
医药分开改革对医疗费用和医疗质量的影响

何庆红 赵绍阳 刘国恩*

内容提要 本文基于四川省 2014–2018 年医疗卫生机构年度统计数据 and 2015–2018 年住院患者病案首页数据,采用双重差分模型和事件分析法,从医疗机构和患者层面研究城市公立医院医药分开改革对医疗费用和医疗质量的影响。研究发现,医药分开改革后,门诊总费用和住院总费用短期有所下降,长期变化不明显。医院的费用结构发生了变化,表现为门诊药品费用和住院药品费用均显著下降,护理和治疗等非药品费用显著增加,患者实际的医疗负担并未明显减轻。此外,8 个代表性病种的住院患者数据显示药品结构也发生了策略性变化。改革后冠心病和高血压患者的再入院率显著降低而院内死亡率不变,其他病种住院患者的再入院率和院内死亡率均没有显著变化。研究结论表明,仅仅通过医药分开改革来控制医疗费用的过快增长,效果是有限的。

关键词 城市公立医院 医药分开改革 医疗费用 医疗质量

一 引言

快速增长的医疗费用已经成为中国医疗卫生面临的主要挑战之一(Yip *et al.*, 2012)。中国医疗卫生总费用从 1978 年的 110.21 亿元增加到 2018 年的 9083.1 亿

* 何庆红:北京大学国家发展研究院、全球健康发展研究院 电子信箱:heqinghong@pku.edu.cn;赵绍阳:四川大学经济学院 电子信箱:zhaoshaoyang@scu.edu.cn;刘国恩(通讯作者):北京大学全球健康发展研究院、国家发展研究院 北京市海淀区颐和园路5号北京大学勺园7号楼304室100871 电子信箱:gordonliu@nsd.pku.edu.cn。

作者感谢国家自然科学基金面上项目(71773002)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。当然,文责自负。

元,40年来增长81.4倍,而卫生总费用占国内生产总值(GDP)的比重从1978年的3.02%上涨到2018年的6.57%(见图1)。

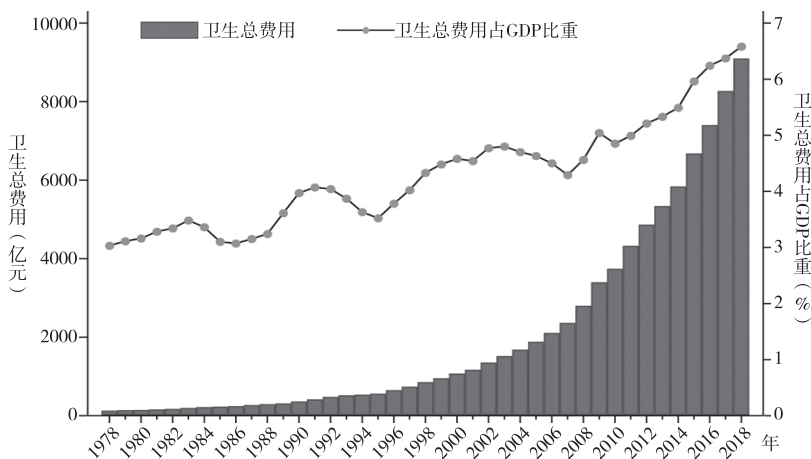


图1 卫生总费用及其相对于国内生产总值比重(1978—2018年)

说明:作者根据《中国卫生总费用研究报告2018》绘制,卫生总费用统一调整为1978年的价格。

其中导致中国医疗卫生费用快速增长的主要原因是公立医疗机构扭曲的激励机制(Chen *et al.*,2014)。具体来说,新中国成立初期,中国的经济基础较薄弱,公共财政无法为医疗机构的财政亏损提供充足的资金补偿(郑格琳等,2015)。在此背景下,1954年政府出台了药品价格加成政策,允许医疗机构实行不超过15%的加价率作价(方鹏骞等,2009)。药品收入逐渐成为医疗机构收入的重要来源(陈醉等,2018)。近年来,中国药品费用占比有所下降,但《中国卫生总费用研究报告2016》指出,这一比重在2015年依然高达31.34%。然而,在西方市场经济国家中,该比重一般不超过20%,在大多数经济发达国家该比重鲜有超过25%,即便在被认为偏重用药的东亚发达国家(日本和韩国)中,该比重一般也不超过30%(饶克勤和刘新明,2007)。药品费用居高不下,一方面会造成医药总费用的上涨,折射出药品过度使用甚至滥用现象的存在,而这会对患者的健康产生负面影响(唐镜波和孙静,2005),另一方面揭示了医疗机构中普遍存在的“以药养医”的格局(朱恒鹏,2007;寇宗来,2010;朱恒鹏,2011;杜创,2013;Li *et al.*,2013)。

为打破“以药养医”的格局并减轻居民的医疗负担,中国政府开始推行城市公立医院医药分开改革,并于2014—2017年间在四川省逐步实施,其中成都市是从2016年12月20日开始实施。城市公立医院医药分开改革的核心措施是取消药品加成,同时

提升能够体现医务人员劳动价值的医疗服务价格,如挂号费、诊察费、床位费、护理费和手术费等(封国生等,2014;Fu *et al.*,2018;陈醉等,2018)。政策制定者试图通过医药分开改革重塑公立医疗机构的激励机制,进而控制医疗费用的过快增长(Liu *et al.*, 2017)。

然而,目前针对医药分开改革实施效果的研究结论尚未达成一致。一方面,医药分开改革显著减轻了患者看病负担,表现为次均门诊费用和住院费用分别显著下降约19%和8%,其中门诊药品和住院药品费用显著降低30%和21%(封国生等,2014)。与之类似,Fu *et al.* (2017)根据2008-2014年福建省187家公立医院数据的研究发现,“三明模式”的系统改革使医院次均门诊和住院费用显著降低6.1%和15.4%,其中次均门诊药品和住院药品费用分别下降约29.2%和56.1%。Shi *et al.* (2019)根据2004-2016年全国县级中医院数据,发现医药分开改革使县级中医院的药品费用、医疗服务费用和总费用分别下降3.1%、3.6%和3.4%,对每年门诊和住院服务量没有影响。Zang *et al.* (2019)根据2008-2016年《江苏省卫生和计划生育统计年鉴》数据,发现医药分开改革使门诊药品费用和住院药品费用分别减少7.7%和3.2%。

另一方面,医药分开改革后住院总费用和自付费用分别显著增加28.7%(1160元)和16.9%(385元),其中药品费用显著下降147元,但检查费和治疗费分别显著增加248元和137元(Zhang *et al.*,2017)。与之类似,陈醉等(2018)根据2013-2015年某省会城市城镇职工医疗保险住院报销数据,分析发现医药分开改革使患者住院总费用显著增加4.9%,其中药品费用显著下降9.5%,护理费用和治疗费用显著增加69.7%和53.4%。

此外,Fu *et al.* (2018)采用2009-2014年全国县级公立医院数据,分析发现医药分开改革使县级综合性公立医院的费用结构发生了变化,表现为药品费用减少,医疗服务费用增加,而总医疗费用没有变化。Luan *et al.* (2020)根据2007-2015年国内某省会城市的117家公立医院数据,研究发现医药分开改革使药品收入显著降低9.14%,但医院为了应对财务压力,影像学检查收入和医疗设备上的资本支出显著增加,住院总费用没有显著变化,且对医疗质量没有显著影响。王天宇等(2021)根据2015-2016年某市医保住院赔付数据,发现医药分开改革改变了住院费用结构,但未能降低次均住院总费用。

对此,本文的研究重点主要包括以下三个问题:第一,医药分开改革有没有达到预期的效果?医药分开改革之后,患者支付的药品费用下降的同时,是否会出现非药品费用的上涨导致实际的医疗负担并没有减轻,影响医药分开改革预期效果的实现?第二,在较长时期内,医药分开改革对医疗费用的影响是否具有可持续性?第三,医药分

开改革对患者实际医疗负担和医疗质量产生何种影响以及对不同疾病患者的影响是否存在明显的异质性?

