药品“零加成”改革与公立医院服务质量提升

——基于中部某省试点公立医院的实证研究

李　静[1],常　江[1],路　伟[2]

(1. 合肥工业大学 经济学院,安徽 合肥 230601;2. 海南医学院 管理学院,海南 海口 571199)

摘要:药品“零加成”政策是新时期进一步深化医药卫生体制改革的重要政策,也是新时代推动公立医院高质量发展的重要抓手。基于 2013—2018 年中国中部某省 272 家公立医院的面板数据,利用双重差分模型,检验药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响。结果显示,药品“零加成”改革明显促进了公立医院服务质量的提升,其中对二级公立医院的影响尤为明显。影响机制分析表明,药品“零加成”改革主要通过增加医护人员的收入以及降低药品采购成本推动公立医院服务质量的提升。此外,药品“零加成”改革的效果在综合医院、专科医院以及处于该省不同地区的公立医院之间存在明显差异,其中对综合医院以及该省南部地区的公立医院服务质量的提升作用最为明显。以上结论为中国进一步深化公立医院供给侧结构性改革提供了有益的经验参考。

关键词:药品“零加成”改革;服务质量;双重差分模型;公立医院

中图分类号:F062.6　　**文献标志码**:A　　**文章编号**:1672-6049(2023)04-0046-11

一、问题的提出

随着生活水平的不断提高,人民群众对健康服务的需求也在不断增加。习近平总书记指出,“人民健康是社会文明进步的基础,是民族昌盛和国家富强的重要标志”①。据《中国统计年鉴 2021》的数据显示,2020 年中国城镇居民和农村居民人均医疗保健支出分别为 2 172 元和 1 418 元,相比 2000 年,分别增加了 5.83 倍和 15.19 倍。在人均医疗保健支出快速增加的背景下,中国医疗服务的供给端也面临着巨大的考验与压力。公立医院作为中国医疗服务供给的主体,同时也是老百姓看病的主要场所[1],如何有效推动公立医院的高质量发展、提升其医疗服务质量,对于建设健康中国、推动经济社会持续健康发展具有重要意义。

药品作为一种特殊商品[2],也是公立医院主要的收入来源。近年来,随着中国经济社会的快速发展,公立医院的规模也在快速扩张,为谋取超额利润,医院医生对患者“多开药、开贵药”的现象屡见不鲜,使患者的诊疗服务受到了影响,这也是导致公立医院公益性遭受质疑的重要原因。为破除公立医院的“以药补医”机制,2009 年 3 月,中共中央国务院印发的《关于深化医药卫生体制改革的意见》(中

收稿日期:2022-04-27;**修回日期**:2023-06-20

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新时代背景下我国经济发展质量动态评价及其政策协同研究”(18ZDA064);国家自然科学基金面上项目“多目标约束下水资源税改革的效果评估及政策优化研究”(71974051)

作者简介:李静(1978—　),男,安徽涡阳人,经济学博士,合肥工业大学经济学院教授,研究方向为产业与区域可持续发展、资源环境经济;常江(1998—　),男,甘肃天水人,合肥工业大学经济学院硕士研究生,研究方向为产业与区域可持续发展;路伟(1989—　),男,山西大同人,管理学博士,海南医学院管理学院副教授,研究方向为社会科学与卫生事业管理。

①2021 年 3 月,习近平总书记看望了参加全国政协十三届四次会议的医药卫生届和教育界委员,听取意见和建议时发表的讲话。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

发〔2009〕6号)明确提出了“医药分开”的改革理念,即在公立医院推行药品“零加成”制度。从制度本身来看,药品“零加成”改革就是通过取消公立医院的药品加成收入,将公立医院原有的药品加成、政府补助以及医疗服务三大收入来源转变为政府补助和医疗服务两条收入渠道。药品“零加成”改革事实上切断了医院(医生)收入和药品销售间的经济利益联系,因此在一定程度上减轻了患者的看病负担[3]。但是否可以解决医疗体制内低效和腐败的问题,规范医疗服务行为,从根本上提升医院的医疗服务水平,目前的研究较少涉及。因此,本文关注的问题是药品“零加成”改革是否可以达到提升公立医院服务质量的效果?其内在的作用机理又是什么?

关于“零加成”改革的文献,先前的研究主要都集中在理论层面的分析。刘小鲁[4]研究发现,取消医院的药品加成收入后,若不能提高相应的诊疗价格,则会降低社会的整体福利水平。蔡昱等[5]通过构建简单医疗过程中的医生最优选择模型来探究革除“以药养医”的影响,认为通过提高医生劳务价值的方式来革除“以药养医”是一项帕累托改进,可以使病人、医生和医院三者从中获益。

随着药品“零加成”试点改革在全国的稳步推进,参与改革的试点地区及公立医院数量也逐渐增多,这也为学者们从经验上评估政策带来的影响提供了便利。就现有的经验研究来看,有较多学者从患者医疗费用变化的角度探究了药品“零加成”改革的实施成效[6-8]。陈醉等[9]利用某市几所公立医院在取消药品加成时间上的先后差异,采用双重差分模型,探究了药品“零加成”改革对享有医保住院患者医疗费用的影响。Li and Yu[10]研究表明,取消药品加成后,患者的医疗总费用下降了0.6%,其中药品费用下降了14.4%,但检查费用、材料费用以及护理费用的支出却分别增加了18.2%、38.5%和12.7%。Zhang *et al*.[11]基于湖北省两个县新农合参保患者住院赔付数据的研究发现,“零加成”改革后,患者住院时间增加了0.51天,其住院总费用也增加了1 160元,但住院的药物治疗费却降低了147元。然而,上述研究只是从患者医疗费用变化的角度探究“零加成”改革的实施成效,忽视了政策对改革主体公立医院所带来的影响。

