



No.C2016002

2016-2-22

公立医院改革研究：三明医改的做法、效果与政策启示

李玲 傅虹桥 杨春雨¹

内容提要：如何进行公立医院改革是我国医药卫生体制改革的难点。2013 年以来，福建三明市通过重构公立医院治理结构和医生激励机制等系统改革措施重建了公立医院制度。基于 2008 年-2014 年公立医院年度财务数据和三明公立医院医疗质量数据，本文利用双重差分法探究了改革对医疗费用、医疗服务使用量和医疗质量的影响。研究发现，三明公立医院改革显著降低了医疗费用特别是药品费用，且没有显著影响医疗服务使用量和医疗质量。回归结果显示，三明医改提高了公立医院的治理水平。三明的做法表明，相比于以往单一化的改革措施，注重行政手段、市场机制和现代管理手段的配合，进行多因素、多层面、综合协调的系统性改革是公立医院改革的关键。研究结果对加快推动公立医院改革乃至医药卫生体制改革具有政策启示意义。

关键词：公立医院改革 治理结构 激励机制 三明

¹李玲，北京大学国家发展研究院，Email: lingli@nsd.pku.edu.cn。傅虹桥，北京大学国家发展研究院，哈佛大学公共卫生学院，Email: fuhongqiao900824@126.com。杨春雨，北京大学国家发展研究院，Email: yangchunyu.pku@foxmail.com。本文作者感谢美国哈佛大学教授 William Hsiao，北京大学雷晓燕副教授、席天扬副教授，哈佛大学李明强博士、黄炜博士，美国哈佛大学 China Health Forum 参与者以及北京大学中国经济研究中心卫生经济学 workshop 参与者的有益评论，当然文责自负。

一、引言

公立医院改革是我国医药卫生体制改革的关键与难点。公立医院在我国医疗服务体系中占据着主导地位,提供了超过80%以上的门诊服务和住院服务(中国卫生统计年鉴,2014)。但是,长期以来由于治理结构的不合理和激励机制的扭曲,公立医院较大程度依赖于药品收入和检查收入,导致医院和医生更偏好昂贵的药品和高新技术,倾向于提供不必要的药品和诊疗服务,存在着资源浪费、宏观效率低下等问题(Eggleston et al., 2007; Yip and Hsiao, 2009)。这些问题在很大程度上导致了医疗费用的快速上涨,损害了医疗卫生体系的公平性(Blumenthal and Hsiao, 1995; Yip et al., 2010)。虽然政府已经意识到了这些问题,2009年新医改以来也采取了一些措施来改革公立医院(例如药品零加成政策、调整医疗服务价格等),但效果有限。已有的研究表明,公立医院改革措施在降低费用、提高服务可及性和公平性等方面并没有取得显著的效果(Wu, 2012; Yi et al., 2015)。目前,无论在理论方面还是实证方面,现有文献都缺乏关于公立医院改革的系统性研究。

影响公立医院改革乃至医药卫生体制改革效果的关键是改革措施的系统性(Hsiao, 2003; Shakarishvili et al., 2010)。基于组织经济学理论和信息经济学理论,本文认为完善治理结构和调整医生激励机制是重建公立医院制度的两个关键方面。根据组织经济学的理论(Brickley et al., 1995; Brickley et al., 2009),良好的治理结构取决于三个关键因素:决策权的分配(the assignment of decision rights)、考核体系(the performance evaluation system)和奖惩机制(the methods of rewarding individuals)。这三个因素是否相互协调将在很大程度上决定组织的效率与表现(Nagar, 2002; Demers et al., 2002; Thibodeau et al., 2007)。这意味着,在改变任何一个因素的同时,需要考虑三者之间的相互配合,才有可能提高整体的效率。对公立医院治理结构而言,政府虽然举办公立医院,但需要下放决策权,把公立医院的日常管理工作委托给医院院长,以降低信息传递的成本。但是,决策权下放可能会导致委托代理问题,院长可能利用信息优势偏离委托人(政府)的目标。因此,政府需要建立考核体系和奖惩机制来引导院长的行为尽可能符合政府设定的目标。此外,重构公立医院的治理结构还应考虑公共部门的多委托人的问题(Dixit, 2006)。由于不同委托人——比如卫生计生委、财政部、人社部等——的目标不尽相同,公立医院面临的政策管制可能会相互冲突,这种冲突会导致公立医院缺乏明确统一的目标,从而影响公立医院的整体表现。另一方面,对公立医院改革来说,给予医生正确的激励也非常关键。在医疗市场中,医生和患者存在信息不对称,医生可能会根据激励的不同,向患者提供不同水平、不同医疗质量的医疗服务,从而有可能偏离最优结果(Arrow, 1963; Shigeoka and Fushimi, 2014)。因此,如何设计合适的激励机制,建立合理的医生薪酬分配制度和医疗服务价格体系,来引导医生更加注意医疗质量和费用控制,关系到医院的行为方式以及医疗体系的效率与公平。基于以上分析,本文认为治理结构和医生激励机制是影响公立医院行为和治理水平的两个关键方面,公立医院改革需要同时致力于这两个方面的系统性重构。

