

DOI: 10.19361/j.er.2019.05.07

国家基本药物制度实施减轻了患者医疗负担吗?

何庆红 赵绍阳 臧文斌*

摘要: 实施国家基本药物制度是我国医疗体制改革的一项重要政策。然而,文献对于基本药物制度的实施是否减轻了患者的医疗负担这一问题尚没有得到一致的结论。本文基于成都市2007-2016年卫生资源与医疗服务调查数据,采用双重差分模型,实证考察基本药物制度实施对患者医疗负担的影响。研究表明,短期来看,相对于非试点的基层医疗机构,试点机构的次均门诊费用和次均住院费用分别下降29.2%和18.3%,次均门诊药品费用和次均住院药品费用分别下降21.4%和25.1%。进一步通过与县级公立医院和城市公立医院对比,考察基本药物制度的长期动态效应,发现制度的实施对次均门诊费用和次均住院费用的影响在较长时期内有所削弱。最后,基本药物制度实施之后,医疗费用的下降幅度以及动态变化过程与基层医疗机构获得的政府补贴紧密相关。

关键词: 基层医疗机构;医疗负担;动态效应;政府补贴;双重差分

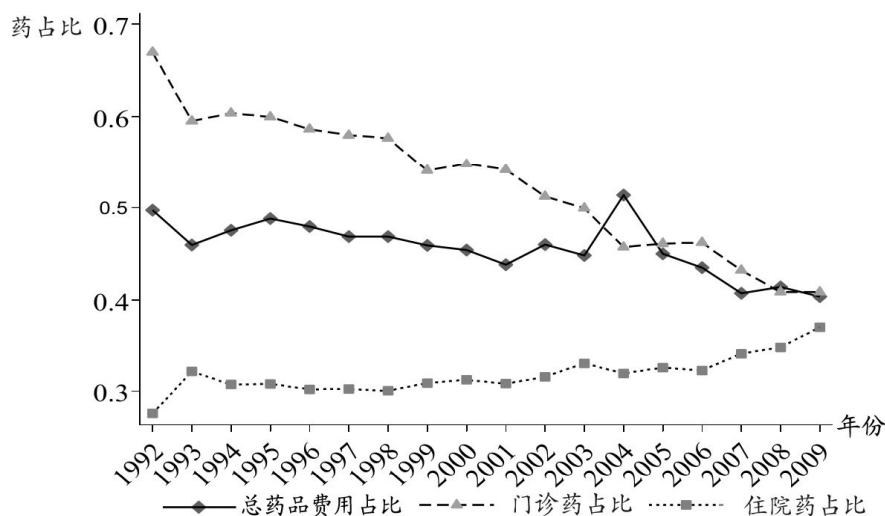
一、引言

新中国成立初期,我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(田文君、刘宝杰,2017)。在此背景下,我国出台了药品加成政策,允许医疗机构销售药品时,以实际购进价格为基础,顺加不超过15%的加价率作价(郑格琳等,2015)。因此,药品收入逐渐成为医疗机构收入的重要来源。虽然在近些年,药品费用占卫生总费用比重有所下降,但在2009年,这一比重依然高达40.3%(图1)(顾昕,2011)。然而,在西方市场经济国家中,这一比重一般不超过20%;在大多数经济发达国家,这一比重鲜有超过25%;即便在被认为偏重用药的东亚发达国家(日本和韩国)中,这一比重一般也不超过30%(饶克勤、刘新明,2007)。药品费用居高不下,一方面会造成医药总费用上涨,折射出药品过度使用甚至滥用现象的存在,而药品的过度使用甚至滥用会对病人的健康产生负面影响(唐镜波、孙

*何庆红,西南财经大学公共管理学院,邮政编码:611130,电子信箱:heqh310121@163.com;赵绍阳(通讯作者),四川大学经济学院,邮政编码:610065,电子信箱:zhaoshao yang@scu.edu.cn;臧文斌,西南财经大学公共管理学院,邮政编码:611130,电子信箱:zangwenbin@swufe.edu.cn。

本文感谢国家自然科学基金面上项目“老年人医疗保障、医疗支出与储蓄问题研究”(项目编号:71773080)、国家自然科学基金青年项目“充分统计量方法在医疗保障水平优化设计中的应用探索”(项目编号:71303167)和四川大学“青年杰出人才培养项目”“我国医疗体制改革效果的实证评估:基于医保数据”(项目编号:sk syl201710)的资助。感谢“第一届中国健康经济学论坛”参会者、“第十八届中国青年经济学者论坛”参会者、匿名审稿人和编辑部提出的宝贵意见。当然文责自负。

静,2005);另一方面揭示了医疗机构中普遍存在的“以药补医”的格局(顾昕,2011)。



资料来源:卫生部卫生发展研究中心,2010:《2010 中国卫生总费用研究报告》,卫生部卫生发展研究中心。

图1 药品费用占卫生总费用的比重及其构成

为打破“以药养医”的格局,2009年8月18日,卫生部与国家发展和改革委员会等9部委联合发布了《关于建立国家基本药物制度的实施意见》和《国家基本药物目录管理办法(暂行)》,这标志着我国基本药物制度建设正式启动(胡善联,2012;武宁、杨洪伟,2013)。以“零差率销售”和“省级招标采购”为主要特征的国家基本药物制度触及了医药领域的核心问题:以药养医和药价虚高的顽疾,由此引发了基层医疗机构财政补偿、人事分配和医药采购配送制度的综合改革(李玲,2012)。如图2所示,不论门诊还是住院患者的次均药品费用,在2010年之后都没有明显增长。

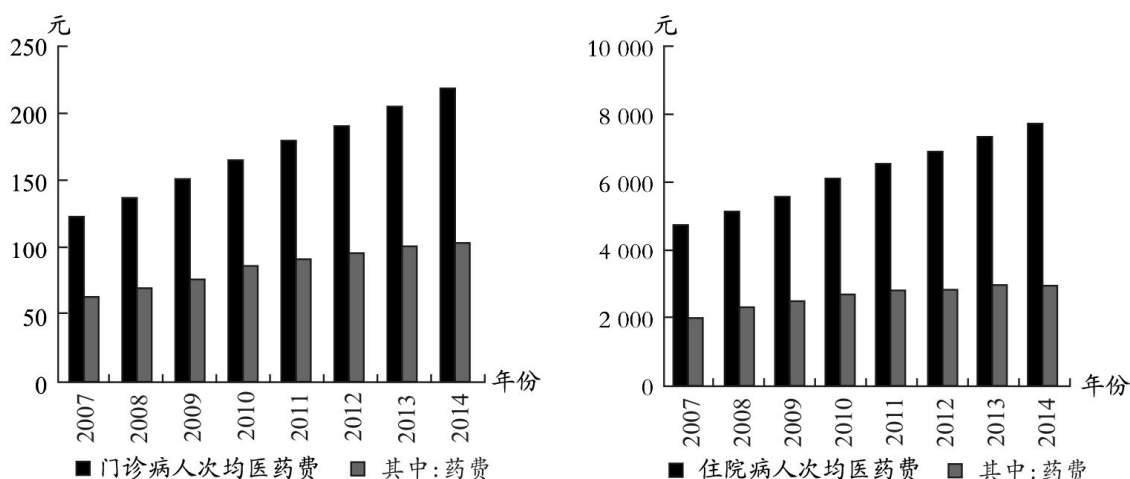


图2 门诊与住院病人的次均医药费用(元)

但是,不少研究认为,药品零差率政策并不能从根本上解决“看病贵、看病难”问题。首先,从图2也可以看到,药品费用的上涨趋势得到控制的同时,医疗总费用的上涨趋势没有发生显著变化,这说明虽然患者支付的药品费用增幅较小,但是非药品的医疗负担反而经历了上涨,结果导致实际的医疗负担并没有减轻。那么是什么原因导致了非药品费用的更快上涨呢?一种观点认为,如果不能从根本上解决基层医疗机构的财政问题,基本药物制度的实施虽然会减少过度用药,但也会出现或加重其他形式的过度医疗问题,比如过度检查(朱

恒鹏,2010;Barber et al.,2013;Zhang et al.,2014)。另外,乡镇卫生院对药品补偿的依赖性较强,如果基本药物相关的财政补偿不能到位,基层医疗机构只能通过增加医疗服务收入及药品收入来维持人力资源的收入,将会导致新一轮“诱导需求”和“以药养医”的出现(郎颖、李林贵,2010),甚至导致有些机构出现较大的债务风险(于风华等,2011),削弱基层医疗机构的服务能力(刘国恩,2014)。

因此,国家基本药物制度实施的情况及效果究竟如何,能否从一定程度上缓解“看病难、看病贵”现象,能否有效提升医疗机构服务能力和减轻患者医疗负担,能否从整体上达到基本药物制度的政策目标,需要进行系统评价。