近些年来,有学者开始尝试从医院服务质量变化的视角探究药品“零加成”改革的实施成效。Luan *et al*.[12]基于2007—2015年某市117家公立医院的数据,分析了药品“零加成”改革对医院医疗质量产生的影响,结果表明,取消药品加成后,医院的医疗质量并没有出现明显提升。何庆红等[13]根据2014—2018年医疗卫生服务机构-患者合并数据研究发现,取消药品加成后,医院冠心病和高血压患者的再入院率分别显著下降11.37%和10.42%。尹龙燕和刘芳[14]的研究表明,在推行药品“零加成”改革后,药品消耗指数有所下降,且患者的平均住院天数显著缩短,医院的住院服务能力得到提升。李思琦等[15]的研究发现,药品“零加成”改革事实上是有助于中医医院医师工作效率的提升。但这部分研究大多数采用描述性统计方法,难以对其中的因果效应做到精确识别,更缺乏对其背后影响机制的讨论。

本研究旨在探讨药品“零加成”改革可能带来的影响,并以中部某省公立医院为研究对象,检验该项政策的实施是否能够有效促进公立医院服务质量的提升并解释其背后的作用机制。相比于已有研究,本文的主要创新点有:(1)研究视角方面,从公立医院服务质量变化的视角探究药品“零加成”改革的政策效果。(2)影响机制方面,从医护人员收入和药品采购成本占比两个角度,探究药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响机制,为深入理解药品“零加成”改革背后的影响机理提供思路,也为继续深化公立医院供给侧结构性改革提供有针对性的政策启示。(3)研究方法方面,通过EBM模型构建公立医院服务质量综合指数,然后采用双重差分模型识别药品“零加成”改革对公立医院服务质量产生的“净”效应,并运用安慰剂等方法进行稳健性检验,避免内生性以及样本选择偏误等问题。

二、制度背景与研究假说

(一)制度背景

长期以来,中部某省的医疗卫生市场基本都被二、三级公立医院占据,特别是对于一些较为偏远的县来说,当地的人民医院几乎承担了全县80%以上百姓的诊疗服务。而在缺乏相应监管措施的背景下,公立医院很容易利用与患者之间信息不对称的优势,谋取超额利润,这也就出现了公立医院过度追求销售药品以获取利润收入的现象。反映在该样本省份最为突出的表现就是,公立医院对患者

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

用高价药、乱开药的现象屡见不鲜。

2016年，该省卫生健康委员会会同省发展和改革委员会、财政厅以及物价局等部门开始在全省范围内推行药品“零加成”改革试点工作，要求参与改革试点的公立医院全面实行药品零差率销售，并同步调整部分医疗项目的服务价格。值得注意的是，在此轮改革之前，药品“零加成”改革在该省部分地区的县级公立医院试点推行过，但由于其并未能落实实质性的补偿措施，从而导致大多数医院处于观望状态，仅有的几家县级公立医院改革试点的成效也不明显。而第二轮改革试点工作相比于前期来说，参与改革的试点医院数量明显增多，并且参与此轮改革试点的公立医院层级也由原来的县一级扩展到省、市、县三个层级，相比于未参与改革试点的公立医院来说，参与试点的公立医院并无明显的医院层级缺失问题，这为我们后面使用双重差分策略提供了有力支持。但此轮改革的实施成效究竟如何仍有待商榷。

（二）研究假说

事实上，药品“零加成”改革使公立医院摆脱了对药品加成收入的过度依赖，改善了医院的收入结构，进而使医院原有的经营运转模式发生一定转变。一方面，当医疗服务价格受到管制时，会导致公立医院过度追求医疗服务的供给量[16]，需要更多的医疗卫生资源投入，属于无效率的资源浪费。而在药品“零加成”改革实施后，势必会打破公立医院原有的经营模式，部分医疗服务项目的价格得到合理提高，在保障医务人员劳动价值得到合理提升的前提下，遏制了公立医院过度追求医疗服务“量”的动机，促使其更加追求医疗服务“质”的提升，减少了医疗资源浪费的情况发生。另一方面，面对竞争日益激烈的医疗卫生市场，改变公立医院的收入补偿模式也是在倒逼医疗卫生主管部门以及医院自身进行供给侧结构性改革，在坚持“以患者为中心”的原则下，优化公立医院的诊疗流程，提升其医疗服务水平，促进公立医院服务收入增加的同时也使得更多的患者能够享受到更为优质的诊疗服务。而伴随着医疗服务质量得到提升，公立医院在吸引更多患者前来就诊的同时，也必将注重其工作效率的提升，以医治更多的患者，从而形成良性发展循环。为此，本文提出假说1。