为缓解“看病贵、看病难”问题,福建省三明市自2013年在全市启动了公立医院综合改革。改革以重构公立医院治理结构和医生激励机制为重点,重建了公立医院运行制度。在治理结构方面,三明市成立了由主要领导牵头,副市长执行,多部门协同的医改领导小组¹。该领导小组负责设定公立医院的改革目标和管理方案,统一了之前分散在多个部门的公立医院行政管理权,解决了公共部门存在的多委托人的问题。为了使医院院长的行为服务于政府举办公立医院的目标,三明市建立了针对医院院长的考核体系和薪酬体制,考核内容包括服务评价、办院方向、平安建设、管理有效、发展持续等6大类41项考核指标,院长收入几乎完全取决于医院年度目标的完成情况。考核体系和薪酬体制的建立部分解决了公立医院委托

¹ 2014年,该领导小组组长詹积富调任三明市市委常委、宣传部部长,但仍担任该领导小组组长。

代理关系中的代理人偏离问题。在医生激励方面，三明市改变了医生的薪酬分配制度和医疗服务价格体系。在新的薪酬分配制度下，医生的收入不再取决于药品和检查的“利润”，而是基于医生的岗位、职称、工作量、医疗质量等体现劳务价值的指标和医院年度目标的完成情况，医生的平均阳光收入大幅提高至原来收入的 3 倍左右。另外，在新的医疗服务价格体系下，基本医疗服务项目的价格（例如护理费、注射费）大幅度提高，医学检查服务的价格有所降低。药品价格通过二次招标大幅度降低，部分药品的价格下降幅度超过 100%。

基于 2008-2014 年福建省 187 家公立医院的年度财务数据以及三明市公立医院医疗质量数据，本文研究了三明公立医院改革对医疗费用、医疗服务使用量和医疗质量的影响。采用双重差分（Difference-in-Difference）方法，本文研究发现：1）三明公立医院改革使得次均门诊费用下降 6%左右，次均住院费用下降了 17%左右，药品费用下降幅度超过 30%；2）三明公立医院改革没有显著降低医疗服务使用量和医疗资源使用效率，也没有改变医疗质量的变化趋势。以上结果表明，在没有降低医疗服务供给效率和质量的前提下，三明公立医院改革显著地降低了医疗费用，提高了公立医院的整体表现，取得了预期的理想结果。研究结果表明，相比于以前单一化的公立医院改革措施，同时应用行政手段、市场机制和现代管理方法，进行多因素、多层面、综合协调的系统性改革更有利于提高公立医院的治理水平。作为国内第一篇用经济学方法分析和研究三明公立医院改革效果的实证文章，研究结果能够部分回答当前针对三明医改的争议，对加快推动我国公立医院改革乃至医药卫生体制改革具有政策启示意义。