与已有文献相比,本文的特色与创新之处可以归纳为以下四个方面:第一,本文分别从医疗机构和患者层面分析医药分开改革对医疗费用的影响。已有文献多是基于医疗机构层面的数据进行分析,而本文从两种层面研究,发现医药分开改革不仅使医疗机构层面的医疗费用发生了结构性的变化,在患者层面的住院费用上,也出现了结构性的变化。第二,本文考察医药分开改革的长期影响。已有文献多受限于数据的时间跨度,只能考察改革的短期影响。我们具备时间跨度较长的数据优势,可以进一步考察医药分开改革的长期影响。第三,本文进一步探讨了医药分开改革对医疗质量的影响。已有文献多是关注医药分开改革对医疗费用的影响,鲜有探究改革对患者健康结果的影响。Luan *et al.* (2020)分析了医药分开改革对医疗质量的影响,但他们采用医疗机构自报的死亡率衡量医疗质量。本文根据2015–2018年四川省住院患者病案首页数据,一方面可以识别出住院患者的再入院率,相比医院自报的死亡率数据要更准确(赵绍阳和臧文斌,2020);另一方面病案首页数据中还提供了患者的出院信息,使我们获得衡量医疗服务质量的另外一个指标院内死亡率。第四,考虑到不同疾病的患者在就诊类型、治疗方案、治疗周期、药物依赖等方面存在较大差异,本文进一步研究医药分开改革对不同疾病患者的影响是否存在明显的异质性,而已有文献对此鲜有探讨。

本文余下部分安排为:第二部分介绍城市公立医院医药分开改革的政策背景;第三部分介绍数据、变量和模型设计;第四部分报告主要回归结果和稳健性检验;第五部分研究医药分开改革对住院患者实际医疗负担和医疗质量的影响;第六部分是结论与讨论。

二 医药分开改革的政策背景

自2010年开始,中国开始在城市公立医院推行医药分开改革。如图2所示^①。

^① 2010年《关于公立医院改革试点的指导意见》选择16个试点城市。2014年《关于确定第二批公立医院改革国家联系试点城市及有关工作的通知》(国卫体改发[2014]21号)将天津市等17个城市纳入试点范围,其中包括四川省的南充市。2015年《关于确定第三批公立医院改革国家联系试点城市及有关工作的通知》(国卫体改发[2015]62号)将辽宁本溪市等66个城市纳入试点范围,其中包括四川省的攀枝花市和广元市。2016年《关于确定第四批公立医院改革国家联系试点城市及有关工作的通知》(国卫体改发[2016]20号)将辽宁省锦州市等100个城市纳入试点,其中包括四川省的成都市等17个地级市。《国务院关于印发“十三五”深化医药卫生体制改革规划的通知》(国发[2016]78号)和《关于全面推开公立医院综合改革工作的通知》(国卫体改发[2017]22号)要求城市公立医院改革全覆盖。

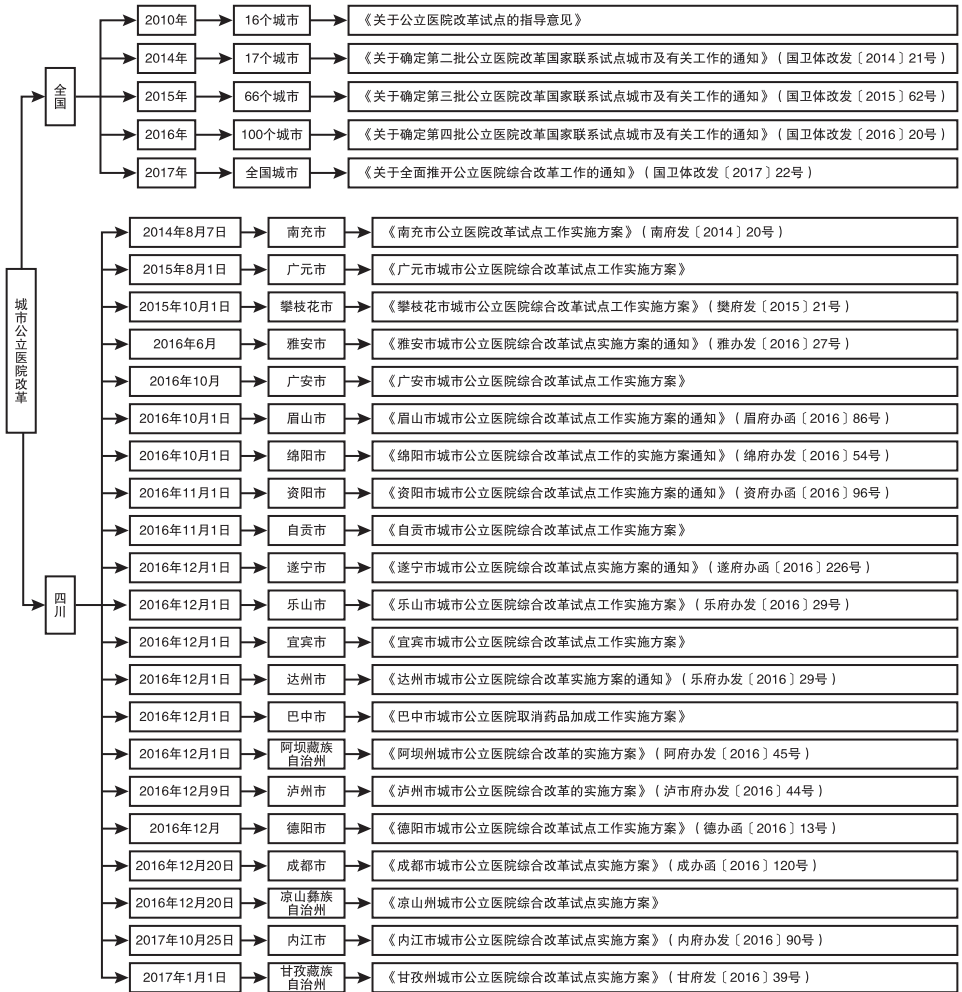


图2 城市公立医院医药分开改革开展过程

说明:作者根据四川省政策文件绘制。

具体到四川省,为落实《国务院办公厅关于城市公立医院综合改革的指导意见》(国办发〔2015〕38号)要求,2016年12月19日,四川省发展改革委等部门颁布《四川省城市公立医院取消药品加成补偿办法》(川发改价格〔2016〕581号),标志着城市公立医院医药分开改革的启动。如图2所示,自2014年起,城市公立医院医药分开改革在四川省21个地级市有序展开。具体而言,2014年南充市开展城市公立医院医药分开改革,2015年增加了攀枝花市和广元市,2016年又增加了17个试点城市,分

别为成都、自贡、泸州、德阳、绵阳、遂宁、内江、乐山、宜宾、广安、达州、巴中、雅安、眉山、资阳、阿坝藏族自治州和凉山彝族自治州。2017年1月1日起四川省最后一个地级市甘孜藏族自治州也开始实施城市公立医院医药分开改革。至此,四川省所有地级市都实施了城市公立医院医药分开改革,而各市实施改革的时间差异可以帮助我们识别和检验改革效果。

城市公立医院医药分开改革的核心内容是改革补偿机制,取消药品加成,将城市公立医院的补偿模式由原来的服务收费、药品加成收入和政府补助三个渠道改为服务收费和政府补助两个渠道(Fu *et al.*, 2018; 陈醉等, 2018)。具体来说,为了破除“以药养医”,要求试点城市公立医院取消除中药饮片以外所有药品的加成,实行零差价销售。为了补偿医院因取消药品加成减少的收入,一是调整医疗服务价格,二是增加政府财政补助,实行财政兜底,三是加强医院内部管理、减少运行成本,三者的比例为7:2:1。其中,医疗服务价格调整主要涉及两方面:一是合理提高中医和体现技术劳务价值的挂号费、诊疗费、护理费、手术费和床位费等医疗服务价格,比如成都市将门(急)诊诊查和住院诊察费分别上调6元和9元,Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ级护理费上调9元;二是轻微地降低大型医用设备检查、治疗价格。即便如此,这些检查以及耗材价格依然高于实际成本(Fu *et al.*, 2018)。因此,从理论上来说,医药分开改革对城市公立医院收入的影响应该不明显。