假说1：药品“零加成”改革促进了公立医院服务质量的提升。

薪酬激励作为一种最常见的激励方式，其不仅是吸引和留住员工的重要工具[17]，同时还可以有效提升员工的努力工作程度，提升企业的经营绩效[18]。在医疗卫生行业中，薪酬激励更是会直接影响医生的医疗行为，进而影响医疗服务供给的效率和质量。陈叶烽等[19]发现，适当的薪酬激励可以有效降低医生的过度治疗倾向，提升其治疗质量。而近年来，随着我国医疗卫生体制改革的不断推进，公立医院在以“病人为中心”的服务模式下对医生提出了更高的要求和标准，医护人员不仅面临着更高负荷的工作强度，也面临着更大的工作压力。但是不少医护人员的薪酬待遇水平却难以匹配其实际付出的劳动量[20]，这不仅影响了医护人员的工作积极性，同时也造成了“以药补医”等逐利行为的发生。严晓玲等[21]指出，我国公立医院医生的薪酬水平普遍较低，需要提高医生的薪酬水平，改变薪酬结构。在推行药品“零加成”改革后，相关补偿配套措施通过“腾空间、调结构、保衔接”等途径完善公立医院的补偿机制，其中“保衔接”就是推动试点医院医生的薪酬待遇改革，让医务人员的劳动付出能够获得应有的待遇补偿。因此，在药品“零加成”改革后，医务人员的薪酬待遇水平有了明显提升，从而充分发挥出薪资的激励功能，调动医护人员的工作积极性，进而提供更为优质的诊疗服务。为此，本文提出假说2。

假说2：药品“零加成”改革通过提高医务人员的待遇收入进而提升公立医院的服务质量。

成本优化机制可以帮助企业优化资源配置，提升其经营绩效[22-23]。对于公立医院来说，成本优化机制可以帮助医院减少不合理的开支，优化医疗资源配置，提升其医疗服务水平。根据数据的可得性，我们通过药品采购成本占比来衡量公立医院所支付的一般性成本。通常公立医院药品采购成本过高是导致药价虚高的主要原因[3]。而过高的药品采购成本不仅造成了药品价格虚高，加重了患者的就医负担，还使公立医院在药品采购上花费大量资金，增加了医院的运营负担。而在推行药品“零加成”改革后，势必会对公立医院的药品采购成本产生一定的影响。具体而言，一是在取消了公立医院赖以维生的药品加成利润后，由于切断了医院和药品销售间的经济利益联系，迫使医院减少无效药和高价药的采购和使用，进而降低医院的药品采购成本；二是在药品“零加成”改革后，政府也开始对纳入基本药物目录的药品进行

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

价格谈判,而价格谈判对医院来说有助于促进供销链上药品价格形成机制的完善,从根源上管控医疗药品的采购成本,减轻医院的运营压力,促进其医疗资源的合理分配。而药品采购成本的降低有助于公立医院实现资金节流进而优化医疗资源配置,将节约下来的资金更好地用于医疗设备的更新以及服务设施的改善,进而提高自身的医疗服务水平。为此,本文提出假说3。

假说3:药品"零加成"改革通过降低公立医院的药品采购成本、优化医疗资源配置进而提升公立医院的服务质量。

三、数据来源与研究方法

(一)数据来源

本文主要研究我国中部某省取消药品加成改革的政策效果,资料和数据主要来源于该省2013—2018年公立医院的卫生统计年报数据,包含全部二、三级公立医院的统计信息①,排除了数据严重缺失的、统计明显异常的医疗机构,具体数据见表1。虽然本文研究的样本医院数量较少,但是医院所承担的医疗服务体量却很大,二、三级公立医院提供了样本省份85%以上的诊疗服务。基于以上数据,本文将2016年推行药品"零加成"改革的公立医院作为实验组,未能在2016年推行药品"零加成"改革的公立医院列入对照组,最终实验组包括142家公立医院852个年度观测值,对照组包括130家公立医院780个年度观测值。

表1　中部某省二、三级公立医院诊疗服务占比

年份	二级医院		三级医院	
	个数	占比(%)	个数	占比(%)
2013	225	37	47	38
2014	225	37	47	41
2015	225	37	47	42
2016	225	39	47	43
2017	225	41	47	42
2018	225	41	47	43

注:诊疗服务占比为当年中部某省所有等级公立医院的诊疗人次数占该省所有医院总诊疗人次数的比重。

(二)主要变量选择

1. 被解释变量

被解释变量为公立医院的服务质量。现有的研究对公立医院服务质量的测度多采用调查问卷的形式,以基于患者主体评价为导向并赋予相应的权重对医疗服务质量进行评价[24-25]。此外,还有部分学者[26-27]基于医疗机构的投入产出指标对医疗服务质量进行评价,但是其在医院效率或医院服务质量的指数构建过程中,忽视了医院运营中的不良产出,如医疗纠纷、医疗事故等,而现如今这些因素越来越成为衡量医院医疗服务质量的重要指标,忽略这些负面产出的服务质量评价显然是不准确的。为此,本文采用兼顾径向和非径向的EBM模型构建公立医院的综合服务质量评价指数。

$$Q = \min_{\theta,\eta,\lambda,s_i^-,s_r^g,s_t^u} \frac{\theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^{m} \frac{s_i^-}{x_{ik}}}{\eta + \varepsilon_y \sum_{r=1}^{q} \frac{s_r^g}{y_r k} + \varepsilon_z \sum_{t=1}^{p} \frac{s_t^b}{z_t k}} \tag{1}$$

$$s.t. \begin{cases} X\lambda - \theta x_k + s_i^- = 0, i = (1,2,\cdots,m) \\ Y^a\lambda - \varphi y_k - s_r^g = 0, r = (1,2,\cdots,q) \\ Z^u\lambda - \varphi z_k - s_t^b = 0, t = (1,2,\cdots,p) \\ \lambda, s_i^-, s_r^g, s_t^b \geqslant 0 \end{cases}$$