然而,目前针对基本药物制度实施效果的研究较少,且结论尚未一致。Ding 和 Wu (2017)基于天津市 2009 年和 2010 年城镇职工医疗保险门诊患者数据,采用双重差分方法(DID)评估基本药物制度实施对城市门诊患者医疗负担的影响,发现短期内并不会显著影响门诊人次和医疗负担。Zhang 等(2014)以重庆市、河南省和江苏省 296 个乡镇卫生院为例,采用 DID 方法分析得出基本药物制度实施后,门诊患者的医疗负担变化不显著,但住院病人的医疗费用和服务费用显著下降。Li 等(2018)和 Ren 等(2017)根据我国基本药物制度分批次试点的特征,立足国家卫生健康委员会对全国 31 个省份的基本药物制度实施监测中 2008–2012 年面板数据,分别采用倾向得分匹配–倍差模型(PSM–DID)和多水平双重差分模型(Multilevel DID),发现基本药物制度实施后,次均门诊费用和次均住院费用分别显著下降 2%和 4%。然而,Yi 等(2015)根据中国公共产品和服务调查 2007 年和 2011 年的数据,采用 DID 方法发现,基本药物政策使得住院费用显著上升。另外,杜念宇等(2015)根据 2009 年和 2010 年成都市城镇职工医疗保险住院患者数据和卫生统计数据,采用 DID 方法发现,试点机构的基本药物价格下降约 30.2%,住院费用上升 15%。

综合国内外研究,不难发现,已有文献对基本药物制度政策效果的评估尚未达成一致结论。研究结论的差别,一方面可能是由于采用不同地区的数据,而区域间存在固有的差异;另一方面可能是识别策略上的差异。鉴于此,本文基于成都市 2007–2016 年医疗卫生机构年度统计数据,评估基本药物制度的实施对患者医疗负担的短期影响和长期影响,并进一步探讨其中的影响机制^①。结果发现,医疗费用的下降幅度以及动态变化过程与基层医疗机构获得的政府补贴紧密相关。本文的创新点主要表现在两个方面:第一,我们运用医疗卫生机构 10 年面板数据,采用双重差分模型,识别出基本药物制度的短期效应和长期效应,补充已有文献;第二,从药品费用和财政补贴视角,探讨其中的影响机制,尤其是解释了基本药物制度降低患者的医疗负担是有前提条件的。

接下来我们首先简要介绍本文研究的制度背景;随后是本文核心部分的实证分析,包括数据与计量模型的介绍,然后分别从短期与长期两个方面对基本药物制度实施的效果展开分析;最后一部分是本文的结论。

二、制度背景

20 世纪 70 年代,为解决必需药品短缺等问题,世界卫生组织(World Health Organization)

^①成都市的研究结果对于我们解释地区差异是有启发的,因为结果表明国家基本药物制度实施效果可能与补贴有关,进而有助于理解相关文献研究结论的差异性解释,即有的地区有影响而别的地区没有影响。因此,本文选取成都市是对已有的国家基本药物制度实施效果评估文献的补充。

首次提出基本药物概念(Essential Drug,后改称为 Essential Medicines),即“能够满足大部分人口卫生保健需要,人们健康需要中最重要的、最基本的、必要的、不可缺少的药品”,其所遵循的原则是有效、安全并具有成本效果(World Health Organization, 1977; 武宁、杨洪伟, 2013)。2002 年,世界卫生组织建议各国,特别是发展中国家建立国家基本药物政策,以保障公众能以低廉的价格获得基本医疗所需的必需药物(World Health Organization, 2002)。几十年来,我国先后出台了 6 版国家基本药物目录,但由于缺乏系统有效的配套政策,收效甚微(孙静, 2009)。2009 年,《中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》和《国务院关于印发医药卫生体制改革近期重点实施方案(2009-2011 年)的通知》陆续颁布,明确提出加快建立以国家基本药物制度为基础的药品供应保障体系,标志着我国新一轮深化医药卫生体制改革的启动(胡霞等, 2010)。具体到四川省的实施时间如表 1 所示。

表 1 四川省基本药物制度分步实施时间

分步实施时间	试点地区
2009 年 12 月	成都市 83 个社区卫生服务机构(青羊区 13 个、武侯区 40 个、金牛区 13 个和温江区 17 个)和 2 个县(新津、双流)
2011 年 4 月 1 日	全省政府办基层医疗机构(社区卫生服务机构和乡镇卫生院)
2011 年 6 月 30 日	村卫生室和非政府办社区卫生服务站
2013 年 10 月 1 日	全省县级公立医院
2016 年 12 月 20 日	四川省所有城市公立医院

资料来源:中发[2009]6 号、川发改价格[2013]937 号、川发改价格[2016]581 号。

三、实证分析

(一) 模型设计

本文采用双重差分模型(Difference in Differences)来考察国家基本药物制度实施的效果。另外,由于成都市是分期分批实施基本药物制度,因此本文可以根据政策实施时间的不同,研究国家基本药物制度实对患者医疗负担产生的短期影响和长期影响。具体模型如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 After_t + \beta_2 Pilot_i + \beta_3 Pilot_i \times After_t + \gamma X_{it} + \sigma_i + \lambda_t + U_{it} \quad (1)$$

(1)式中: y_{it} 是本文的因变量即患者的医疗负担,根据已有研究(Zhang et al., 2014; Ren et al., 2017),我们用次均门诊费用和次均住院费用^①来表示。后续分析的结果都对这两个变量作了对数化处理,转换后均呈现正态或近似正态分布。试点变量($Pilot$)表示是否为国家基本药物制度改革试点地区的虚拟变量。如果是试点组,则试点变量($Pilot$)取值为 1,否则为 0。由表 1 可知,2009 年底确定的试点地区包括 83 个社区卫生服务机构和两个县即双流县、新津县。为了对比的可靠性,我们排除了五个主城区的样本(金牛区、武侯区、锦江区、青羊区和成华区),将双流县和新津县政府办的试点乡镇卫生院与温江区 17 个试点社区卫生服务中心作为试点组,剩余的 12 个非试点县、区(市)的乡镇卫生院(或社区卫生服务中心)作为对照组^②,来考察国家基本药物制度实施在 2010 年的短期效果。另外,自 2013 年

① 医疗机构年次均门诊费用=医疗机构年门诊收入/年门诊人次;医疗机构年次均住院费用=医疗机构年住院收入/年住院人次。

② 成都市包括 20 个县、区(市),其中主城区有金牛区、武侯区、锦江区、青羊区和成华区,本文采用的试点区包括温江区、双流县和新津县,剩余 12 个非试点县、区(市)包括龙泉驿区、青白江区、新都区、郫都区、金堂县、大邑县、蒲江县、都江堰市、彭州市、邛崃市、崇州市和简阳市。

10月1日起,县级公立医院开始实施药品零差率政策。因此,本文以2009年底确定的双流县和新津县政府办的试点乡镇卫生院与温江区的17个试点社区卫生服务中心作为试点组,将非试点县、区(市)的县级公立医院作为对照组,来识别实施国家基本药物制度在2010–2013年的长期效应。自2016年12月20日起,四川省所有城市公立医院执行取消药品加成(中药饮片除外)政策,实行药品零差率销售。因此,本文以2009年底确定的双流县和新津县政府办的试点乡镇卫生院与温江区的17个试点社区卫生服务中心作为试点组,将非试点区的城市公立医院作为对照组,进一步识别实施国家基本药物制度在2010–2016年的长期效应。

时间变量(*After*)表示是否实施基本药物制度试点。*After*变量取值如下:由于四川省在2010年2月正式实施基本药物制度,政策实施之前的2007–2009年取值为0,政策实施后的2010–2016年取值为1。*Pilot*×*After*表示每一年的年份虚拟变量与试点变量的交互项。其中,在短期影响部分,我们强调的是政策实施后2010年当年的效果,因此原文只汇报了2010年的结果;长期影响分别汇报了2010–2013年和2010–2016年的结果。

β_3 是我们最关心的系数,它度量了试点医疗机构的患者负担在政策实施前后的变化。如果系数 β_3 是正的,表示在实施政策后,试点医疗机构的医疗费用提高,医疗负担增加。 X_{it} 是我们需要控制的影响医疗费用的其他因素,即医疗机构层面的特征变量,包括卫生技术人员和实有床位。下标*i*、*t*分别表示医疗机构和时间, σ_i 表示医疗机构固定效应, λ_t 表示年份固定效应, U_{it} 为随机误差项。另外,为了保证结果的稳健性,本文还采用了面板固定效应模型。

(二) 数据来源和基本描述性分析

本文使用的数据是2007–2016年成都市3299个乡镇卫生院和社区卫生服务中心(为了简便,后文统一称为基层医疗机构)的年度统计信息。该数据包含医疗机构的基本特征、人员编制情况、床位及设备、房屋及基本建设、收入与支出明细、资产与负债、公共医疗服务等年报统计信息。由于研究内容的需要,我们对数据作了初步处理,所有涉及费用和收入的变量均采用居民消费者价格指数进行了调整。

表2报告的是2007–2016年基层医疗机构的样本情况。从样本数据来看,国家基本药物制度试点机构的总药品费用占比平均为41%,比非试点地区(44%)低3个百分点,且差异在1%的显著性水平上显著;其次,试点机构的卫生技术人员和实有床位明显较多,且差异显著。此外,与非试点机构相比,我们发现试点机构的次均门诊费用较低,门诊就诊人次较多,而次均住院费用较高,出入院人次较少,且差异显著。