三 数据、变量与模型设计

(一) 数据来源

本文数据主要包括2014–2018年四川省医疗卫生机构年度统计报表数据、2015–2018年四川省住院患者病案首页数据、2014–2018年《四川卫生健康统计年鉴》数据和2014–2018年《四川统计年鉴》数据。其中,2014–2018年四川省医疗卫生服务机构年度统计报表数据来源于四川省卫生健康委员会调查统计的医疗卫生机构年度报表,包括四川省2014–2018年所有医疗卫生服务机构(医院、社区卫生服务中心、乡镇卫生院、诊所和村卫生室)的信息。该年度统计报表记录了医疗卫生服务机构的资源情况(在岗职工数、床位数、各种设备数量等)、医疗服务量(门诊人数和出院人数等)和财务状况(各项收入和支出)。另外,2015–2018年四川省住院患者病案首页数据来源于四川省卫生健康委员会调查统计的住院患者病案首页报表,包括住院患者的基本信息(如性别、年龄、婚姻状况、职业类型、所在地区)以及医疗费用支出信息(如住院总

费用、自付费用和其他各分支费用)。该数据的最大优点是具备较为详尽的诊断信息(标准的 ICD10)和患者的出院信息,使得本文可以考察医疗服务质量(包括同一病种再入院率和院内死亡率两个指标)(赵绍阳和臧文斌,2020)。

另外,根据统一的医疗机构代码,本文将四川省2014-2018年医疗卫生服务机构年度财务统计报表数据和2015-2018年住院患者病案首页数据匹配,形成医疗卫生服务机构-患者合并数据。反映医疗卫生服务机构所在地区的社会经济指标,包括常住人口、人均GDP、人均公共支出、第二产业占比和第三产业占比,来源于2014-2018年《四川卫生健康统计年鉴》和2014-2018年《四川统计年鉴》。这些指标都是区县层面的数据,通过使用区县行政区划代码与医疗卫生服务机构-患者合并数据进行匹配,最终形成本文进行经验分析的数据样本。考虑到医药分开改革不涉及中药饮片,故本文排除了中医医院,将分析样本限定在综合性医院,最终得到44家医院,208个观测值。本文根据44家医院实施医药分开改革的时间差异来识别改革效果。

(二)模型设定

由前文政策背景部分可知,四川省城市公立医院分阶段逐步实施医药分开改革。本文参照Fu *et al.* (2017)、Fu *et al.* (2018)和Luan *et al.* (2020)的做法,根据改革实施的时间差异,采用双重差分模型来评估医药分开改革的效果。具体模型如下:

$$Y_{st} = \alpha + \beta D_{st} + \delta X + A_s + B_t + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

其中, Y_{st} 代表 s 医院在 t 年的医疗费用、医疗服务量、药占比和财政补助收入。考虑到绝对水平的医疗费用等变量直接进行回归可能产生偏误,根据Finkelstein (2007)、Kondo and Shigeoka(2013)在研究医疗市场的做法,本文将医疗费用、医疗服务量和财政补助收入变量的对数值作为被解释变量。 X 代表两组控制变量,分别为医院层面特征变量(包括在岗职工数、实有床位数和万元以上设备数)和医院所在区县的社会经济指标(包括常住人口、人均GDP、人均公共支出、第二产业占比和第三产业占比)。 A_s 表示医院固定效应, B_t 表示年份固定效应。 ε_{st} 表示随机误差项。另外,标准误差聚类(cluster)在地级市层面。

模型(1)的核心解释变量是 D_{st} ,表示医院是否实施医药分开改革。如果试点医院 s 在 t 年实施了改革,则 D_{st} 在 t 年及以后取值为1,否则为0。 β 是我们最关心的系数,它度量了试点医院在医药分开改革后医疗费用、医疗服务量、药占比和财政补助收入的变化。

接下来,本文参考Beck *et al.* (2010)和Chava *et al.* (2013)的做法,采用事件分析法

(event study)进一步考察医药分开改革的动态效应。具体模型如下:

$$Y_{st} = \alpha + \sum_{k=-3}^2 \beta_k D_{st} + A_s + B_t + \varepsilon_{st} \quad (2)$$

其中,处理变量 D_{st} 表示当医院 s 在 t 年实施医药分开改革后取值为 1,否则取值为 0。 D_{st}^{-1} 、 D_{st}^{-2} 、 D_{st}^{-3} 是医药分开改革的提前项,分别在医院 s 医药分开改革前一年、前两年、前三年取值为 1,其他年份取值均为 0; D_{st}^0 、 D_{st}^1 、 D_{st}^2 是改革的滞后项,分别在医院 s 医药分开改革当年、第一年、第二年取值为 1,其他年份取值均为 0。为了避免计量经济学中的虚拟变量陷阱,模型(2)将改革前一年 D_{st}^{-1} 作为基准组,此时 D_{st}^{-3} 、 D_{st}^{-2} 、 D_{st}^0 、 D_{st}^1 、 D_{st}^2 的系数都是相对于 D_{st}^{-1} 基准年的结果。此外,其他变量设定与模型(1)一致,且标准误聚类在地级市层面。

(三)变量选择

1. 被解释变量。被解释变量包括 4 类:一是门诊和住院费用。门诊包括次均门诊的总费用、药品费用、检查费用、医疗服务费用、挂号诊察费用和治疗费用。住院包括次均住院的总费用、药品费用、检查费用、医疗服务费用、护理费用和床位费用。以上这些指标都是根据各部分费用分别除以门诊人次和出院人次而得到。二是门诊和住院医疗服务量,分别用门诊人次和出院人次来表示。三是财政补助收入,代表医院获得的财政补贴。四是医院药品费用占总费用的比重,包括门诊药占比、住院药占比和总的药占比。为了使数据具有可比性,以上费用变量均以 2007 年为基期,使用消费者价格指数(CPI)调整为 2007 年的价格水平。

2. 关键解释变量。在模型(1)和(2)中,核心解释变量 D_{st} 是根据城市公立医院实施医药分开改革的时间来设置的,在改革以后的年份取值为 1,否则为 0。

3. 控制变量。参照 Fu *et al.* (2018) 和 Shi *et al.* (2019) 的模型设定与其他既往研究,在模型(1)和(2)中,一方面控制医院层面随时间变化的特征变量,包括在岗职工数、实有床位数和万元以上设备数^①,另一方面选取常住人口、人均 GDP、人均公共支出、第二产业占比和第三产业占比等反映医院所在区县的社会经济指标。此外,还控制了医院固定效应和年份固定效应。

4. 变量描述。表 1 基于医疗卫生机构年度数据汇报了主要变量的描述性统计结果。

① 感谢审稿专家对本文模型设定给出的建议。

表 1 主要变量的描述性统计:医疗卫生机构年度数据

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
次均门诊总费用(元)	210.92	67.59	103.80	574.90	208
次均门诊药品费用(元)	88.16	41.53	26.29	275.88	208
次均门诊检查费用(元)	53.00	23.07	14.81	154.07	208
次均门诊医疗服务费用(元)	32.53	14.82	10.97	114.02	208
次均门诊挂号诊察费用(元)	6.69	4.38	0.00	30.50	208
次均门诊治疗费用(元)	21.27	11.84	5.44	83.57	208
次均住院总费用(元)	8694.87	2427.21	4586.57	17 889.22	208
次均住院药品费用(元)	2636.77	911.81	1192.86	6113.61	208
次均住院检查费用(元)	972.61	353.49	383.49	1873.15	208
次均住院医疗服务费用(元)	2423.99	658.39	1045.64	5073.46	208
次均住院护理费用(元)	192.07	107.15	0.00	537.18	208
次均住院床位费用(元)	285.80	88.34	141.67	668.79	208
门诊人次	933 434.15	945 507.64	47 697	4909 504	208
出院人次	53 336.00	35 796.64	8757	223 952	208
门诊药占比	0.41	0.09	0.13	0.74	208
住院药占比	0.30	0.06	0.17	0.46	208
总的药占比	0.33	0.06	0.21	0.49	208
财政补助收入(千元)	40 819.84	48 054.15	0.00	252 455.55	208
在岗职工数(人)	1881.02	1734.31	432	11 576	208
实有床位数(张)	1439.27	878.60	435	4686	208
万元以上设备数(台)	1916.66	2422.68	139	17 071	208
常住人口(万人)	72.30	33.02	5.91	186.90	208
人均GDP(元)	53 344.01	21 830.82	13 948.32	107 509.59	208
人均公共支出(元)	4584.86	2303.80	2253.93	16 847.40	208
第二产业占比	0.45	0.18	0.11	0.84	208
第三产业占比	0.50	0.20	0.00	0.89	208

