-squared</i>	0.568	0.681	0.412	0.514	0.660	0.776

注: * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。括号内数值为标准差。

子样本回归检验估计结果如表7所示。可以看出,在剔除2010年与2016年开展试点的省、市、自治区后,公立医院门诊就诊率以及基层医疗机构就诊率核心解释变量的估计系数仍没有显著变化,这与本文基准回归的结论一致,说明基准回归是稳健的。

3 讨论

3.1 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

本文基于渐进双重差分的方法评估分级诊疗制度对“倒三角”就医秩序的纠正效果,研究发现,2004—2018年分级诊疗制度对“倒三角”就医秩序只

有短暂的纠正效果,就医秩序仍有较大的改善空间。一直以来,公立医院占据着社会上绝大部分优质的医疗资源,导致公立医院成为高质量医疗服务的代名词。一方面,随着人口老龄化以及城镇化水平的提高,社会对高质量医疗服务的需求被释放^[4-5],伴随着公立医院规模的扩张,医疗服务需求被向上转移。另一方面,医疗市场也存在着市场竞争^[20],医疗服务需求者在就医时多数考虑医疗服务质量而较少考虑其治疗支出,在以“群众自愿”的分级原则下,当不同级别医疗机构的医疗服务质量相差较大时,绝大部分医疗服务需求者会选择医疗服务质量高的大医院。医疗资源配置与社会释放的医疗需求不平衡,在市场力量的自我调节作用下,公立医院的就诊率持续高居不降。

3.2 提高社区医疗服务能力对就医秩序有显著的正向影响

本文进一步分析分级诊疗政策试点前后基层医疗服务能力的变化以及对就医秩序的影响,结果显示:(1)开展分级诊疗政策试点后,社区卫生服务医师的数量和比例均有所提高,但提高程度不明显,并且有的地区出现下降,这表明相对于高级别医院医护人员的扩充程度,基层医护人员数的扩充程度有待提升;(2)社区医疗服务能力较高可以加强分级诊疗政策效果,进而显著降低公立医院的诊疗率,因此在城镇化的背景下,提高社区医疗服务能力,对于就医秩序具有积极的调整作用。社区医疗服务能力的提高,可以有效刺激居民转变其就诊行为,提高居民的基层就诊率,这与已有研究结论一致。^[29-30]

4 建议

4.1 平衡医疗资源配置,控制公立医院规模扩张

不同级别医疗机构之间医疗资源配置的失衡,尤其是公立医院具有行政资源等优势,虹吸基层医疗人员与患者,挤压着基层医疗机构的发展空间。为避免基层医疗机构的服务能力被稀释,在今后的医疗资源配置以及相关政策的制定过程中,需要加强对地区不同级别医疗机构之间医疗资源的平衡把控,控制公立医院规模的粗放式扩张;同时也要因地制宜地调整投入资源,优化基层医疗机构的医疗资源,从而提高基层就诊率,改善“倒三角”就医秩序。

4.2 基层医疗服务能力是推进分级诊疗落地的突破口

改善当前基层医护人员供给短缺是今后推进分级诊疗政策落地的重要途径。一方面仍需加强经济建设,促进基础设施建设的完善,优化就业环境,另一方面地方政府应结合市场化手段,制定兼顾效率与公平的标准,有序增加基层医护人员的供给。具体而言,一是可通过联合医学院校实施定向培养计划,增加医疗资源薄弱地区的基层医护人员;二是建立完善医生学习交流平台,提高该地区基层医生的职业技术水平,通过不断提升基层医疗服务能力进而提高社区群众的就诊意愿;三是在给予基层医护人员充分的生活和工作保障的基础上,制定科学的薪酬体系与晋升激励制度,促进医疗人才向基层下沉,同时通过科学的绩效考核规范基层医护人员的向上转诊行为。在建设基层医护人才队伍方面,除了要认真贯彻执行相关政策的指导思想之外,还要切实关注基层医护人员的需求,在政策上实现向基层倾斜。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 规划发展与信息化. 2019 年我国卫生健康事业发展统计公报 [EB/OL]. (2020-06-06) [2020-9-28]. <http://www.nhc.gov.cn/guihuaxxs/s10748/202006/ebfe31f24cc-145b198dd730603ec4442.shtml>
- [2] 顾昕. “健康中国”战略中基本卫生保健的治理创新 [J]. 中国社会科学, 2019(12): 121-138, 202.
- [3] 张正岩, 李金倍, 侯云潇. 分级诊疗制度对农村居民就医行为与社会福利的影响研究——基于河南省 241 份问卷调查的实证分析 [J]. 农业经济与管理, 2018(6): 69-77.
- [4] 高秋明, 王天宇. 差异化报销比例设计能够助推分级诊疗吗? ——来自住院赔付数据的证据 [J]. 保险研究, 2018(7): 89-103.
- [5] 李海明, 徐颖毓. 医保政策能否促进分级诊疗的实现: 基于医疗需求行为的实证分析 [J]. 经济社会体制比较, 2018(1): 28-35.
- [6] 王以坤, 李少冬, 任泽强, 等. 分级诊疗制度在紧密型医疗联合体中实施情况分析 [J]. 中国医院管理, 2018, 38(8): 8-10.
- [7] 申曙光, 张勃. 分级诊疗. 基层首诊与基层医疗卫生机构建设 [J]. 学海, 2016(2): 48-57.