图3和图4描述的是试点机构与非试点机构的次均门诊费用和次均住院费用在2007–2016年10年间的变化趋势。由图3可知,在基本药物制度实施以前(2010年之前),二者的次均门诊费用变化趋势基本一致。在基本药物制度实施以后,非试点机构的次均门诊费用依然增加,而试点机构的次均门诊费用自2010年明显下降,之后虽在2012–2016年略有增加,但依然低于2010年之前的门诊费用水平。由图4可知,与次均门诊费用类似,在基本药物制度实施以前(2010年之前),二者的次均住院费用变化趋势基本一致。在基本药物制度实施以后,试点机构的次均住院费用在2010年增速减缓,并在2011年明显下降,虽在2012–2016年略有增加,但除了2015年,其他年份的住院费用依然低于2010年之前。综合来看,试点机构与非试点机构的次均门诊和住院费用在基本药物制度实施以前

的变化趋势基本一致。

表 2 样本描述性统计

变量	总样本(3 299)		试点(560)		非试点(2 739)		差异
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
总药品费用占比	0.44	0.19	0.41	0.23	0.44	0.18	0.03***
门诊							
次均门诊费用(元)	9.21	6.55	8.85	6.34	9.29	6.59	0.44***
次均门诊药品费用(元)	4.30	3.49	4.32	3.54	4.30	3.48	-0.02***
门诊药占比	0.44	0.20	0.41	0.24	0.45	0.19	0.04***
门诊人次(次)	34 277.91	39 355.07	41 517.75	53 314.51	32 797.69	35 670.24	-8 720.06***
住院							
次均住院费用(元)	161.93	133.71	167.85	128.59	160.72	134.72	-7.13***
次均住院药品费用(元)	76.30	62.99	84.57	64.20	74.60	62.62	-9.97***
住院药占比	0.39	0.23	0.40	0.24	0.39	0.23	-0.01***
入院人次(次)	1 742.25	1 658.91	1 526.21	1 355.87	1 786.66	1 711.44	260.45***
出院人次(次)	1 587.85	1 648.06	1 395.24	1 357.54	1 627.23	1 698.89	231.98***
控制变量							
卫生技术人员(个)	34.04	30.08	42.34	35.17	32.40	28.70	-9.93***
实有床位(个)	40.48	35.80	42.32	35.31	40.11	35.90	-2.21***

资料来源:根据成都市 2007-2016 年卫生机构数据计算得到。下同。

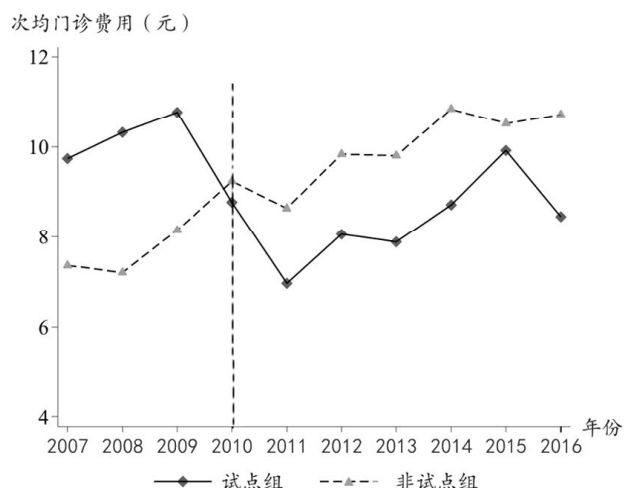


图 3 基层医疗机构的次均门诊费用

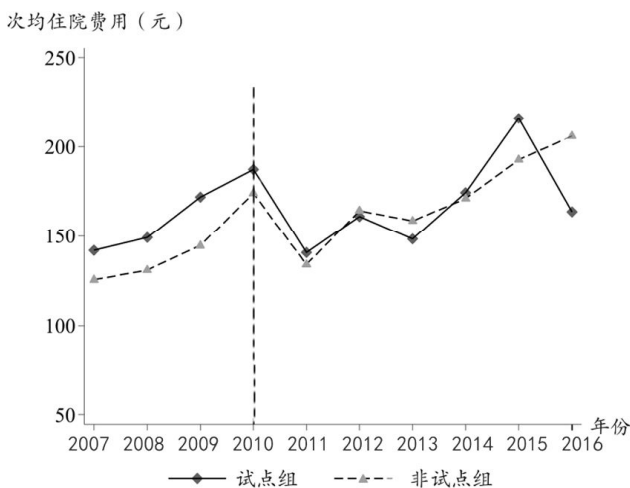


图 4 基层医疗机构的次均住院费用

另外,由图 3 和图 4 可知,次均门诊费用的组别差异大于次均住院费用。这主要是由于门诊服务在基层医疗机构占据相对重要地位,具体如表 3 所示:从基层医疗机构收入结构来看,门诊收入占医疗总收入的比重自 2007 年起就超过一半,多年来稳定在 55%~65% 这一区间,而更高级别的二级及以上医院门诊收入比重只占 35%~40%。另外,基层医疗机构的门诊人次占总诊疗人次的比重,在 2007 年高达 96%,近年来基本没有变化,在 2016 年,这一比重依然高达 97%。由此可见,对于基层医疗机构而言,门诊服务是其不可或缺的重要组成部分。此外,高广颖等(1997)指出,对于基层医疗机构,受医疗技术和设备等条件的制约,门诊人次的增长幅度往往大于住院人次的增长幅度,而门诊价格敏感性大于住院价格。

表 3 不同医疗机构的门诊和住院对比情况

机构	基层医疗机构				医院	
年份	门诊人次占比 (%)	住院人次占比 (%)	门诊收入占比 (%)	住院收入占比 (%)	门诊收入占比 (%)	住院收入占比 (%)
2007	96	4	64	36	38	62
2008	95	5	60	40	37	63
2009	95	5	58	42	36	64
2010	95	5	55	45	35	65
2011	95	5	54	46	35	65
2012	95	5	58	42	36	64
2013	96	4	63	37	37	63
2014	96	4	63	37	39	61
2015	97	3	62	38	40	60
2016	97	3	61	39	40	60

(三) 实证结果分析:国家基本药物制度实施的短期影响

表4报告了DID估计结果。从第(1)列可以看出,国家基本药物制度实施后次均门诊费用显著下降。具体来说,相对于非试点的基层医疗机构,试点机构的次均门诊费用在政策实施当年显著下降了35.9%。第(2)列控制了医疗机构的卫生技术人员和实有床位,结果仍然显示基本药物制度实施同次均门诊费用显著负相关,同时估计系数有所增加,达到38.6%。第(3)列采用面板固定效应模型,结果显示次均门诊费用在政策实施当年显著下降了29.2%。第(4)~(6)列汇报了次均住院费用的结果,结果显示在控制了医疗机构不随时间变化的固定特征后,次均住院费用显著下降18.3%,这与Zhang等(2014)和何平等(2011)的发现基本一致,也与上文基层医疗机构的门诊价格敏感性更大相符。因此,短期来看,实施国家基本药物制度显著降低了患者的医疗负担。

表 4 国家基本药物制度实施与次均门诊费用和次均住院费用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	次均门诊费用(取对数)			次均住院费用(取对数)		
<i>Pilot</i>	0.828 [*] (0.435)	0.546 (0.451)		3.575 ^{***} (0.218)	2.516 ^{***} (0.171)	
2010	0.070 ^{***} (0.008)	0.048 ^{***} (0.007)	0.060 ^{***} (0.007)	0.070 ^{***} (0.023)	-0.022 (0.019)	0.113 ^{***} (0.015)
<i>Pilot</i> ×2010	-0.359 ^{***} (0.132)	-0.386 ^{***} (0.116)	-0.292 ^{***} (0.052)	-0.219 (0.286)	-0.277 (0.246)	-0.183 [*] (0.108)
卫生技术人员		0.010 ^{***} (0.001)	0.002 ^{**} (0.001)		0.012 ^{***} (0.001)	0.002 (0.002)
实有床位		0.002 ^{***} (0.000)	0.000 (0.001)		0.022 ^{***} (0.001)	0.005 ^{***} (0.001)
年份、地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	1.824 ^{***} (0.057)	1.513 ^{***} (0.054)	1.779 ^{***} (0.040)	3.873 ^{***} (0.183)	3.301 ^{***} (0.150)	3.391 ^{***} (0.077)
观测值	3 293	3 293	3 293	3 295	3 295	3 295
R^2	0.134	0.421	0.146	0.113	0.530	0.171

注:括号中显示的是稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平上显著。下同。

那么国家基本药物制度的实施如何降低患者的医疗负担? 影响机制是什么? 一种观点认为, 基本药物实行零差率销售, 有效降低了药品的价格 (Zhang et al., 2014; 杜念宇等, 2015; 吴曼等, 2009)。对此, 我们分别从药品费用和非药品费用两个方面分析国家基本药物制度实施对患者医疗负担的影响。