四 回归结果和稳健性检验

(一)城市公立医院医药分开改革的基本回归结果

表 2 报告了医药分开改革对门诊费用的影响。第(1)列 Panel A 和 B 结果显示,次均门诊总费用的回归系数不显著,表明从平均意义上说,医药分开改革对次均门诊

总费用没有显著影响。第(2)列 Panel A 结果显示,次均门诊药品费用显著下降,在加入控制变量后,如 Panel B 所示,平均而言医药分开改革使次均门诊药品费用显著降低 7.77%。第(3)列 Panel A 和 B 结果显示,次均门诊检查费用系数不显著,表明平均而言医药分开改革对次均门诊检查费用没有显著影响。第(4)(5)(6)列 Panel A 结果显示,次均门诊医疗服务费用、挂号诊察费用和治疗费用均显著增加,在加入控制变量后 Panel B 结果显示,平均而言医药分开改革使次均门诊医疗服务费用、挂号诊察费用和治疗费用分别显著增加 17.06%、32.51% 和 12.36%。结果表明,城市公立医院医药分开改革减少的门诊药品费用主要通过调整医疗服务价格来补偿,一定程度上也说明了医药分开改革优化了门诊费用结构,但对控制费用效果不显著。

表 2 城市公立医院医药分开改革对门诊费用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	次均门诊 总费用	次均门诊 药品费用	次均门诊 检查费用	次均门诊医 疗服务费用	次均门诊挂 号诊察费用	次均门诊 治疗费用
Panel A: 不加控制变量						
医药分开改革	-0.0086 (0.0143)	-0.0848** (0.0298)	0.0135 (0.0212)	0.1711*** (0.0419)	0.3226*** (0.1014)	0.1303** (0.0484)
观测值	208	208	208	208	208	208
R ²	0.0334	0.2318	0.1188	0.2938	0.5127	0.1027
Panel B: 加入控制变量						
医药分开改革	-0.0070 (0.0131)	-0.0777** (0.0293)	0.0103 (0.0214)	0.1706*** (0.0414)	0.3251*** (0.1014)	0.1236** (0.0471)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	208	208	208	208	208	208
R ²	0.1971	0.3595	0.2922	0.3264	0.5508	0.1676

说明:医院层面控制变量包括在岗职工数、实有床位数和万元以上设备数,区县层面控制变量包括常住人口、人均 GDP、人均公共支出、第二、第三产业占比,固定效应包括医院和年份固定效应;括号中显示的是地级市层面聚类标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。后表同。

表 3 汇报了医药分开改革对住院费用的影响。第(1)(2)列 Panel A 结果显示,次均住院总费用和药品费用显著下降,在加入控制变量后 Panel B 结果显示,平均而言医药分开改革使次均住院总费用显著降低 2.85%,次均住院药品费用显著降低 11.48%。第(3)列 Panel A 和 B 结果显示,次均住院检查费用系数不显著,表明平均

而言医药分开改革对次均住院检查费用没有显著影响。第(4)(5)(6)列 Panel A 结果显示,次均住院医疗服务费用、护理费用和床位费用均显著增加,在加入控制变量后 Panel B 结果显示,平均而言医药分开改革使次均住院医疗服务费用、护理费用和床位费用分别显著增加 7.38%、15.73% 和 18.48%。结果表明,与门诊一样,城市公立医院医药分开改革减少的住院药品费用主要通过调整医疗服务价格来补偿。此外,我们发现,医药分开改革不仅调整了住院费用结构,次均住院总费用也略有下降。

表 3 城市公立医院医药分开改革对住院费用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	次均住院 总费用	次均住院 药品费用	次均住院 检查费用	次均住院医 疗服务费用	次均住院 护理费用	次均住院 床位费用
Panel A: 不加控制变量						
医药分开改革	-0.0296*** (0.0101)	-0.1144*** (0.0308)	-0.0329 (0.0618)	0.0662*** (0.0220)	0.1544*** (0.0362)	0.1881*** (0.0504)
观测值	208	208	208	208	208	208
R ²	0.1414	0.8197	0.2208	0.3861	0.5108	0.0778
Panel B: 加入控制变量						
医药分开改革	-0.0285*** (0.0087)	-0.1148*** (0.0283)	-0.0371 (0.0632)	0.0738*** (0.0234)	0.1573*** (0.0356)	0.1848*** (0.0530)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	208	208	208	208	208	208
R ²	0.2658	0.8430	0.2623	0.4489	0.5392	0.1718

表 4 报告了医药分开改革对药占比、医疗服务量和财政补助收入的影响。其中,第(1)(2)(3)列 Panel A 的回归结果显示,门诊、住院和总的药占比显著下降,在加入控制变量后 Panel B 结果显示,平均而言医药分开改革使门诊、住院和总的药占比分别显著降低 3.10%、2.60% 和 2.78%。第(4)列 Panel A 和 B 结果显示,门诊人次系数不显著,表明平均而言医药分开改革对门诊人次没有显著影响。第(5)列 Panel A 结果显示,出院人次系数在 10% 的水平上显著增加,在加入控制变量后,由 Panel B 可知,出院人次在 15% 的水平上边际增加 2.07%。第(4)(5)列结果表明,平均而言医药分开改革并未减少医疗服务量。第(6)列 Panel A 和 B 结果显示,财政补助收入系数不显著,表明平均而言医药分开改革对财政补助收入没有显著影响。

表4 城市公立医院医药分开改革对药占比、医疗服务量和财政补助收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	门诊药占比	住院药占比	总的药占比	门诊人次	出院人次	财政补助收入
Panel A: 不加控制变量						
医药分开改革	-0.0327*** (0.0087)	-0.0254*** (0.0069)	-0.0280*** (0.0073)	-0.0114 (0.0272)	0.0195* (0.0109)	0.4248 (0.2707)
观测值	208	208	208	208	208	208
R ²	0.5466	0.8647	0.8418	0.4881	0.6613	0.1294
Panel B: 加入控制变量						
医药分开改革	-0.0310*** (0.0090)	-0.0260*** (0.0068)	-0.0278*** (0.0074)	-0.0070 (0.0258)	0.0207 (0.0140)	0.4156 (0.2807)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	208	208	208	208	208	208
R ²	0.5835	0.8745	0.8469	0.6053	0.7199	0.1788

(二) 城市公立医院医药分开改革的动态效应

本部分采用事件分析法,以医药分开改革前一年为基期,考察门诊费用、住院费用、药占比、医疗服务量和财政补助收入的动态变化。图3报告了城市公立医院医药

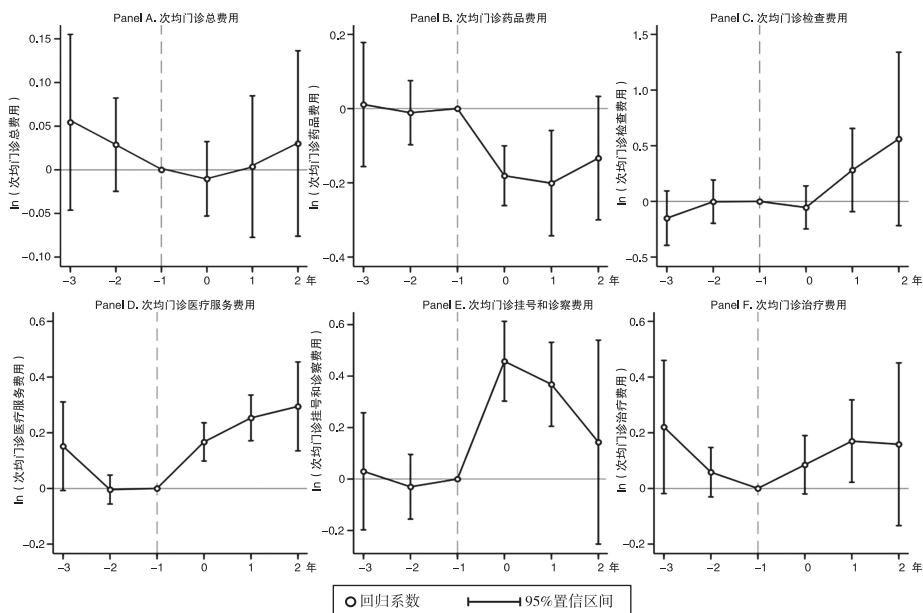


图3 城市公立医院医药分开改革对门诊费用的动态影响

说明:图中报告的是加入控制变量后的回归结果,控制变量同表2。横轴表示距离改革的年份,-1代表改革前一年。图4、图5同。

分开改革对门诊费用的动态影响,结果显示改革前两年和前三年的各类门诊费用与基期改革前一年相比均没有显著差异。改革后,次均门诊药品费用显著下降,挂号和诊察费用显著增加,但这些变化在改革后第二年不显著,而次均门诊医疗服务费用在改革后持续显著增加。此外,改革对门诊治疗费用的影响存在滞后,在改革当年没有显著影响,但改革后第一年显著增加,第二年变化不显著。另外,与表2中的平均处理效应一致,次均门诊总费用和检查费用在改革前后不存在显著变化。