其中,假设有N个决策单元,记为$DMU_k(k = 1,2,\cdots,N)$,λ为决策单元的线性组合系数。m、q和p分别为决策单元DMU中投入指标、产出指标中的期望产出以及产出指标中的非期望产出的个数。$X = \{x_{ik}\} \in R^{M\times N}$表示投入矩阵,$Y = \{y_{rk}\} \in R^{M\times N}$表示期望产出矩阵,$Z = \{z_{tk}\} \in R^{M\times N}$表示非期望产出矩阵。$x_{ik}$表示$DMU_k$的第$i$种投入,$y_{rk}$表示$DMU_k$的第$r$种期望产出,$z_{tk}$表示$DMU_k$的第$t$种非期望产

①应当地卫健委的要求,数据进行了脱敏处理,由于本研究成果不能透露相关地区及研究成果等敏感信息,故以"中部某省"代替。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

出。s^- 表示投入要素的非径向松弛变量，s^g 和 s^b 表示产出要素的非径向松弛变量，ε_x 为径向 θ 及非径向松弛变量的组合，ε_y 和 ε_z 为径向 η 及非径向松弛变量的组合。ε 是一个关键参数，取值范围为[0,1][28]。

结合本文的研究内容，投入指标包含资本要素投入和劳动要素投入两部分，产出指标包含期望产出和非期望产出。具体投入产出变量的描述性统计结果如表2所示。显然，本文通过EBM模型所定义的公立医院服务质量指数不仅能够反映公立医院在硬件和人力资本投入上的实力，也能反映其服务病患的能力以及可持续发展程度，同时也考虑了医疗质量问题，具有较强的综合性与包容性。

表2　投入产出变量的描述性统计

指标	类别	具体指标	均值	标准差
投入指标	资本要素投入	实有床位数	317.708	361.944
		万元以上设备台数	296.418	744.800
	劳动要素投入	职业医师数	121.846	147.772
		注册护士数	169.269	241.193
产出指标	期望产出	总诊疗人次数	131 055.343	201 500.328
		出院人数	8 889.219	11 298.946
		总收入	137 026.473	262 612.391
	非期望产出	不良事件率	1.556	3.413

表3　主要变量的描述性统计

变量	变量名称	观测值	平均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	*eff*	1 614	62.76	23.75	100	1.256
控制变量	*grade*	1 632	3.721	1.231	6	1
	ln*hassets*	1 536	10.35	1.606	14.88	1.609
	ln*treated*	1 630	11.05	1.274	14.16	3.219
	ln*workers*	1 631	5.499	1.004	8.204	2.944
	ln*financial*	1 408	9.286	1.165	12.59	3.045
	department	1 614	2.471	3.177	32	0
	ln*population*	1 614	12.76	0.636	14.16	11.08
	ln*gdp*	1 614	10.33	0.681	11.74	8.339
	ln*days*	1 614	2.349	0.536	8.039	0
	bedrate	1 614	75.64	26.48	150.1	2.712
	doctor	1 614	4.983	2.396	20	0

2. 控制变量

考虑到试点医院的选取可能并非随机，与公立医院自身以及所在城市的发展水平密切相关。为尽可能地消除样本之间的差异，本文选取的控制变量主要由公立医院以及医院所属城市的基本特征组成。具体包括：（1）公立医院级别（*grade*）；（2）医院年末净资产的自然对数（ln*assets*）；（3）当年度该所医院总诊疗人次数的自然对数（ln*treated*）；（4）在职职工人数的自然对数（ln*workers*）；（5）当年度该所医院所接受到的财政补助收入的自然对数（ln*financial*）；（6）医院所拥有的重点专科数量（*department*）；（7）当年该所医院住院患者的平均住院天数的自然对数（ln*days*）；（8）患者床位占用率（*bedrate*）；（9）卫生技术人员所占比重（*docotor*）；（10）所在地区年末总人口数的自然对数（ln*population*）；（11）所在地区人均GDP的自然对数（ln*gdp*）。主要变量的描述性统计结果如表3所示。

（三）估计模型和策略

本文采用取值受限情况下的Tobit模型进行回归，为精确识别药品“零加成”改革对公立医院服务质量产生的影响，采用双重差分模型（DID）进行分析。具体而言，本文将2016年后实施药品“零加成”改革的试点医院作为实验组，而未能实施药品“零加成”改革的非试点医院作为控制组，通过比较实验组和控制组在政策实施前后的差异，从而识别出政策带来的净效应。因此，设定模型如下：

$$\begin{cases} eff^*_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 policy_{i,t} + \gamma control_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \omega_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \quad\quad = \beta_0 + \beta_1 polit_i \times timevar_t + \gamma control_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \omega_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \\ eff_{i,t} = eff^*_{i,t}, eff^*_{i,t} < 100\% \\ eff_{i,t} = 100\%, eff^*_{i,t} \geqslant 100\% \end{cases} \tag{2}$$

其中，$eff^*_{i,t}$ 代表潜在被解释变量，$eff_{i,t}$ 表示公立医院的服务质量指数。$policy_{i,t}$ 代表“零加成”改革，为本文的核心解释变量，是 $polit_i$ 和 $timevar_t$ 的交乘项。$polit_i$ 表示样本医院是否受到“零加成”改革的