表 5 报告了国家基本药物制度对次均门诊药品费用和非药品费用的短期回归结果: 相对于非试点机构, 试点机构的次均门诊药品费用在国家基本药物制度实施当年显著下降了 21.4%, 解释了次均门诊费用 12.36% 的下降 (21.4%×57.73%)^①。另外, 次均门诊非药品费用显著下降了 27.2%, 解释了次均门诊费用 11.50% 的下降 (27.2%×42.27%)^②。说明门诊费用的下降部分来自门诊药品费用和非药品费用两部分的下降。

表 5 国家基本药物制度实施与次均门诊药品费用和非药品费用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	次均门诊药品费用(取对数)			次均门诊非药品费用(取对数)		
<i>Pilot</i>	0.625 [*] (0.360)	0.428 (0.371)		0.757 ^{**} (0.326)	0.513 (0.340)	
2010	0.048 ^{***} (0.007)	0.033 ^{***} (0.006)	0.039 ^{***} (0.008)	0.066 ^{***} (0.007)	0.047 ^{***} (0.006)	0.061 ^{***} (0.006)
<i>Pilot</i> ×2010	-0.253 ^{**} (0.105)	-0.271 ^{***} (0.094)	-0.214 ^{***} (0.053)	-0.338 ^{***} (0.111)	-0.362 ^{***} (0.096)	-0.272 ^{***} (0.048)
卫生技术人员		0.006 ^{***} (0.000)	0.002 ^{**} (0.001)		0.009 ^{***} (0.001)	0.002 ^{***} (0.001)
实有床位		0.002 ^{***} (0.000)	0.000 (0.001)		0.002 ^{***} (0.000)	0.000 (0.001)
年份、地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	1.352 ^{***} (0.051)	1.148 ^{***} (0.050)	1.308 ^{***} (0.037)	1.181 ^{***} (0.053)	0.895 ^{***} (0.049)	1.212 ^{***} (0.034)
观测值	3 298	3 298	3 298	3 299	3 299	3 299
R^2	0.158	0.355	0.084	0.120	0.390	0.192

表 6 报告了国家基本药物制度实施对次均住院药品费用和非药品费用的回归结果: 相对于非试点机构, 试点机构的次均住院药品费用在国家基本药物制度实施当年显著下降了 25.1%, 解释了次均住院费用 12.94% 的下降 (25.1%×51.54%)。另外, 次均住院非药品费用下降 8.3%, 解释了次均住院费用 4.02% 的下降 (8.3%×48.46%), 但统计上并不显著, 说明住院费用的下降部分来自药品费用的下降。综合表 5 和表 6 的结果可知, 国家基本药物制度的实施有效降低了患者的药品费用, 进而减轻了医疗负担。

①这里的 57.13%, 表示制度实施前 (2007-2009 年) 每家医疗机构的平均门诊药占比, 计算公式为:

$$\frac{\Delta y}{y} = \frac{y_1}{y} \times \frac{\Delta y_1}{y_1} + \frac{y_2}{y} \times \frac{\Delta y_2}{y_2}, \text{ 其中 } y \text{ 表示门诊总费用, } y_1 \text{ 表示门诊药品费用, } y_2 \text{ 表示门诊非药品费用。}$$

②我们将门诊总费用分为药品费用和非药品费用, 因此门诊非药品费用占比 42.27% = 1-57.73%。后文住院药品费用占比 51.54% 和非药品费用占比 48.46%, 也是同样的计算过程。

表 6 国家基本药物制度实施与次均住院药品费用和非药品费用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	次均住院药品费用(取对数)			次均住院非药品费用(取对数)		
<i>Pilot</i>	3.099 *** (0.204)	2.228 *** (0.174)		3.116 *** (0.196)	2.163 *** (0.149)	
2010	0.109 *** (0.021)	0.034 * (0.019)	0.155 *** (0.017)	0.076 *** (0.021)	-0.008 (0.017)	0.112 *** (0.014)
<i>Pilot</i> ×2010	-0.250 (0.264)	-0.311 (0.236)	-0.251 * (0.145)	-0.122 (0.249)	-0.173 (0.209)	-0.083 (0.099)
卫生技术人员		0.012 *** (0.002)	0.002 (0.002)		0.011 *** (0.001)	0.003 (0.002)
实有床位		0.017 *** (0.001)	0.004 ** (0.001)		0.020 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)
年份、地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	2.996 *** (0.170)	2.486 *** (0.144)	2.496 *** (0.085)	3.259 *** (0.162)	2.745 *** (0.131)	2.928 *** (0.071)
观测值	3 287	3 287	3 287	3 299	3 299	3 299
R^2	0.099	0.464	0.197	0.121	0.557	0.182

另外一种观点认为,患者医疗负担与国家基本药物制度实施带来的财务结构和激励机制的变化有关(Zhang et al., 2014)。国家基本药物制度实施后,为了弥补基层医疗机构收入的减少,政府增加了财政补贴(Barber et al., 2013),而这些财政补贴被用来支持基层医疗机构的日常运营。对此,我们对基层医疗机构的财政补贴收入情况进行分析。

表 7 报告了国家基本药物制度实施对基层医疗机构的政府财政补贴收入的影响。我们发现,国家基本药物制度实施使得试点机构的财政补贴收入增加 18.4%,且在 1% 的显著水平上显著,表明政府对基层医疗机构的财政补贴基本达到 15% 的补偿目标。此外,我们根据政府对医疗机构财政补贴力度的不同,分析国家基本药物制度实施对患者医疗负担影响的异质性^①。

表 7 国家基本药物制度实施与财政补贴收入

变量	(1)	(2)	(3)
	财政补贴收入(取对数)		
<i>Pilot</i>	0.904 *** (0.023)	0.834 *** (0.025)	
2010	0.122 *** (0.004)	0.117 *** (0.004)	0.136 *** (0.004)
<i>Pilot</i> ×2010	0.201 *** (0.030)	0.195 *** (0.031)	0.184 *** (0.023)
卫生技术人员		0.002 *** (0.000)	-0.000 (0.001)
实有床位		0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.000)
年份、地区固定	YES	YES	YES
常数项	0.150 *** (0.025)	0.093 *** (0.025)	-0.035 * (0.018)
观测值	3 037	3 037	3 037
R^2	0.525	0.577	0.722

注:由于 2007 年和 2008 年没有基本药物补贴,本部分只使用了 2009 年和 2010 年的数据。

^①先计算每家试点医疗机构每年的补贴收入占总收入的比例,然后计算多年财政补贴到位程度的平均水平。

如表8所示,我们发现获得财政补贴力度越大的医疗机构,患者的次均门诊费用和次均住院费用下降越多,这进一步证实了财政补贴对减轻患者医疗负担的作用。因此,短期来看,国家基本药物制度实施后,政府给予基层医疗机构的财政补贴有效减轻了患者的医疗负担。

表8 财政补贴力度与患者医疗负担的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	次均门诊费用(取对数)			次均住院费用(取对数)		
<i>Pilot</i>	1.147 ** (0.447)	0.987 ** (0.455)		4.226 *** (0.152)	3.194 *** (0.143)	
2010	0.408 *** (0.038)	0.333 *** (0.037)	0.206 *** (0.033)	0.330 ** (0.135)	-0.218 * (0.117)	0.624 *** (0.074)
<i>Pilot</i> ×2010	-0.249 *** (0.046)	-0.288 *** (0.044)	-0.127 ** (0.061)	0.400 *** (0.107)	0.198 * (0.108)	0.090 (0.103)
政府补贴占比	-0.046 (0.194)	0.011 (0.184)	-0.037 (0.187)	0.812 (0.653)	0.457 (0.509)	-0.418 (0.304)
<i>Pilot</i> ×政府补贴占比	-0.216 (0.303)	-0.185 (0.292)	-0.165 (0.266)	-0.389 (0.867)	-0.061 (0.812)	0.757 * (0.440)
2010×政府补贴占比	0.063 * (0.036)	0.034 (0.034)	0.001 (0.036)	0.482 *** (0.137)	0.434 *** (0.106)	0.053 (0.073)
<i>Pilot</i> ×2010×政府补贴占比	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.050 * (0.030)	-0.007 *** (0.000)	-0.005 *** (0.000)	-0.053 ** (0.021)
卫生技术人员		0.005 *** (0.000)	-0.001 (0.001)		0.008 *** (0.002)	0.000 (0.002)
实有床位		0.001 *** (0.000)	0.001 (0.001)		0.021 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
年份、地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	1.862 *** (0.047)	1.719 *** (0.045)	2.054 *** (0.036)	3.955 *** (0.171)	3.560 *** (0.145)	3.812 *** (0.060)
观测值	3 031	3 031	3 031	3 033	3 033	3 033
R^2	0.192	0.291	0.165	0.143	0.472	0.203