图4报告了城市公立医院医药分开改革对住院费用的动态影响。由图4可知,改革发生前两年和前三年的各类住院费用与改革前一年没有显著差异,而次均住院药品费用在改革发生后显著降低,医疗服务费用、护理费用和床位费用显著增加,这些变化在改革后第二年依然显著。此外,与表3中的平均处理效应一致,次均住院检查费用在改革前后不存在显著变化。次均住院总费用在短期内显著下降,长期变化不明显,表现为改革后第一年显著降低,第二年变化不显著。

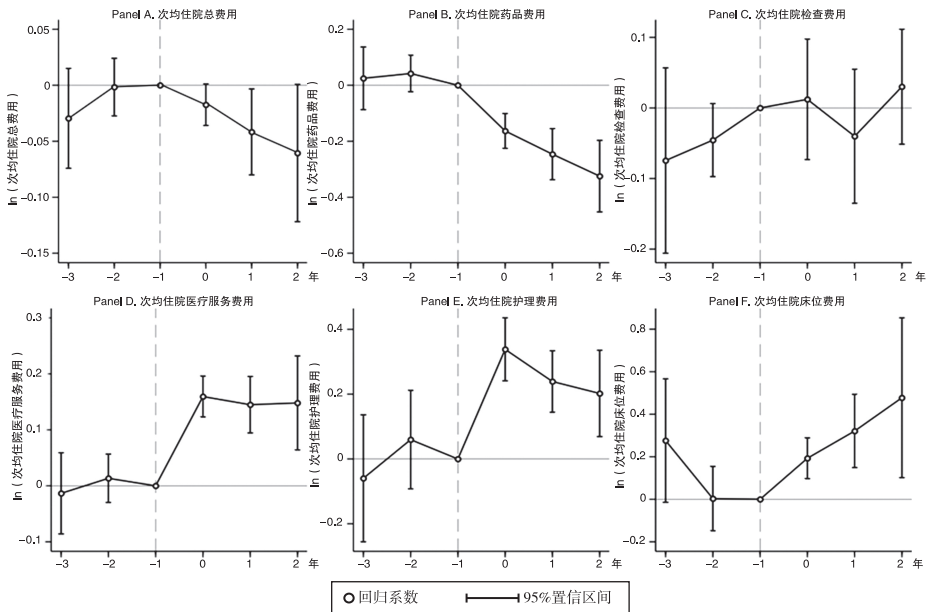


图4 城市公立医院医药分开改革对住院费用的动态影响

图5报告了城市公立医院医药分开改革对医院药占比、医疗服务量和财政补助收入的动态影响。由图5可知,与医药分开改革前一年相比,药占比、医疗服务量和财政补助收入在改革发生前两年和前三年均没有显著差异。医药分开改革后,门诊药占

比、住院药占比和总的药占比显著下降,且差异在改革后第二年依然显著。在医疗服务量方面,表3结果表明平均而言门诊人次没有显著变化而出院人次略有增加,由Panel D和E可知,出院人次在改革后持续显著增加,而门诊人次在改革当年略有增加,长期变化不明显。此外,Panel F结果显示,与表3中的平均效应结果一致,医药分开改革对财政补助收入没有显著影响。

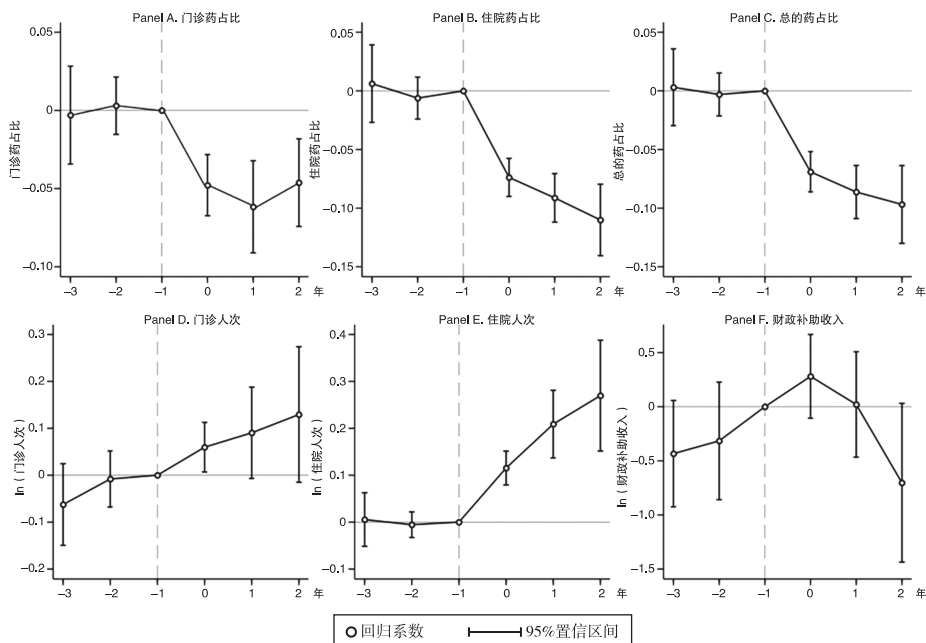


图5 城市公立医院医药分开改革对药占比、医疗服务量和财政补助收入的动态影响

(三) 稳健性检验

值得说明的是,2014年以来中国出台了很多深化医药体制改革的政策,包括新型农村合作医疗保险与城镇居民医疗保险的合并和大病医疗保险的实施等。本文构建的改革处理变量可能包含了其他政策的效果。为排除其他政策的影响,本文借鉴 Fu *et al.* (2018)的做法,选择一些不太可能受医药分开改革影响的指标,如卫生技术人员数和实有床位数来验证。如果医药分开改革对这些指标的回归结果不显著,表明前面的分析结果没有受到其他政策的影响,反之则受到影响。结果如表5 Panel A和B所示,卫生技术人员数和实有床位数的系数均不显著,表明本文的分析结果没有受到其他政策的影响,而是来源于城市公立医院医药分开改革。

表 5 城市公立医院医药分开改革对卫生技术人员数和床位数的影响

	(1)	(2)
	卫生技术人员数	实有床位数
Panel A: 不加控制变量		
医药分开改革	18. 0130 (26. 4275)	20. 3828 (34. 4687)
观测值	208	208
R ²	0. 4403	0. 2622
Panel B: 加入控制变量		
医药分开改革	7. 7217 (25. 6256)	31. 1184 (31. 9838)
控制变量	控制	控制
观测值	208	208
R ²	0. 4976	0. 3798

说明:区县层面控制变量包括常住人口、人均 GDP、人均公共支出、第二、第三产业占比,固定效应包括医院和年份固定效应;括号中显示的是地级市层面聚类标准误。

五 城市公立医院医药分开改革对住院患者的影响

为了进一步考察医药分开改革对患者实际医疗负担和医疗质量的影响,本文参照陈醉等(2018)和 Zhang *et al.* (2017)的做法,基于四川省 2015-2018 年住院患者病案首页数据,采用双重差分模型进行分析。为了分析的简便性和样本的代表性,本文选用冠心病、脑血管疾病、高血压、糖尿病、阑尾炎、胆囊结石、腹股沟疝和痔疮等 8 个代表性病种作为分析样本。具体的模型设定如下:

$$Y_{ist} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{ist} + \delta X + A_s + B_t + \mu_{ist} \quad (3)$$