- [8] 黄严, 张璐莹. 激励相容: 中国“分级诊疗”的实现路径——基于S县医共体改革的个案研究[J]. 中国行政管理, 2019(7): 115-123.
- [9] 高和荣. 健康治理与中国分级诊疗制度[J]. 公共管理学报, 2017, 14(2): 139-144, 159.
- [10] 姚泽麟. 政府职能与分级诊疗——“制度嵌入性”视角的历史总结[J]. 公共管理学报, 2016, 13(3): 61-70, 155-156.
- [11] Gravelle H, Siciliani L. Is waiting - time prioritisation welfare improving? [J]. Health Economics, 2008, 17(2): 167-184.
- [12] Heckman J J, Vytlacil E. Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation[J]. Econometrica, 2005, 73(3): 669-738.
- [13] Heckman J J. Building Bridges between Structural and Program Evaluation Approaches to Evaluating Policy[J]. Journal of Economic Literature, 2010, 48(2): 356-398.
- [14] Wing C, Simon K, Bello-Gomez R A. Bello-Gomez. Designing Difference in Difference Studies: Best Practices for Public Health Policy Research[J]. Annual Review of Public Health, 2018, 39: 453-469.
- [15] Gerdtam Ulf-G, Sogaard Jes, Andersson F, et al. An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries[J]. North-Holland, 1992, 11(1): 63-84.
- [16] Thomas E. Getzen. Health care is an individual necessity and a national luxury: applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures[J]. Journal of Health Economics, 2000, 19(2): 259-270.
- [17] Qian D F, Lucas H, Chen J Y, et al. Determinants of the use of different types of health care provider in urban China: A tracer illness study of URTI[J]. Health policy, 2010, 98(2): 941-973.
- [18] 张颖熙. 医疗服务是必需品还是奢侈品? ——基于中国城镇居民家庭医疗卫生支出弹性的实证研究[J]. 经济学动态, 2015(10): 94-103.
- [19] 宋雪茜, 邓伟, 周鹏, 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[J]. 地理学报, 2019, 74(6): 1178-1189.
- [20] Chandra A, Finkelstein A, Sacarny A, et al. Health care exceptionalism? Performance and allocation in the US health care sector[J]. American Economic Review, 2016, 106(8): 2110-2144.
- [21] Kenneth J. Arrow. Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care [J]. The American Economic Review, 1963, 53(5): 941-973.
- [22] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. Michael Grossman, 1972, 80(2): 223-255.
- [23] 刘宸, 周向红. 互联网医疗信息溢出与中国居民就诊选择——基于CHNS混合截面数据的实证研究[J]. 公共管理学报, 2017, 14(4): 78-90, 156-157.
- [24] 王文娟, 曹向阳. 增加医疗资源供给能否解决“看病贵”问题? ——基于中国省际面板数据的分析[J]. 管理世界, 2016(6): 98-106.
- [25] Nie K X, Wang Ch, Li X W. Success of Big Infectious Disease Reimbursement Policy in China[J]. Inquiry : a journal of medical care organization, provision and financing, 2020, 57: 1-7.
- [26] 余央央. 老龄化对中国医疗费用的影响——城乡差异的视角[J]. 世界经济文汇, 2011(5): 64-79.
- [27] 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.
- [28] 姜洁, 李幼平. 我国分级诊疗模式的演进及改革路径探讨[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版), 2017(4): 29-35.
- [29] 孙华君, 兰琨熠, 郭宜鹏, 等. 家庭医生签约服务对居民就诊行为影响的实证研究[J]. 中国卫生政策研究, 2020, 13(3): 44-48.
- [30] 李红美, 高原, 毛琪, 等. 家庭医生签约服务对慢病患者卫生服务利用的影响研究[J]. 卫生经济研究, 2019, 36(11): 38-40, 43.

[收稿日期:2020-11-30 修回日期:2021-03-22]

(编辑 刘博)