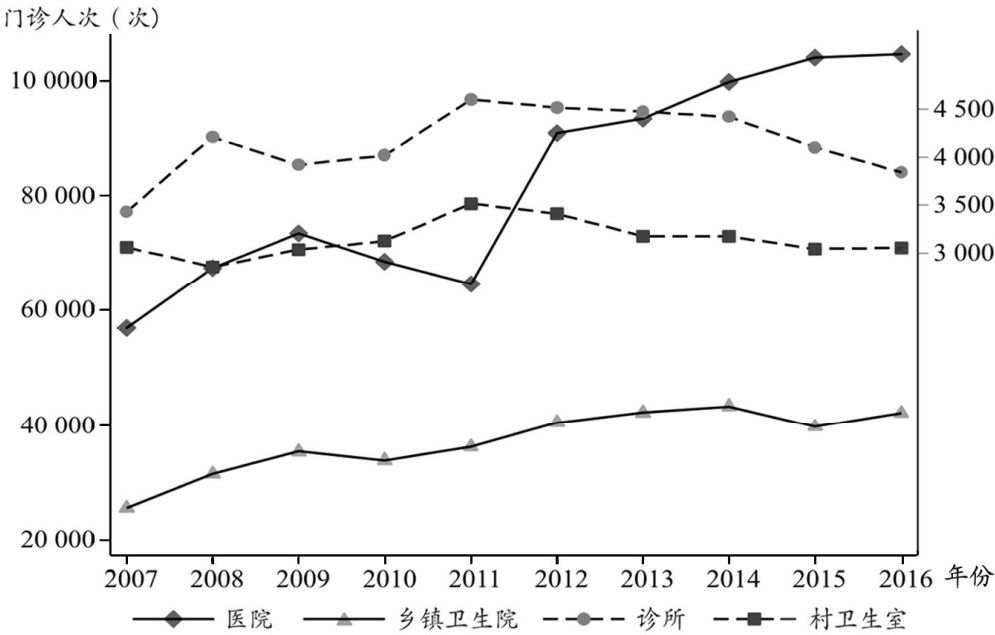
注:政府补贴占比=政府财政补贴/总收入。

另外,有观点指出试点机构医疗费用的下降与就诊人次减少有关(Fang et al., 2013;何平等, 2011)。基本药物制度实施后,试点的基层医疗机构只能使用国家基本药物目录中的药品,然而这些基本药物有时不能够满足复杂诊疗的需求(Zhang et al., 2014)。此外,基本药物是在严格的管控下集中招标采购并配送,这样病人在获取基本药物时可能会出现延误(Hu, 2013)。因此,一些重症病人为了获得基本药物,更有可能选择二级、三级医院接受治疗,这样反而加重了患者的医疗负担(Song et al., 2014;何平等, 2011;王宪祥等, 2014)。

表9报告了国家基本药物制度实施对门诊人次和住院人次的影响。我们发现,国家基本药物制度实施后,门诊人次和住院人次短期内并未发生显著的变化。另外,从图5我们可以看出,2009年国家基本药物制度实施后,除了医院门诊人次变化较大,基层医疗机构的门诊人次基本保持不变。表明前文患者医疗负担的下降是由国家基本药物制度实施导致的,与患者就诊人次变化并无显著的关系。

表 9 国家基本药物制度实施与门诊人次和住院人次

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	门诊人次(取对数)			住院人次(取对数)		
<i>Pilot</i>	0.829 ** (0.407)	-0.360 (0.321)		4.602 *** (0.312)	3.026 *** (0.245)	
2010	0.097 *** (0.027)	0.004 (0.024)	0.050 ** (0.022)	-0.024 (0.032)	-0.162 *** (0.025)	0.018 (0.015)
<i>Pilot</i> ×2010	-0.491 (0.530)	-0.605 (0.449)	-0.277 (0.232)	0.061 (0.401)	-0.022 (0.336)	0.042 (0.131)
卫生技术人员		0.043 *** (0.002)	0.013 *** (0.004)		0.017 *** (0.002)	0.004 (0.003)
实有床位		0.009 *** (0.001)	0.001 (0.002)		0.034 *** (0.002)	0.009 *** (0.001)
年份、地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	9.853 *** (0.199)	8.536 *** (0.176)	8.643 *** (0.126)	4.995 *** (0.248)	4.160 *** (0.189)	5.089 *** (0.091)
观测值	3 299	3 299	3 299	3 299	3 299	3 299
<i>R</i> ²	0.111	0.497	0.061	0.120	0.581	0.134



注:村卫生室和诊所的就诊人次以右坐标为纵坐标,乡镇卫生院和医院以左坐标为纵坐标。

图 5 不同医疗机构的门诊人次

(四) 实证结果分析:国家基本药物制度实施的长期影响

前文的回归结果均为国家基本药物制度实施对患者医疗负担的短期效应,但尚未说明该制度对患者医疗负担的减轻是否具有持续的推动作用。对此,我们根据成都市基本药物制度分层推进的特征,选取不同性质的对照组来进一步探讨长期效应。

1. 引入其他非试点地区的县级公立医院作为对照组

由前文的政策背景和模型设计可知,自 2013 年 10 月 1 日起,成都市县级公立医院开始取消药品加成(不包括中药饮片)。因此,我们以其他非试点地区的县级公立医院作为 2009 年底试点乡镇卫生院(或社区卫生服务中心)的对照组,来识别国家基本药物制度实施在

2010-2013 年的长期效应。由图 6 和图 7 可知,试点组 and 对照组基本满足平行趋势假设。



图 6 县级公立医院的次均门诊费用



图 7 县级公立医院的次均住院费用

图 8 和图 9 报告了国家基本药物制度实施对门诊患者和住院患者医疗负担的长期影响。我们发现,截至 2013 年底,次均门诊费用显著下降,有效降低了门诊患者的医疗负担,而次均住院费用的长期变化并不显著^①。

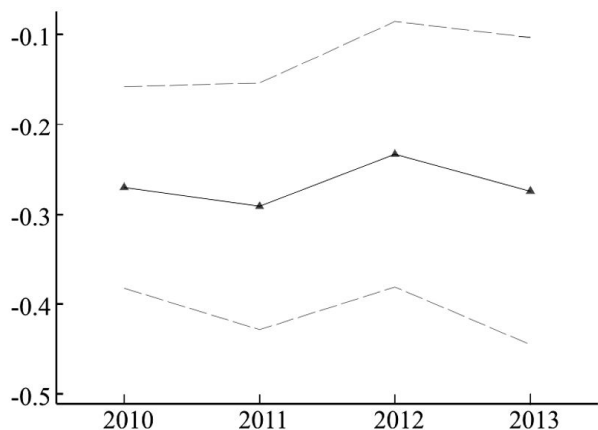


图 8 次均门诊费用的长期效应(2010-2013)

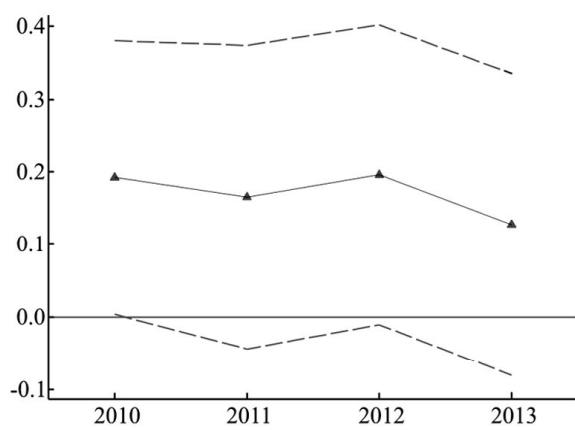


图 9 次均住院费用的长期效应(2010-2013)

为了进一步考察财政补贴对试点基层医疗机构的长期影响,本文根据试点医疗机构获得财政补贴的力度将其分为补贴较少、中等和最多三类,如图 10-15 所示。

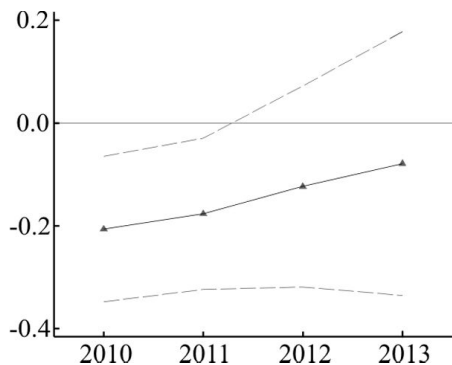


图 10 补贴较少机构的次均门诊费用(2010-2013)

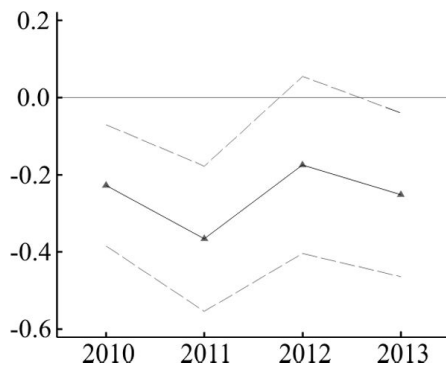


图 11 补贴中等机构的次均门诊费用(2010-2013)

^①图 8-15 和图 18-25 都是基于回归结果绘制,图中实线为回归系数,虚线为 95% 的置信区间。限于篇幅,这部分分析结果我们没有在论文中报告,读者如有需要可以联系作者获取。