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

影响,若受到影响取值为1,否则取值为0。$timevar_t$ 为“零加成”改革发生的时间节点变量,若在2016年及以后取值为1,否则取值为0。为避免遗漏变量所引发的内生性问题,本文还加入了医院层面以及城市层面的控制变量 $control_{i,t}$。$\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差扰动项。

四、实证结果分析

(一) 药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响

本部分基于双重差分的 Tobit 模型识别药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响。表4中第(1)列的估计结果显示,*policy* 的估计系数在1%的水平下显著为正,这表明药品“零加成”改革明显促进了试点医院服务质量的提升。第(2)列加入了医院层面的控制变量,第(3)列加入了城市层面的控制变量后,其估计结果也均显示“零加成”改革对试点医院的服务质量有显著的正向影响。第(4)列和第(5)列则在第(3)列模型设定的基础上,进一步评估了药品“零加成”改革对二、三级公立医院服务质量的影响。估计结果显示,“零加成”改革使试点的二级公立医院服务质量显著提升了7.7%,但却使得试点的三级公立医院服务质量显著下降了9.3%。导致这一问题产生的原因可能是,本文在医疗服务质量的计算中采用了“总诊疗人次数”这一指标,而三级公立医院相比于低等级医院在医疗服务设施以及技术等方面的优势更能吸引患者前来就诊,这也导致三级公立医院接诊的患者数呈过饱和状态,对其所接诊患者数的提升有限(与二级公立医院相比,三级公立医院在改革后总诊疗人次仅增长了5.46%,而二级公立医院增长了10.87%)。但是这并不能否认药品“零加成”改革的实施成效,“零加成”改革实施后,公立医院药品收入所占比重得到合理下降,规范了医生的诊疗服务行为,医疗服务收入结构更加趋于合理,医务人员的工作积极性也得到充分调动。由此可得,药品“零加成”改革能够明显促进公立医院服务质量的提升。

表4　药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响:基准结果

变量	所有样本医院			二级医院	三级医院
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
policy	6.289***	4.910***	5.523***	7.691***	-9.274***
	(4.07)	(2.93)	(3.19)	(4.44)	(-2.69)
ln*financial*		2.276***	2.370***	1.907**	0.553
		(2.95)	(3.13)	(2.20)	(0.27)
ln*days*		-9.540***	-9.868***	-9.776***	-15.670*
		(-3.08)	(-3.08)	(-2.91)	(-1.75)
bedrate		0.311***	0.311***	0.305***	0.209**
		(7.11)	(7.26)	(6.52)	(2.23)
doctor		1.063**	1.046**	1.297***	-2.170*
		(2.51)	(2.54)	(3.05)	(-1.66)
ln*gdp*			-4.546**	-7.238***	2.783
			(-2.30)	(-3.48)	(0.56)
ln*population*			4.448**	2.039	6.442
			(2.26)	(0.95)	(1.00)
常数项	63.170***	36.536***	26.662	85.195***	-11.705
	(40.92)	(3.77)	(0.89)	(2.74)	(-0.12)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份趋势-城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	1 614	1 390	1 390	1 147	243

注:***、** 和 * 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为 z 值。

(二) 影响机制分析

本文按照中介效应模型的检验步骤,进一步探讨药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响机制。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$$eff^{*}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 policy_{i,t} + \gamma control_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \omega_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$M_{i,t} = b_0 + b_1 policy_{i,t} + \gamma control_{i,t} + \mu_t + \lambda_i + \omega_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$eff_{i,t} = c_0 + c_1 policy_{i,t} + c_2 M_{i,t} + \gamma control_{i,t} + \mu_t + \lambda_i + \omega_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式(3)为基准回归，表示药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响。式(4)表示药品“零加成”改革对中介变量 $M_{i,t}$ 的影响，$M_{i,t}$ 包含了医护人员收入(*income*)以及药品采购成本占比(*cost*)。式(5)则为同时控制药品“零加成”改革以及中介变量 $M_{i,t}$ 后对公立医院服务质量的影响。

表5中第(1)列的估计结果显示，“零加成”改革显著提升了试点医院对医护人员的补助待遇。在第(2)列中，中介变量的估计系数依然显著为正，即医护人员补助待遇的增加能够有效提升试点医院的服务质量。由此说明，在取消公立医院的药品加成收入后，医院医生的补贴待遇有了明显增加，从而推动了公立医院服务质量的提升。表5中第(5)列的估计结果在1%的水平下显著为正，由此证明存在中介效应。第(6)列的分析结果表明，药品采购成本的降低能够推动试点医院服务质量的提升。

表5　影响机制分析

变量	Tobit *eff*	OLS ln*income*	Tobit *eff*	Tobit *eff*	OLS *cost*	Tobit *eff*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	5.523***	0.126*	4.501***	5.523***	−3.439	5.386***
	(3.19)	(1.87)	(2.59)	(3.19)	(−1.14)	(3.05)
ln*income*			2.329**			
			(2.33)			
cost						−0.134*
						(1.83)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	26.662	−4.04***	35.524	26.662	35.346	19.383
	(0.89)	(3.77)	(1.20)	(0.89)	(1.31)	(0.66)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份趋势－城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2		0.644			0.173	
样本数量	1 390	1 390	1 349	1 390	1 312	1 320
Bootstrap 检验		4.515***			5.523***	
		(3.48)			(4.07)	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著，第(1)、(3)、(4)、(6)列括号内为进行 Tobit 模型估计后系数对应的 z 值，第(2)列和第(4)列括号内为进行 OLS 回归后系数对应的 t 值。。