其中, Y_{ist} 表示患者 i 在 t 期就诊医院 s 的医疗费用和医疗质量。其中,医疗费用变量包括住院总费用、西药费用、抗菌药物费用、中成药费用、中草药费用、护理费用、诊断费用、治疗费用、耗材费用和康复费用。在医疗质量指标上,本文根据以往文献(Shortell and Hughes, 1988; Sari, 2002; Gowrisankaran and Town, 2003; Rogowski *et al.*, 2007; Lin *et al.*, 2018),采用同一病种再入院率和院内死亡率来表示。 X 是一组控制变量,包括 3 个方面:一是就诊患者特征变量,分别是性别、年龄、婚姻状况、职业类型、支付方式、病种类别、并发症数量、入院途径、入院危重情况和住院期间是否病危病重;二是医院层面控制变量,包括医院级别、在岗职工数、实有床位数和万元以上设备数;三

是区县层面控制变量,与模型(1)保持一致。 A_i 为医院的固定效应, B_t 为精确到就诊月份的时间固定效应。 μ_{ist} 表示随机误差项。另外,标准误聚类(cluster)在医院层面。

此时,核心解释变量是 D_{ist} , 当患者 i 就诊的医院 s 在 t 期医药分开改革后取值为 1, 否则取值为 0, 系数 γ_1 度量的是医药分开改革对住院患者医疗费用和医疗质量的平均影响。表 6 汇报了上述等 8 个代表性病种所有住院患者的总体特征^①。

表 6 主要变量的描述性统计:住院患者病案首页数据

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
总费用(元)	13 582. 2805	18 098. 8201	0	1057 369	755 868
西药费用(元)	3360. 9783	5403. 9740	0	442 003	755 613
抗菌药物费用(元)	407. 3934	1183. 6084	0	91 061	751 707
中成药费用(元)	264. 2637	687. 9143	0	47 246	753 705
中草药费用(元)	21. 0401	164. 4318	0	36 504	750 856
护理费用(元)	298. 2700	871. 5188	0	228 622	753 740
诊断费用(元)	3001. 7387	3279. 1305	0	194 561	755 614
治疗费用(元)	1917. 6092	3210. 6814	0	519 607	754 730
耗材费用(元)	2455. 4160	8263. 7362	0	949 015	755 866
康复费用(元)	104. 3823	1040. 0483	0	190 512	750 606
同一病种再入院率	0. 1693	0. 3750	0	1	678 482
院内死亡率	0. 0070	0. 0836	0	1	755 763

表 7 汇报了城市公立医院医药分开改革对 8 个病种所有住院患者医疗费用的影响。第(1)列的估计结果显示,医药分开改革对所有患者的住院总费用没有显著影响。由第(2)–(5)列药品费用明细结果可知,西药费用下降但不显著,而西药中的抗菌药物费用显著降低 51. 03%, 中成药费用和中草药费用没有显著变化。由第(6)–(10)列非药品费用明细结果可知,改革使护理费用和治疗费用显著增加 31. 00% 和 44. 07%, 而诊断费用、耗材费用和康复费用变化不显著。

① 住院患者病案首页数据总的样本量是 755 763, 其中冠心病样本量为 74 944, 占 9. 92%; 脑血管疾病样本量为 175 016, 占 23. 16%; 高血压样本量为 31 966, 占 4. 23%; 糖尿病样本量为 137 532, 占 18. 20%; 胆囊结石样本量为 153 246, 占 20. 28%; 腹股沟疝样本量为 62 779, 占 8. 31%; 阑尾炎样本量为 69 748, 占 9. 23%; 痔疮样本量为 50 532, 占 6. 69%。患者特征变量、医院层面控制变量和区县层面控制变量的描述性统计详见《世界经济》网站补充材料附表 1。

表 7 城市公立医院医药分开改革对住院患者医疗费用的影响:8 个病种合计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总费用	西药费用	抗菌药费	中成药费	中草药费
医药分开改革	-0.0121 (0.0177)	-0.0747 (0.1298)	-0.5103 ^{***} (0.1737)	0.0628 (0.0679)	0.0206 (0.0323)
观测值	755 868	755 613	751 707	753 705	750 856
R ²	0.2797	0.2576	0.3732	0.4296	0.2030
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	护理费用	诊断费用	治疗费用	耗材费用	康复费用
医药分开改革	0.3100 ^{***} (0.1161)	0.0117 (0.0504)	0.4407 ^{**} (0.1845)	-0.0623 (0.2936)	0.0724 (0.1252)
观测值	753 740	755 614	754 730	755 866	750 606
R ²	0.6370	0.3816	0.3663	0.5745	0.4772

说明:表中采用 8 个病种所有住院患者数据;控制变量包括四类,第一类是患者个体特征和疾病特征,包括年龄、性别、婚姻状况、职业类型、支付方式、病种类别、并发症数量、入院途径、入院危重情况和住院期间是否病危病重。第二类是医院层面控制变量,包括医院级别、在岗职工数、实有床位数和万元以上设备数。第三类是区县层面控制变量,包括常住人口、人均 GDP、人均公共支出、第二产业占比和第三产业占比。第四类是医院固定效应和就诊日期固定效应;括号中是医院层面聚类标准误。表 8 同。

接下来,图 6 分别汇报了城市公立医院医药分开改革对 8 个病种住院患者医疗费用的影响^①。结果显示,患者的住院总费用因病种不同存在较大的差异性。表现为腹股沟疝和阑尾炎患者的住院总费用分别显著下降 8.82% 和 8.23%,而冠心病、高血压、脑血管疾病、糖尿病、胆囊结石和痔疮患者的住院总费用没有显著变化。其次,医药分开改革使患者的费用结构发生了变化,药品费用下降,非药品费用增加。其中,在药品费用方面,冠心病、高血压、糖尿病、胆囊结石、腹股沟疝、阑尾炎和痔疮住院患者的抗菌药物费用分别显著下降 33.11%、23.72%、30.41%、93.37%、36.88%、103.12% 和 104.66%;在非药品费用方面,冠心病、脑血管疾病、糖尿病、胆囊结石、腹股沟疝、阑尾炎和痔疮患者的护理费用分别显著增加 50.52%、31.84%、44.41%、24.89%、30.74%、37.11% 和 40.70%,脑血管疾病、糖尿病和胆囊结石患者的治疗费用分别显著增加 50.94%、59.13% 和 15.49%。此外,医药分开改革使药品结构出现了策略性变化。表现为医药分开改革使胆囊结石住院患者的抗菌药物费用显著下降 93.37%,而中草药费用显著增加 3.85%。