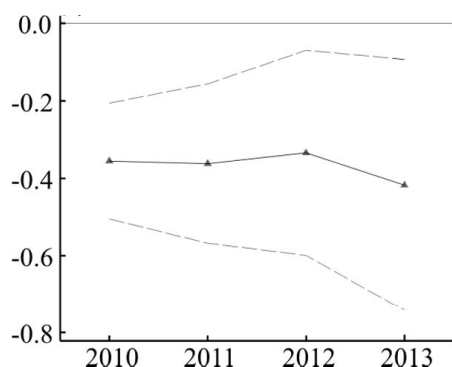


图 12 补贴最多机构的次均门诊费用 (2010-2013)

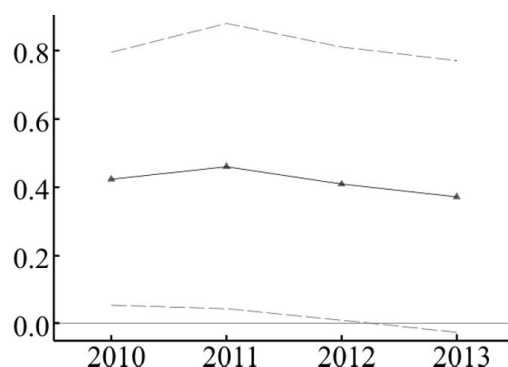


图 13 补贴较少机构的次均住院费用 (2010-2013)

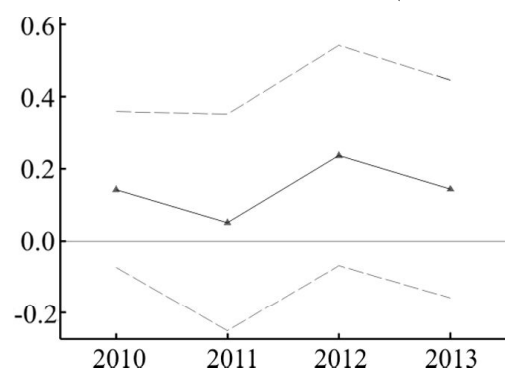


图 14 补贴中等机构的次均住院费用 (2010-2013)

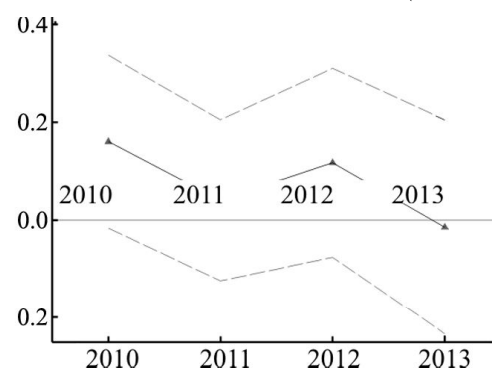


图 15 补贴最多机构的次均住院费用 (2010-2013)

由图 10-12 可知,截至 2013 年底,补贴较少、中等机构的次均门诊费用在 2010-2011 年显著下降,而补贴最多机构在 2010-2013 年都显著下降。由图 13-15 可知,截至 2013 年底,对于次均住院费用,补贴较少机构显著增加,补贴中等机构增加但不显著,而补贴最多机构呈下降趋势。总之,随着补贴力度增加,医疗机构的次均门诊费用显著下降,而次均住院费用先增加后减少,但并不显著。

2. 引入其他非试点地区的城市公立医院作为对照组

由前文的政策背景和模型设计可知,从 2016 年 12 月 20 日起,四川省所有城市公立医院取消药品加成(中药饮片除外),实行药品零差率销售。因此,我们以非试点地区的城市公立医院作为 2010 年初试点乡镇卫生院(或社区卫生服务中心)的对照组,进一步识别国家基本药物制度实施在 2010-2016 年的长期效应。由图 16 和图 17 可知,试点组和对照组基本满足平行趋势假设。

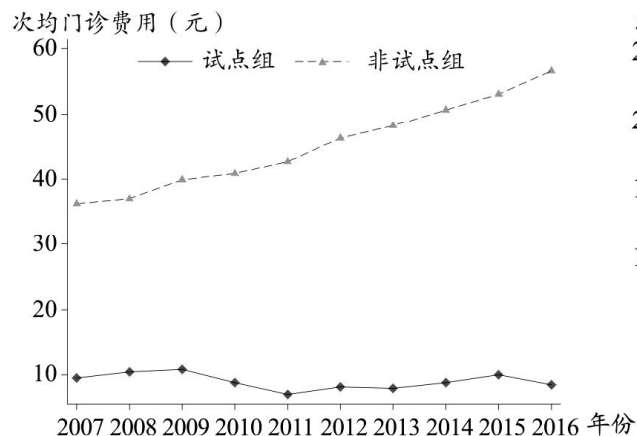


图 16 城市公立医院的次均门诊费用

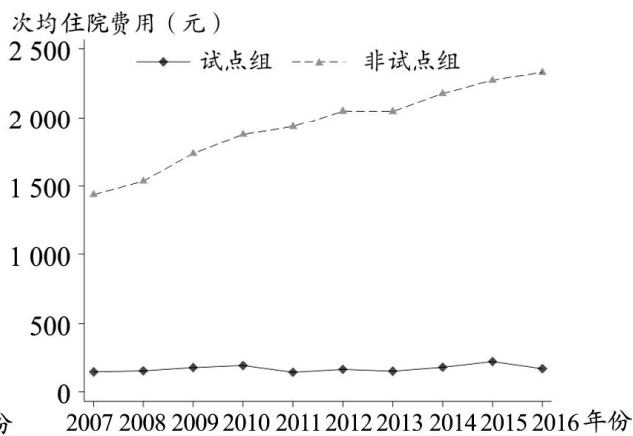


图 17 城市公立医院的次均住院费用

如图 18 和图 19 所示,与县级公立医院的结果类似,截至 2016 年底,试点基层医疗机构的次均门诊费用显著下降,有效降低了门诊患者的医疗负担,但次均住院费用的长期变化不显著。

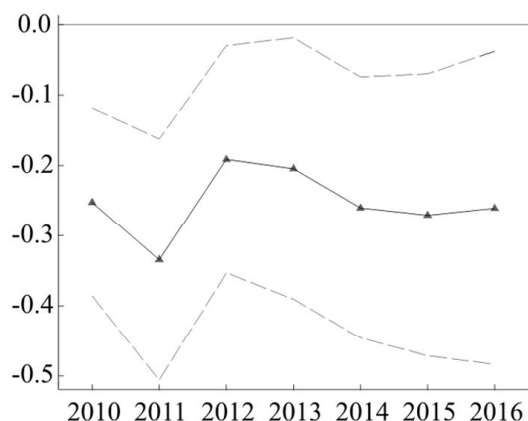


图 18 次均门诊费用的长期效应 (2010-2016)

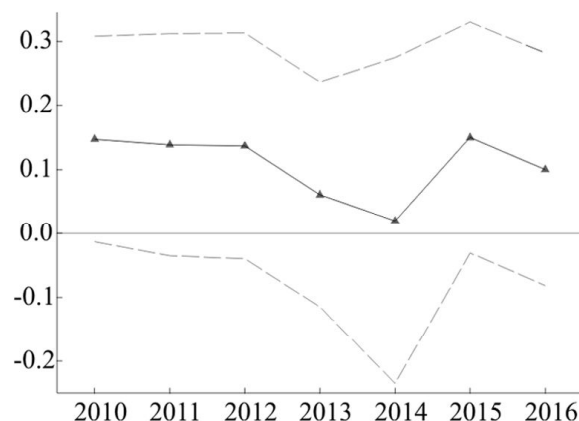


图 19 次均住院费用的长期效应 (2010-2016)

关于医疗机构获得的财政补贴,与前文县级公立医院的结果类似,具体如图 20-25 所示。我们发现,截至 2016 年底,随着补贴逐渐到位,医疗机构的次均门诊费用显著下降,而次均住院费用先增加后减少,但不显著。

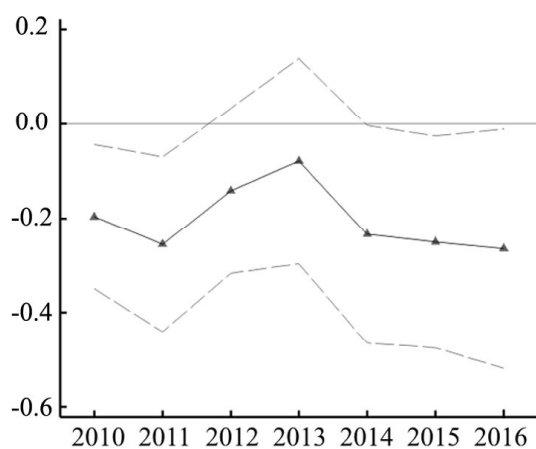


图 20 补贴较少机构的次均门诊费用 (2010-2016)