(三) 异质性分析

1. 区分综合医院和专科医院

近年来，国家逐渐加大了对专科医院建设的支持力度，药品“零加成”改革对公立医院服务质量的影响是否会在综合医院与专科医院之间存在异质性，本文将对这一问题进行探究。

表6的估计结果显示，药品“零加成”改革实施后，综合医院的服务质量得到了明显提升，但专科医院的服务质量并未发生明显变化。对此产生的原因可能是：综合医院多为区域性质的大医院，医治的病种多，品牌知名度高，因此在取消药品加成、提高医疗服务价格后，容易在就诊人群中形成“价高质更优”的信念，能够吸引更多的患者前来就诊，提高了

表6　医院类型差异性

变量	*eff*	
	(1) 综合医院	(2) 专科医院
policy	7.823***	−1.116
	(4.08)	(−0.35)
控制变量	Yes	Yes
常数项	9.965	0.887***
	(0.30)	(0.02)
个体固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
年份趋势－城市固定效应	Yes	Yes
样本数量	802	588

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著，括号内为 z 值。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

其诊疗量。而专科医院通常是针对某一类特殊病种或某一个特定的患者群而开展业务,由于其提供的医疗服务受众面较小,受到同行的竞争压力较大,调高医疗服务价格往往导致患者流向服务质量更高的私立医院,由此导致专科医院对“零加成”政策的敏感程度不及综合医院,从而使二者在“零加成”改革的实施过程中呈现出显著差异,这也从侧面反映出近些年来国家加大力度支持专科医院建设的必要性。

2. 区分不同地区

本文进一步检验药品“零加成”改革对不同地区公立医院服务质量影响的潜在差异。具体而言,本文根据经济发展水平、地理位置以及人口环境等因素将该省划分为北部、中部和南部三个地区进行估计。

表 7 的估计结果显示,药品“零加成”改革在该省推行后,南部地区试点医院服务质量的提升幅度最为明显,北部地区次之,而对中部地区公立医院的服务质量并未有显著影响。出现这一结果可能的原因是:南部地区的经济发展水平是这三个地区中最高的,公立医院的发展环境也更好;药品“零加成”改革后,当地政府出台了更多的政策支持公立医院引进人才以及购买新医疗设备等。而中部地区经济发展水平相对来说比较落后,在改革后其医疗服务质量的提升有限。

表 7　地区差异性

变量	服务质量指数(%)		
	(1) 北部地区	(2) 中部地区	(3) 南部地区
policy	5.912* (1.90)	3.904 (1.12)	7.201*** (3.16)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	55.848 (0.81)	20.826 (0.35)	80.485* (1.84)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份趋势 - 城市固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数量	329	483	578

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著,括号内为 z 值。

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

考虑到双重差分模型的基本假设条件是事件发生前实验组和控制组有着共同发展的趋势。借鉴 Liu and Mao[29] 的研究,采用事件分析法进行了平行趋势检验。

$$eff_{i,t} = \beta_0 + \sum_{k=-2}^{k=2}\beta_k \times policy_{i,t+k} + \gamma control_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \omega_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,$policy_{i,t+k}$ 为一系列虚拟变量,表示第 k 年公立医院 i 是否推行了试点政策。β_k 在 $k < 0$ 期间均不显著,表明政策实施前实验组与对照组不存在显著差异;反之,则表明在政策实施前实验组与对照组之间存在显著差异。式(6) 加入了医院层面以及城市层面的控制变量,同时还控制了年份固定效应 μ_t,医院个体固定效应 γ_i 以及年份趋势 - 城市固定效应 $\omega_{c,t}$。$\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差扰动项。

由图 1 的结果可以发现,2016 年以前试点医院和非试点医院的服务质量指数在时间趋势上是基本保持一致的,没有出现显著差异,表现为估计系数 β_k 并不显著异于 0;而在 2016 年及以后,试点医院的服务质量指数要明显超过非试点医院。由此说明政策实施前的两组样本基本满足平行趋势的假设条件。

(二) 安慰剂检验

考虑到被解释变量的显著性可能产生于某些随机因素的影响,文章还从样本中随机抽取实验组来进行安慰剂检验。图 2 的结果显示,模拟的回归系数大致服从正态分布且集中分布在 0 附近,由此表明估计的系数并没有因为遗漏掉某些随机因素而产生严重的偏误。

(三) 其他稳健性检验

1. 考虑同期干扰政策的影响

样本省份在 2016 年前后又陆续推行了多项医疗改革政策。一是样本省份中有 8 个城市参与了

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

分级诊疗试点改革，因此可能对样本医院的运营造成一定影响，减少了本文研究的可信度；二是本文还对试点推行大病保险制度的样本医院进行了删除；三是样本省份还在2015年进行了县级综合医院改革，为减小此项改革所带来的影响，我们剔除了样本中推行此项改革的县级综合医院。