① 具体数值详见网站补充材料附表 2。

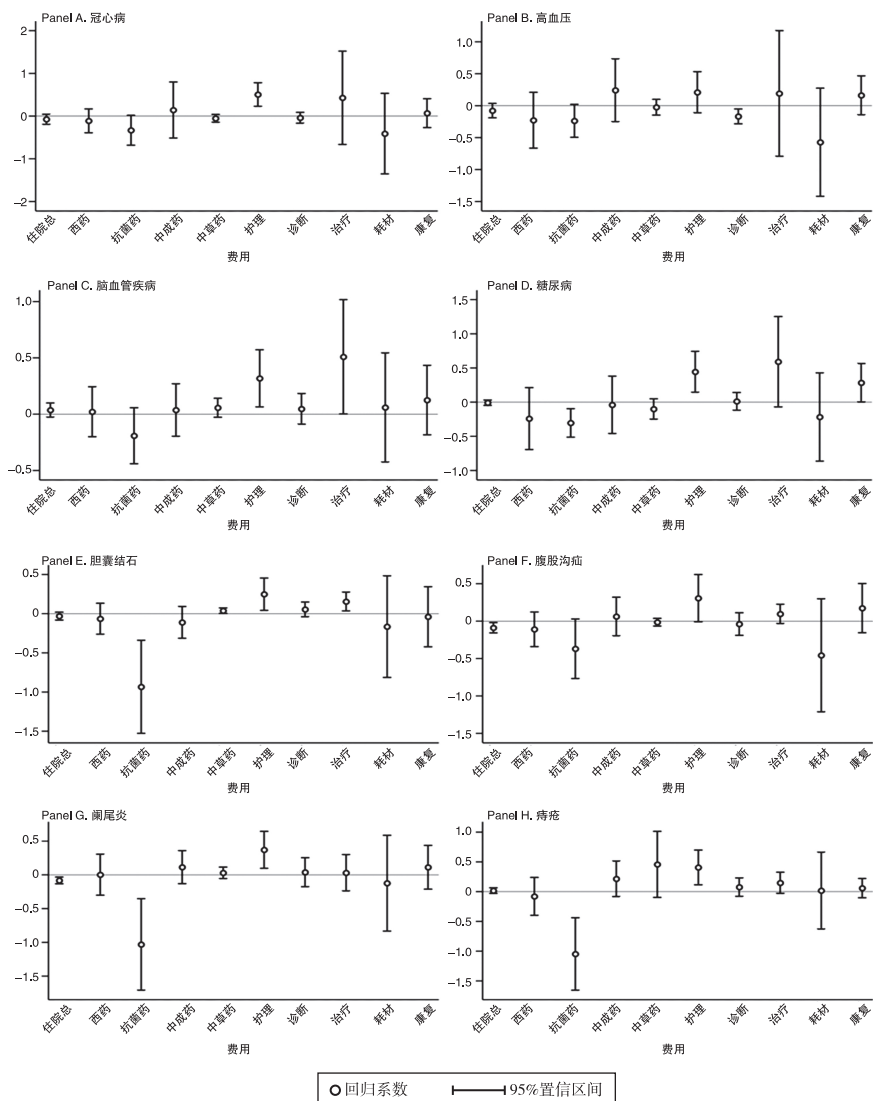


图6 城市公立医院医药分开改革对不同疾病住院患者医疗费用的影响

说明:图中分别展示了8个代表性病种的回归结果;患者层面控制变量包括年龄、性别、婚姻状况、职业类型、支付方式、并发症数量、入院途径、入院危重情况和住院期间是否病危病重。医院层面控制变量、区县层面控制变量和固定效应同表7;标准误聚类在医院层面。图7同。

表8进一步汇报了城市公立医院医药分开改革对8个代表性病种所有住院患者医疗质量的影响。第(1)-(2)列的估计结果显示,医药分开改革对所有患者因同一病种再入院率和院内死亡率均没有显著影响。

表 8 城市公立医院医药分开改革对住院患者医疗质量的影响:8 个病种合计

	(1)	(2)
	同一病种再入院率	院内死亡率
医药分开改革	-0.0138(0.0412)	0.0006(0.0009)
观测值	678 482	755 763
R ²	0.5440	0.0364

图 7 分别汇报了城市公立医院医药分开改革对 8 个病种住院患者因同一病种再入院率和院内死亡率的估计结果^①。结果显示,医药分开改革使冠心病和高血压住院患者因同一病种再入院率分别显著下降 11.37% 和 10.42%, 院内死亡率均没有显著变化。此外,由图 7 的其他结果可知,医药分开改革对脑血管疾病、糖尿病、胆囊结石、腹股沟疝、阑尾炎和痔疮住院患者因同一病种再入院率和院内死亡率均没有显著影响。

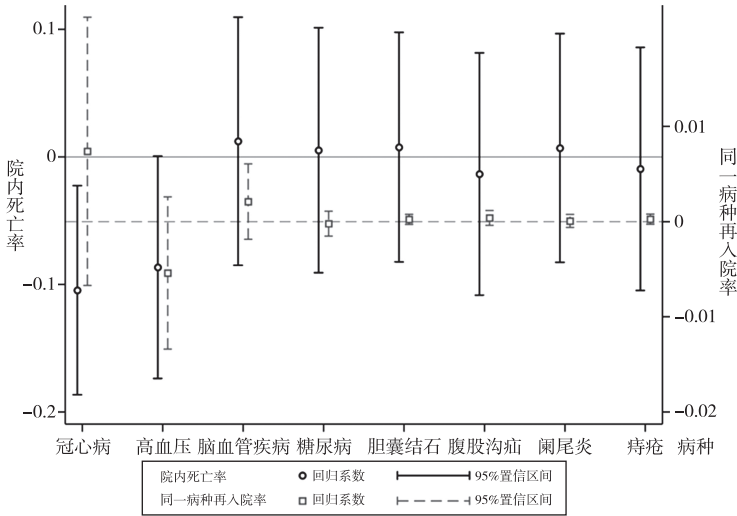


图 7 城市公立医院医药分开改革对不同疾病住院患者医疗质量的影响

六 结论与讨论

为了减少不合理用药以及控制医疗费用的快速增长,中国政府逐步推行城市公立医院医药分开改革。从 2014 年开始,四川省 21 个地级市逐步开展医药分开改革。与

① 具体数值详见网站补充材料附表 3。

此同时,政府调整了医疗服务价格用以弥补因改革导致的药品收入损失。本文基于四川省2014–2018年医疗卫生机构年度统计数据 and 2015–2018年住院患者病案首页数据,利用四川省21个地级市实施医药分开改革的时间差异,采用双重差分模型和事件分析法,分别从医疗机构层面和患者层面分析了医药分开改革对医疗费用和医疗质量的影响。结果发现,医药分开改革后,医院的费用结构发生了变化,门诊药品费用和住院药品费用显著下降,护理和治疗等非药品费用显著增加,最终表现为门诊总费用和住院总费用短期内略有下降,但长期变化不明显,患者的实际医疗负担并未明显减轻。同时,医药分开改革使药品结构发生了策略性变化,表现为冠心病、糖尿病、胆囊结石、腹股沟疝、阑尾炎和痔疮住院患者的抗菌药物费用均显著下降,而胆囊结石的中草药费用显著增加。对于医疗质量,医药分开改革使冠心病和高血压住院患者的因同一病种再入院率显著降低而院内死亡率不变,对脑血管疾病、糖尿病、胆囊结石、腹股沟疝、阑尾炎和痔疮住院患者的因同一病种再入院率和院内死亡率均没有显著影响。对于医疗服务量,住院人次显著增加,而门诊人次短期内略有增加,长期变化不明显。此外,门诊药占比和住院药占比均显著下降,医院获得的财政补助收入变化不显著。

以上结果与 McGuire and Pauly (1991) 构建的医疗服务提供者行为决策理论模型推导的结论基本一致,当药品价格降低时,在“收入效应”和“替代效应”的共同作用下,非药品费用增加,这主要是因为“替代效应”和“收入效应”此时是同方向的^①。该发现也与医疗服务市场中委托-代理理论的研究假说基本一致 (Arrow, 1963; McGuire, 2000)。由于医生与患者之间存在严重的信息不对称,经济激励会改变医生的决策过程,促使医生改变诊疗行为,增加高利润率的服务来弥补其他方面收入的减少,此时医生并未充当患者的完美代理人 (Gruber and Owings, 1996; Aron-Dine *et al.*, 2015; Einav and Finkelstein, 2018)。

另外,不同病种的估计结果存在差异一方面是因为不同疾病患者在就诊类型、治疗方案、治疗周期等方面存在差异。其中,冠心病、脑血管疾病、高血压和糖尿病是中国常见的以用药为主的慢性病,而阑尾炎、胆囊结石、腹股沟疝和痔疮是中国医院普外科排名前四位的以手术治疗为主的疾病。另一方面,为了配合医药分开改革,进一步方便高血压、糖尿病、结核病和重症精神疾病等慢性病患者和老年病患者在基层医疗机构就医用药,免去为开药到大医院往返奔波排队的麻烦,部分地区推出了一系列配

① 某项医疗服务价格下降使得医生的收入变少,如果“收入效应”为正值时,那么医生会有动机增加对其他服务的诱导,表现为“替代效应”。

套措施,包括增加社区定点医疗机构数量,鼓励社区卫生机构开展居家上门医疗服务和建立家庭病床,并补充基层医疗机构用药目录。同时,部分地区规定高血压、糖尿病、冠心病和脑血管病等4种慢性病患者,可享受2个月处长处方报销便利。这样一定程度上减少了冠心病和高血压等慢性病患者的再入院率。

本文的研究结论表明,仅仅通过医药分开改革来控制医疗费用的过快增长,效果是有限的。具体而言,医药分开改革显著降低了药品费用,增加了非药品费用,医院的费用结构发生了变化,虽然有助于实现“腾笼换鸟”的结构调整目标,将“以药养医”的收入结构转变为体现医务人员劳务价值的医疗服务模式,但是总的医疗费用并未得到有效控制,患者的实际医疗负担并未明显减轻。因此,政策制定者应以有效落实政府财政补助为前提,同时加快医保、医院管理等方面的协同改革步伐,形成政策合力,以期有效控制医疗费用快速增长的同时,提升患者的福利水平。