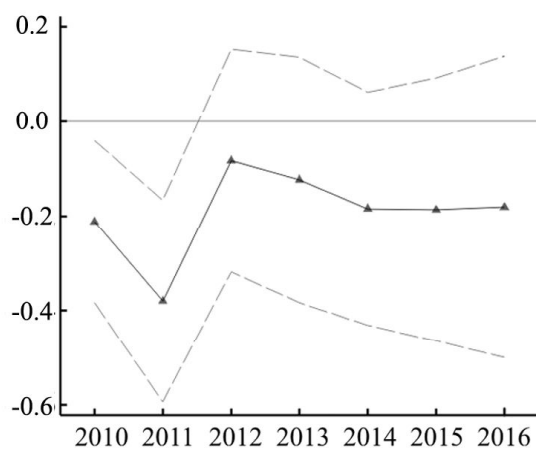


图 21 补贴中等机构的次均门诊费用 (2010-2016)

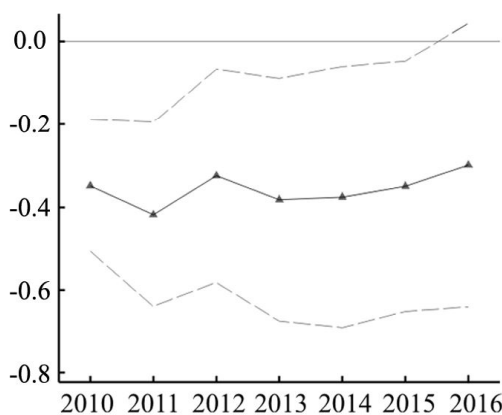


图 22 补贴最多机构的次均门诊费用 (2010-2016)

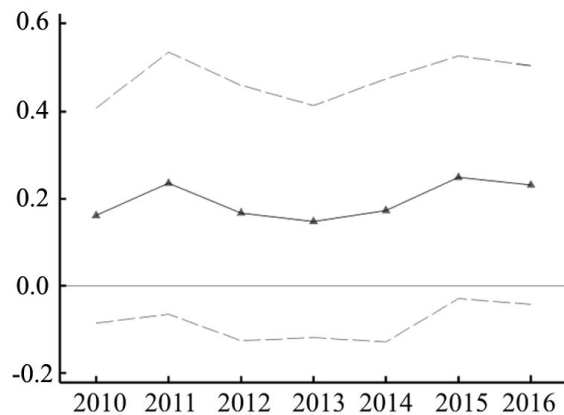


图 23 补贴较少机构的次均住院费用 (2010-2016)

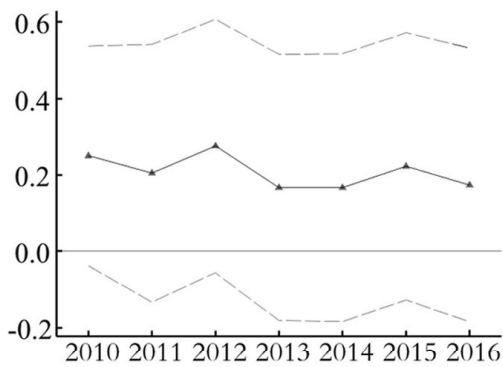


图 24 补贴中等机构的次均住院费用 (2010-2016)

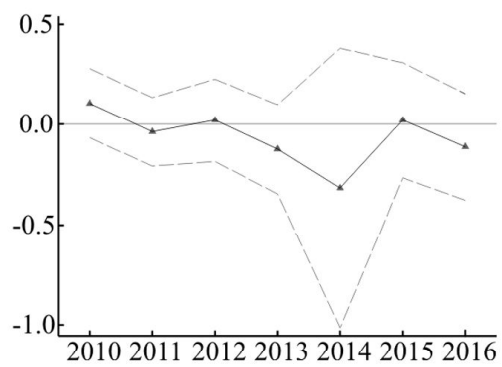


图 25 补贴最多机构的次均住院费用 (2010-2016)

(五) 稳健性分析

1. 运用倾向得分匹配-倍差模型 (PSM-DID)

在我们的样本中,试点医疗机构和非试点医疗机构的在职人员和基础设施均有差异,如前文表 2 所示,试点医疗机构的卫生技术人员和实有床位较多,且差异显著。因此,我们结合倾向得分匹配方法 (PSM) 来解决控制变量的系统差异对政策效应估计可能产生的偏差,表 10 汇报了倾向得分匹配-倍差法的回归结果。Part A 部分是门诊情况,结果显示,基本药物制度实施以后,次均门诊费用、药品费用和非药品费用分别显著下降 18.6%、19.5% 和 14.8%,门诊药占比和门诊人次分别下降 1.9% 和 26.2%,但并不显著。Part B 部分是住院情况,结果显示,基本药物制度实施以后,次均住院费用、药品费用和非药品费用分别显著下降 38.9%、61.0% 和 25.8%,住院药占比显著下降 7.7%,出院人次下降 12.2%,但并不显著。另外,我们发现,除了次均住院费用的系数有较大差异外,其他变量的结果和前文表 4 单独采用双重差分模型 (DID) 的结果在数值和显著性上都差别不大。这表明,尽管我们的样本可能存在不可避免的偏差,但是这并没有影响本文结论的稳健性。

表 10 国家基本药物制度实施与患者的医疗负担 (PSM-DID)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Part A: 门诊					
变量	次均门诊费用	次均门诊药品费用	门诊非药品费用	门诊药占比	门诊人次
PSM-DID	-0.186*** (0.0482)	-0.1985*** (0.0432)	-0.148*** (0.0489)	-0.019 (0.012)	-0.262 (0.127)
观测值	1 377	1 370	1 444	1 443	1 443
R ²	0.043	0.034	0.078	0.052	0.011
Part B: 住院					
变量	次均住院费用	次均住院药品费用	住院非药品费用	住院药占比	出院人次
PSM-DID	-0.389*** (0.087)	-0.610*** (0.080)	-0.258*** (0.089)	-0.077*** (0.013)	-0.122 (0.140)
观测值	1 435	1 362	1 443	1 443	1 444
R ²	0.057	0.131	0.056	0.024	0.012

2. 平行趋势假设检验

使用 DID 方法进行回归估计,首先需要满足平行趋势假设 (Common Trend Assumption),即实验组个体如果没有接受干预,其结果的变动趋势将与对照组的变动趋势相同,也即政策实施前实验组和对照组不能有系统性的趋势差异。正如前文图 3 和图 4、图 6 和图 7、图 16 和图 17 所示,我们发现,在国家基本药物制度实施以前 (2010 年之前),试点机构和非试点机

构的次均门诊和住院费用变化趋势基本一致,而 2010 年及以后差异较为显著。因此,试点机构和非试点机构的次均门诊和住院费用在国家基本药物制度实施之前满足平行趋势假设。

3. 安慰剂检验

为了进一步检验国家基本药物制度的政策效应,本文将真正的实验组新津县、双流县和温江区删除,然后从对照组中随机挑选一个区县(大邑县)作为虚拟的伪实验组,以其他区县的乡镇卫生院(或社区卫生服务中心)作为对照组进行安慰剂检验^①。具体而言,我们假定对照组中大邑县在 2010 年初实施了国家基本药物制度,检验结果如表 11 所示。可以看出,次均门诊和次均住院费用的系数都不显著,表明前文估计结果是国家基本药物制度实施的政策效果。

表 11 国家基本药物制度实施效果的安慰剂检验(假定大邑县为试点县)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	次均门诊费用(取对数)			次均住院费用(取对数)		
<i>Pilot</i>	0.697 *** (0.174)	0.653 *** (0.151)		0.940 ** (0.375)	0.703 *** (0.273)	
2010	0.071 *** (0.008)	0.053 *** (0.008)	0.058 *** (0.008)	0.062 ** (0.025)	-0.024 (0.020)	0.107 *** (0.016)
<i>Pilot</i> ×2010	-0.049 (0.164)	-0.093 (0.147)	-0.029 (0.119)	0.173 (0.289)	0.003 (0.260)	0.027 (0.269)
卫生技术人员		0.010 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)		0.012 *** (0.002)	0.003 (0.002)
实有床位		0.002 *** (0.000)	0.001 (0.001)		0.022 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
年份、地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	1.822 *** (0.060)	1.501 *** (0.058)	1.781 *** (0.047)	3.918 *** (0.187)	3.294 *** (0.157)	3.362 *** (0.089)
观测值	2 732	2 732	2 732	2 733	2 733	2 733
R^2	0.102	0.369	0.146	0.090	0.518	0.172

四、结论

随着中国当前医疗费用支出的日益上涨,如何切实降低患者的医疗负担成为政策制定者和社会各界关心的重要问题。其中,国家基本药物制度是 2009 年底在基层医疗机构率先推出的一项旨在抑制“大处方”、规范医生合理用药、减轻患者负担的政策。然而,目前针对国家基本药物制度实施效果的研究较少,且结论尚未一致。部分研究认为,尽管药品零差率政策控制了药品费用的上涨,但医疗总费用的上涨趋势没有发生显著变化,这说明虽然患者支付的药品费用显著下降了,但是非药品的医疗负担反而经历了更快的上涨,结果导致实际的医疗负担并没有减轻。因此,国家基本药物制度实施的情况及效果究竟如何,能否从一定程度上缓解“看病难、看病贵”现象,能否有效提升医疗机构服务能力和减轻患者医疗负担,亟需进行系统评价。鉴于此,本文基于成都市 2007–2016 年医疗卫生机构年度统计数据,采用双重差分模型(DID),评估国家基本药物制度的实施对患者医疗负担的短期影响和长期影响,并进一步探讨其中的影响机制。