2. 使用倾向得分匹配后的双重差分模型（PSM-DID）

本文还利用PSM模型对试点医院和非试点医院进行匹配，在匹配结果的基础上利用DID模型评估药品“零加成”政策的净效应。

3. 剔除特殊样本的影响

本文还剔除了属于省会城市的医院样本。

以上几种方法的结果均通过了稳健性检验①。

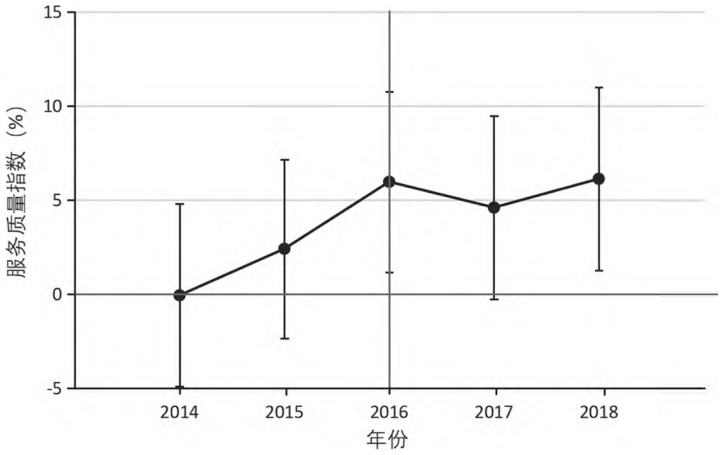

图1　平行趋势检验

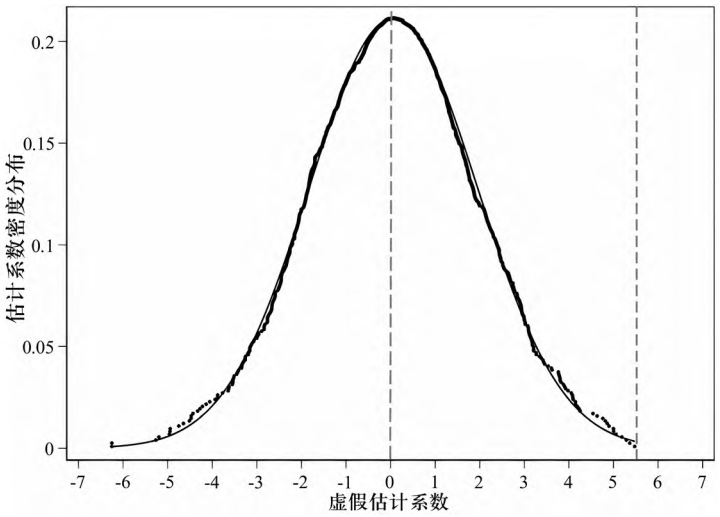

图2　安慰剂检验

六、结论与建议

本文的研究结果表明：（1）药品“零加成”改革能够明显促进公立医院服务质量的提升，其中对二级公立医院的影响尤为明显。（2）影响机制分析表明，药品“零加成”改革主要通过增加医护人员的收入、降低药品采购成本推动公立医院服务质量的提升。（3）改革的效果在综合医院、专科医院以及处于该省不同地区的公立医院之间存在明显差异，其中对综合医院以及该省南部地区的公立医院服务质量的提升作用最为明显。

基于主要的研究结论，本文提出如下政策建议：（1）医疗卫生体制改革是一项系统性工程[30-31]，仅靠取消药品加成来解决患者“看病难、看病贵”的问题以及推动公立医院朝着公益性的方向发展是不够的，还要结合实际，综合考量各方利益。因此对于政府来说，下一步还须巩固药品“零加成”政策的改革效果，做好政策实施后对公立医院的托底保障工作，为建立健全现代化的高效运营新机制奠定良好基础。（2）医院要合理提升医护人员的薪酬待遇水平，使资源配置从注重物质要素转向注重人才和技术要素，确保优质、高效的医疗服务体系建设得以顺利进行。（3）各地政府还应根据当地实际情况，制定出适合医院自身发展的配套措施，使改革带来的边际收益最大化。

参考文献：

[1]王天宇，高秋明，赵丽秋. 医药分开改革中的供方行为：基于医保住院赔付记录的分析[J]. 世界经济，2021，44(3)：

①限于篇幅，本文未报告稳健性检验的结果，感兴趣的读者可以向作者索取。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