参考文献:

陈醉、宋泽、张川川(2018):《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》,《金融研究》第10期。

杜创(2013):《价格管制与过度医疗》,《世界经济》第1期。

方鹏骞、张芬、陈昊、王水(2009):《取消药品加成对公立医院运行模式的影响》,《中国医院管理》第5期。

封国生、朱恒鹏、付明卫(2014):《北京医药分开改革效果的实证分析》,《中华医院管理杂志》第12期。

寇宗来(2010):《“以药养医”与“看病贵、看病难”》,《世界经济》第1期。

饶克勤、刘新明(2007):《国际医疗卫生体制改革与中国》,北京:中国协和医科大学出版社。

唐镜波、孙静(2005):《WHO国家药物政策及合理用药理论和实践》,北京:中国科学技术出版社。

王天宇、高秋明、赵丽秋(2021):《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》,《世界经济》第3期。

赵绍阳、臧文斌(2020):《多任务视角下质量监测对公立医院医疗服务质量的影响》,《经济评论》第6期。

郑格琳、郑蕾、杨安、杨永生、陈路珈(2015):《取消药品加成政策起源分析》,《中国卫生经济》第2期。

朱恒鹏(2007):《医疗体制弊端与药品定价扭曲》,《中国社会科学》第4期。

朱恒鹏(2011):《管制的内生性及其后果:以医药价格管制为例》,《世界经济》第7期。

Aron-Dine, A.; Einav, L.; Finkelstein, A. and Cullen, M. “Moral Hazard in Health Insurance: Do Dynamic Incentives Matter?” *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(4), pp. 725–741.

Arrow, K. J. “Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care.” *The American Economic Review*, 1963, 53(5), pp. 941–973.

Beck, T.; Levine, R. and Levkov, A. “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States.” *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), pp. 1637–1667.

Chava, S.; Oettl, A.; Subramanian, A. and Subramanian, K. V. “Banking Deregulation and Innovation.” *Journal*

of Financial Economics, 2013, 109(3), pp. 759–774.

Chen, C. ; Dong, W. ; Shen, J. J. ; Cochran, C. ; Wang, Y. and Hao, M. “Is the Prescribing Behavior of Chinese Physicians Driven by Financial Incentives?” *Social Science & Medicine*, 2014, 120, pp. 40–48.

Einav, L. and Finkelstein, A. “Moral Hazard in Health Insurance; What We Know and How We Know It.” *Journal of the European Economic Association*, 2018, 16(4), pp. 957–982.

Finkelstein, A. “The Aggregate Effects of Health Insurance; Evidence from the Introduction of Medicare.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(1), pp. 1–37.

Fu, H. ; Li, L. ; Li, M. ; Yang, C. , and Hsiao, W. “An Evaluation of Systemic Reforms of Public Hospitals: The Sanming Model in China.” *Health Policy and Planning*, 2017, 32(8), pp. 1135–1145.

Fu, H. ; Li, L. and Yip, W. “Intended and Unintended Impacts of Price Changes for Drugs and Medical Services: Evidence from China.” *Social Science & Medicine*, 2018, 211, pp. 114–122.

Gowrisankaran, G. and Town, R. J. “Competition, Payers, and Hospital Quality.” *Health Services Research*, 2003, 38(6p1), pp. 1403–1422.

Gruber, J. and Owings, M. “Physician Financial Incentives and Cesarean Section Delivery.” *RAND Journal of Economics*, 1996, 27(1), pp. 99–123.

Kondo, A. and Shigeoka, H. “Effects of Universal Health Insurance on Health Care Utilization, and Supply-Side Responses; Evidence from Japan.” *Journal of Public Economics*, 2013, 99, pp. 1–23.

Li, Y. ; Ying, C. ; Sufang, G. ; Brant, P. ; Bin, L. and Hipgrave, D. “Evaluation, in Three Provinces, of the Introduction and Impact of China’s National Essential Medicines Scheme.” *Bulletin of the World Health Organization*, 2013, 91(3), pp. 184–194.

Lin, X. ; Cai, M. ; Fu, Q. ; He, K. ; Jiang, T. ; Lu, W. ; Ni, Z. and Tao, H. “Does Hospital Competition Harm Inpatient Quality? Empirical Evidence from Shanxi, China.” *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2018, 15(10), 2283.

Liu, G. G. ; Vortherms, S. A. and Hong, X. “China’s Health Reform Update.” *Annual Review of Public Health*, 2017, 38, pp. 431–448.

Luan, M. ; Shao, X. and Dou, F. “Financial Conditions, Health Care Provision, and Patient Outcomes; Evidence from Chinese Public Hospitals.” *Economics Letters*, 2020, 186, 108876.

McGuire, T. G. “Physician Agency.” *Handbook of Health Economics*, 2000, 1, pp. 461–536.

McGuire, T. G. and Pauly, M. V. “Physician Response to Fee Changes with Multiple Payers.” *Journal of Health Economics*, 1991, 10(4), pp. 385–410.

Rogowski, J. ; Jain, A. K. and Escarce, J. J. “Hospital Competition, Managed Care, and Mortality after Hospitalization for Medical Conditions in California.” *Health Services Research*, 2007, 42(2), pp. 682–705.

Sari, N. “Do Competition and Managed Care Improve Quality?” *Health Economics*, 2002, 11(7), pp. 571–584.

Shi, X. ; Zhu, D. ; Man, X. ; Wang, W. ; Zhu, K. ; Nicholas, S. and He, P. “The Biggest Reform to China’s Health System”: Did the Zero-Markup Drug Policy Achieve Its Goal at Traditional Chinese Medicines County Hospitals?” *Health Policy and Planning*, 2019, 34(7), pp. 483–491.

Shortell, S. M. and Hughes, E. F. "The Effects of Regulation, Competition, and Ownership on Mortality Rates among Hospital Inpatients." *New England Journal of Medicine*, 1988, 318(17), pp. 1100-1107.

Yip, W. C. ; Hsiao, W. C. ; Chen, W. ; Hu, S. ; Ma, J. and Maynard, A. "Early Appraisal of China's Huge and Complex Health-Care Reforms." *Lancet*, 2012, 379(9818), pp. 833-842.

Zang, X. ; Zhang, M. ; Wei, S. ; Tang, W. and Jiang, S. "Impact of Public Hospital Pricing Reform on Medical Expenditure Structure in Jiangsu, China: A Synthetic Control Analysis." *BMC Health Services Research*, 2019, 19(1), pp. 1-9.

Zhang, Y. ; Ma, Q. ; Chen, Y. and Gao, H. "Effects of Public Hospital Reform on Inpatient Expenditures in Rural China." *Health Economics*, 2017, 26(4), pp. 421-430.

The Effects of the Zero-Markup Drug Policy on Medical Costs and Quality of Care

He Qinghong; Zhao Shaoyang; Liu Guoen

Abstract: Based on the annual statistical data from medical and health institutions from between 2014 and 2018, and hospital discharge data from 2015 to 2018 in Sichuan Province, this paper examines the impact of the zero-markup drug policy (ZMDP) on medical costs and quality of care in urban public hospitals at both the medical institution and patient level, adopting the difference-in-differences model and event study. The results of the study show that the total outpatient cost per visit and the total inpatient cost per admission decreased slightly in the short term after the ZMDP, with imperceptible changes in the long term, and that the cost structure of hospitals has altered. Outpatient and inpatient drug costs have dropped significantly and non-drug costs, such as nursing care and treatment have increased considerably, but the actual medical burden on patients has not been substantially reduced. Strategic changes in the structure of drugs are observed. The readmission rate of patients with coronary heart disease and hypertension decreases significantly, while the in-hospital mortality rate remains unchanged. However, the readmission rate and in-hospital mortality rate of hospitalised patients with other diseases have not undergone substantial changes. The findings of this paper suggest that the dampening effect on the excessive growth of medical costs solely and exclusively through the ZMDP is limited.

Key words: urban public hospitals, zero-markup drug policy (ZMDP), medical costs, quality of care

JEL codes: I11, I18, G22, P35

(截稿:2021年5月 责任编辑:郭若楠 王 徽)