^①本文也从对照组中随机抽取金堂县、蒲江县、都江堰市和新都区作为伪实验组进行安慰剂检验,结果变化不大。由于篇幅所限,原文只汇报了大邑县的安慰剂检验结果。

首先,我们发现,国家基本药物制度实施之后,相对于非试点的基层医疗机构,试点机构的总药品费用下降 32%,药品费用占比下降 3.28%。具体到门诊和住院,次均门诊费用和次均门诊药品费用短期显著下降 29.2%和 21.4%;次均住院费用和次均住院药品费用分别显著下降 18.3%和 25.1%。由此可见,2009 年底实施的国家基本药物政策短期内显著降低了门诊患者和住院患者的医疗负担。此外,我们还进一步分析了国家基本药物制度的长期效应,发现次均门诊费用显著下降,且次均门诊药品费用下降幅度更大,但次均住院费用和次均住院药品费用都变化不明显。最后,我们也从政府财政补贴视角探讨了影响机制,证明了政府财政补贴是影响国家基本药物制度实施效果的关键因素:对于基层医疗机构而言,如果政府财政补贴到位,国家基本药物制度在短期与长期都显著降低了医疗费用负担;而如果政府财政补贴不到位,则国家基本药物制度只有短期的效果,较长时期内会因为医疗机构不得不提高非药品费用,最终导致政策实施的效果大大削弱。

因此,本文的研究结果表明,基本药物零差率销售可以降低患者医疗负担,但一个很重要的前提是政府对基层医疗机构的补贴能够到位。目前,我国基层医疗机构的财政补偿主要是由地方财政买单,各地区千差万别的财政状况就可能成为国家基本药物制度实施效果出现差异的一个关键原因。财政投入不足及财政压力巨大也可能成为制约国家基本药物制度发挥效果的最大阻力。

参考文献:

- 1.杜念宇、徐程、舒艳,2015:《基本药物制度实施对药品价格和医疗费用的影响——基于医保报销数据的实证研究》,《中国经济问题》第 1 期。
- 2.高广颖、洪亚丽、李恩奎,1997:《医疗服务价格指数分析》,《中国卫生经济》第 12 期。
- 3.顾昕,2011:《行政型市场化与中国公立医院的改革》,《公共行政评论》第 3 期。
- 4.何平、刘博、孙强,2011:《安徽省基本药物改革前后新农合住院病人流向与医疗费用比较》,《中国卫生政策研究》第 11 期。
- 5.胡善联,2012:《我国基本药物制度改革的进展与挑战》,《中国卫生政策研究》第 7 期。
- 6.胡霞、黄文龙、李亚楠,2010:《对新医改中推行国家基本药物制度的建议》,《中国药业》第 4 期。
- 7.郎颖、李林贵,2010:《宁夏银川社区卫生服务机构药品“零差率”财政补偿机制探讨》,《中国药房》第 36 期。
- 8.李玲,2012:《基本药物制度动了谁的奶酪——关于基本药物制度的几个观点》,《中国卫生资源》第 1 期。
- 9.刘国恩,2014:《基本药物制度的漏洞》,《新世纪周刊》第 14 期。
- 10.饶克勤、刘新明,2007:《国际医疗卫生体制改革与中国》,中国协和医科大学出版社。
- 11.孙静,2009:《WHO 基本药物概念与国家实践》,《中国卫生政策研究》第 1 期。
- 12.唐镜波、孙静,2005:《WHO 国家药物政策及合理用药理论和实践》,中国科学技术出版社。
- 13.田文君、刘宝杰,2017:《药品加成政策从出场、在场到终结的哲学思考》,《改革与开放》第 13 期。
- 14.王宪祥、王春平、桑新刚、王黎勇、马安宁,2014:《基本药物制度对乡镇卫生院医疗服务提供影响的研究》,《中国卫生经济》第 11 期。
- 15.吴曼、刘建民、范德惠,2009:《药品差价率变化对医药费用及患者经济负担的影响》,《卫生经济研究》第 12 期。
- 16.武宁、杨洪伟,2013:《努力实现国家基本药物制度自身的政策功能》,《中国药房》第 24 期。
- 17.于风华、孟庆跃、王健、刘冰、孔令谱、杨恒宝,2011:《基本药物零差率销售对乡镇卫生院经济补偿的影响研究》,《中国卫生经济》第 1 期。
- 18.郑格琳、郑蕾、杨安、杨永生、陈珞珈,2015:《取消药品加成政策起源分析》,《中国卫生经济》第 2 期。
- 19.朱恒鹏,2010:《基本药物制度:路在何方》,《中国社会科学院研究生院学报》第 5 期。
- 20.Barber, S. L., B. Huang, B. Santoso, R. Laing, V. Paris, and C. Wu. 2013. “The Reform of the Essential Medicines System in China: A Comprehensive Approach to Universal Coverage.” *Journal of Global Health* 3(1):010303.
- 21.Ding, L., and J. Wu. 2017. “The Impact of China’s National Essential Medicine Policy and Its Implications for

- Urban Outpatients: A Multivariate Difference-in-Differences Study.” *Value in Health* 20(3): 412–419.
22. Fang, Y., A. K. Wagner, and S. Yang. 2013. “Access to Affordable Medicines after Health Reform: Evidence from Two Cross-sectional Surveys in Shanxi Province, Western China.” *The Lancet Global Health* 1(4): 227–237.
23. Hu, S. 2013. “Essential Medicine Policy in China: Pros and Cons.” *Journal of Medical Economics* 16(2): 289–294.
24. Li, Q., F. Chen, M. Yang, L.Y. Lu, J. Pan, X.S. Li, and Q. Meng. 2018. “The Effect of China’s National Essential Medicine Policy on Health Expenses: Evidence from a National Study.” *The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing* 55: 1–11.
25. Ren, Y., M. Yang, Q. Li, J. Pan, F. Chen, X.S. Li, and Q. Meng. 2017. “Assessing Dose-response Effects of National Essential Medicine Policy in China: Comparison of Two Methods for Handling Data with a Stepped Wedge-Like Design and Hierarchical Structure.” *BMJ Open* 7(2): e013247.
26. Song, Y., Y. Bian, M. Petzold, L. Li, and A. Yin. 2014. “Effects of the National Essential Medicine System in Reducing Drug Prices: An Empirical Study in Four Chinese Provinces.” *Journal of Pharmaceutical Policy and Practice* 7(1): 12.
27. World Health Organization. 1977. “The Selection of Essential Drugs: Report of a WHO Expert Committee.” WHO Technical Report Series, No. 615. Geneva: World Health Organization.
28. World Health Organization. 2002. “Promoting Rational Use of Medicines: Core Components.” Geneva: World Health Organization. <http://archives.who.int/tbs/rational/h3011e.pdf>.
29. Yi, H., M. Grant, L. Zhang, S. Li, and R. Scott. 2015. “Intended and Unintended Consequences of China’s Zero Markup Drug Policy.” *Health Affairs* 34(8): 1391–1398.
30. Zhang, X., Q. Wu, G. Liu, L. Ye, L. Gao, B. Guo, W. Fu, Y. Hao, Y. Cui, W. Huang, P. C. Coyte. 2014. “The Effect of the National Essential Medicines Policy on Health Expenditures and Service Delivery in Chinese Township Health Centres: Evidence from a Longitudinal Study.” *BMJ Open* 4(12): e006471.

Does the Reform of China’s National Essential Medicine Policy Reduce the Patients’ Medical Burden?

He Qinghong¹, Zhao Shaoyang² and Zang Wenbin¹

(1: The School of Public Administration, Southwestern University of Finance and Economics;
2: School of Economics, Sichuan University)

Abstract: National Essential Medicine Policy is an important reform in China’s medical system. However, there is no consistent conclusion on whether this reform reduces patients’ medical burden. Based on the survey data of health resources and medical services in Chengdu from 2007 to 2016, this paper uses the Difference-in-Differences model to investigate the impact of the National Essential Medicine Policy on patients’ medical burden. The results show that, compared with non-pilot primary medical institutions, the average outpatient cost and hospitalization costs in pilot institutions decrease by 29% and 19% respectively in the short term; the average outpatient and inpatient drug costs in pilot institutions decrease by 22.2% and 26.2% respectively. We further compare county-level public hospitals with urban ones to investigate the long-term dynamic effects. Results show that the effect on average hospitalization cost is weaker in a longer period, while average outpatient cost decreases permanently. Finally, we also find that after the policy, the magnitudes and dynamic changes of medical costs are closely related to the government subsidies received by primary care institutions.

Keywords: Primary Medical Institutions, Medical Burden, Dynamic Effect, Government Subsidies, Difference-in-Differences

JEL Classification: D12, I18

(责任编辑:彭爽)