135 - 156.
[2]胡民. 药品价格偏高的原因及治理路径选择[J]. 价格理论与实践,2008(3):25 - 26.
[3]李静,虞燕君,彭飞,等. "药品零加成"政策能否缓解患者负担? ——基于中部某省公立医院试点的效果评估[J]. 财经研究,2021,47(12):49 - 63.
[4]刘小鲁. 管制、市场结构与中国医药分离的改革绩效[J]. 世界经济,2011,34(12):53 - 75.
[5]蔡昱,龚刚,张前程. 以医师价值之回归革除"以药养医"——基于理论模型视角的论证[J]. 南开经济研究,2013(1):40 - 52.
[6]加华,庄晓惠. 新医改对缓解"看病贵"现象的有限性分析[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2019,21(S1):126 - 129.
[7]王文娟,杜晶晶. "医药分开"政策对医疗费用的影响机制探索——医生收入、医院收入的中介效应[J]. 中国软科学,2015(12):25 - 35.
[8]MELTZER D, CHUNG J, BASU A. Does competition under medicare prospective payment selectively reduce expenditures on high-cost patients? [J]. Rand journal of economics, 2002, 33(4): 447 - 468.
[9]陈醉,宋泽,张川川. 医药分开改革的政策效果——基于医疗保险报销数据的经验分析[J]. 金融研究,2018(10): 72 - 88.
[10]LI L, YU Q. Does the separating of hospital revenue from drug sales reduce the burden on patients? Evidence from China [J]. International journal for equity in health, 2021,20(1): 1 - 14.
[11]ZHANG Y, MA Q, CHEN Y, et al. Effects of public hospital reform on inpatient expenditures in rural China[J]. Health economics, 2017, 26(4): 421 - 430.
[12]LUAN M, SHAO X, DOU F. Financial conditions, health care provision, and patient outcomes: evidence from Chinese public hospitals[J]. Economics letters, 2020,186(2): 108 - 116.
[13]何庆红,赵绍阳,刘国恩. 医药分开改革对医疗费用和医疗质量的影响[J]. 世界经济,2021,44(12):178 - 200.
[14]尹龙燕,刘芳. 取消药品加成对公立医院住院服务绩效的影响[J]. 中国病案,2021,22(7):16 - 18.
[15]李思琦,戴力辉,李雅姣,等. 取消药品加成对中医医院收入及工作效率的影响[J]. 中国卫生统计,2022,39(3):438 - 441.
[16]LU F. Insurance coverage and agency problems in doctor prescriptions: evidence from a field experiment in China[J]. Journal of development economics, 2014,106(1): 156 - 167.
[17]钱爱民,郁智,步丹璐. 结果公平还是过程公平? ——基于薪酬激励对员工离职的实证分析[J]. 经济与管理研究,2014(9):101 - 109.
[18]ZHANG X B, YANG J, WANG S L. China has reached the lewis turning point[J]. China economical review,2011,22(1): 542 - 554.
[19]陈叶烽,丁预立,潘意文,等. 薪酬激励和医疗服务供给:一个真实努力实验[J]. 经济研究,2020,55(1):132 - 148.
[20]罗敬. 公立医院医生工资及待遇状况的分析与思考[J]. 中国卫生经济,2008(7):47 - 48.
[21]严晓玲,饶克勤,王班,等. 中国公立医院医生薪酬制度改革[J]. 中华医院管理杂志,2015,31(3):173 - 176.
[22]DITTMAR A, MAHRT-SMITH J. Corporate governance and the value of cash holdings[J]. Journal of financial economics, 2007,83(3):599 - 634.
[23]MILGROM P, ROBERTS J. An economic approach to influence activities in organizations[J]. American journal of sociology, 1988,94(1):154 - 179.
[24]KERAMIDOU I, TRIANTAFYLLOPOULOS L. The impact of the financial crisis and austerity policies on the service quality of public hospitals in Greece[J]. Health policy, 2018,122(4): 352 - 358.
[25]HSU W, YANG C H, FAN W P. A study of patients' willingness to pay for a basic outpatient copayment and medical service quality in Taiwan[J]. International journal of environmental research and public health,2021,18(12):84 - 97.
[26]颜锦江,姜浩亮,程永忠,等. 供给侧结构性改革背景下医院投入产出效率评价——基于因子分析和 DEA 模型[J]. 财经科学,2016(9):112 - 123.

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

[27]SULTAN W I M, CRISPIM J. Measuring the efficiency of Palestinian public hospitals during 2010—2015: an application of a two-stage DEA method[J]. BMC health services research, 2018,18(1): 1-17.

[28]TONE K, TSUTSUI M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA-A third pole of technical efficiency[J]. European journal of operational research, 2010,207(3): 1554-1563.

[29]LIU Y, MAO J. How do tax incentives affect investment and productivity? Firm-level evidence from China[J]. American economic journal: economic policy, 2019,11(3): 261-291.

[30]宁满秀，罗叶，燕菲儿. 城乡居民医保整合对农民工城镇定居意愿的影响研究[J]. 统计与信息论坛，2022，37(3)：97-107.

[31]代志明. 中国公立医院的改革成本测算研究——以取消“药品加成”改革为例[J]. 现代经济探讨，2013(5)：38-42.

（责任编辑：王顺善；英文校对：谈书墨）

The Reform of Drug “Zero Mark-up” and the Improvement of Service Quality in Public Hospitals: An Empirical Study Based on A Pilot Hospital in A Chinese Central Province

LI Jing[1], CHANG Jiang[1], LU Wei[2]

(1. School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, China;
2. School of Management, Hainan Medical College, Haikou 571199, China)

Abstract: The reform of drug “zero mark-up” is an important policy node for further deepening the current reform of the medical and health system, and it is also an important starting point for promoting the high-quality development of public hospitals. Based on panel data from 272 public hospitals from 2013 to 2018, we used the DID model to examine the impact of the drug “zero mark-up” reform on the service quality of public hospitals. The results show that the reform of drug “zero mark-up” has significantly promoted the improvement of the service quality of public hospitals, especially the performance of secondary public hospitals. Our analysis of the impact mechanism shows that reform of drug “zero mark-up” mainly promotes the improvement of the service quality of public hospitals by increasing the income of medical staff and reducing the cost of drug procurement. In addition, the effects of the reforms differed significantly between general and specialized hospitals and between public hospitals in different parts of the province, with the most significant improvements in service quality for general hospitals and public hospitals in the southern part of the province. The above conclusions provide useful data with which China can deepen the supply-side structural reform of public hospitals and promote the construction of a healthy China in the future.

Key words: reform of drug “zero mark-up”; service quality; DID model; public hospitals

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net