文章余下部分安排：第二部分介绍三明公立医院改革的作法；第三部分介绍数据和计量方法；第四部分报告回归结果；第五部分报告稳健性检验的结果；第六部分是结论与讨论。

二、三明公立医院改革介绍

三明公立医院改革要解决的问题是目前我国公立医院体系面临的普遍问题。在治理结构方面，政府和公立医院之间的委托代理关系存在以下三个问题。首先，政府作为委托人，其对公立医院的管理权力分散在多个部门¹，各个部门的目标并不一致。这种多委托人局面导致公立医院面临相互冲突的政策，缺乏清晰明确的战略目标（Yip et al., 2012）。第二，公立医院院长作为政府办医的代理人，其决策权力存在着不平衡。例如，公立医院院长在如何分配医院结余、如何制定薪酬分配方案具有较大的自由裁量权，但是在医院人事权方面却受到地方人事部门的限制。这种不平衡制约了医院管理水平的提高。第三，目前政府并没有根据明确的政府办医目标制定相应的考核机制和奖惩机制。大多数情况下，政府无法基于医院运行结果对院长进行考核，院长的收入也与考核结果关系不大。因此，公立医院及其院长可能以较低的成本规避政府的管制政策。在医院和医生激励方面，政府设定的激励机制容易引导医院和医生偏好“大处方、大检查”。一方面，政府规定公立医院需自负盈亏，医院必须扩大总收入才能支付医生工资和促进医院发展。为了扩大收入，医院需要激励医生来完成各个科室的收入指标。在现有的分配制度规定下，医生的收入较大程度上取决于其对科室收入的贡献。这导致医生会更关注医疗费用和服务量增长，而较少关注医疗质量、患者满意度、费用控制等指标。此外，医院和医生还面临着扭曲的定价体系。政府对基本医疗服务项目定价过低，不能补偿成本。与此同时，药品和高技术的价格又远高于成本。在创收激励和价格扭曲的共同作用下，公立医院的医生更偏好昂贵的药品和高新技术，倾向于提供不必要的药品和诊疗，导致中国医疗费快速增长、医疗服务公平性不足。（Li et al., 2012）

为了解决上述问题，三明市政府自 2012 年 6 月起在全市 22 家公立医院进行改革试点，在 2013 年 1 月全面展开公立医院综合改革。改革内容主要内容是重构公立医院治理结构和

¹ 公立医院的行政管理权力至少分散在六个部门：卫生计生委、人力资源与社会保障部、财政部、发展改革委员会、机构编制委员会办公室和党委组织部。

医生激励机制。表 1 比较了改革前后的制度变化。

表 1 三明公立医院改革前后制度对比

| | | 改革前 | 改革后 |
|------|--------|---|--|
| 治理结构 | 委托人 | 多委托人结构：公立医院受到多个部门管理，包括卫生、发改、财政、社保等。部门之间目标不一致，公立医院缺乏清晰目标。 | 单一委托人结构：成立医改领导小组，由市领导一人分管，负责战略规划、绩效考核、监督管理等职能。公立医院改革有了较为清晰的目标：缓解“看病难、看病贵”，破除公立医院逐利机制。 |
| | 委托代理关系 | 政府没有明确规定院长的责任、权利与义务。政府也没有建立起基于结果的医院院长问责机制。医院院长的收入与医疗质量、医药费用控制、患者满意度等指标关系不大。 | ①公立医院院长拥有经营自主权：拥有医院副院长的提名权和中层干部的聘任权、医务人员聘任权自主权和拥有绩效考核权。但不再完全拥有结余分配自主权。 ②院长的工作对政府目标负责。院长实行年薪制（20-30 万左右），由地方财政出资。政府从医院服务评价、办医方向（主要是医药费用控制）、医院管理和发展等方面对院长进行考核。院长的年薪完全取决于考核结果。 |
| 激励机制 | 医生薪酬分配 | 医院-科室分配制：医生的收入依赖于科室“结余”总和以及医生对“结余”的贡献。另外，部分医生存在医药回扣现象。 | 医务人员实行目标年薪制，医生收入与“利润”脱钩。医务人员的实际收入=标化工作量×每单位标化工作量收入。其中标化工作量由标准化工作量、岗位、奖励性绩效、职务等确定。其中，每单位标化工作量收入=全院工资总额/全院标化工作量。工资总额=当年医务性收入×上一年工资总额比例×院长当年考核分数×调节系数。 |
| | 价格体系 | 扭曲的价格体系：基本医疗服务价格低于成本，新的检查服务项目、药品价格远远高于成本。 | 大幅度提高普通医疗服务的价格，特别是劳动密集型医疗服务价格。降低高新技术医疗服务价格（例如 CT、MRI 等）。通过二次招标大幅度降低药品价格。取消药品加成。 |

在治理结构方面，为了解决多委托人的问题，三明市成立了由市主要领导牵头、副市长执行的医改领导小组，将原来分散在多个部门的公立医院行政管理权统一。该医改领导小组负责公立医院的战略管理，履行目标规划、院长绩效考核、医院监督管理等职能，并且为公立医院改革制定了明确的目标：缓解“看病难、看病贵”，破除公立医院逐利机制。其次，明确了政府和院长的委托代理关系：院长是政府办医的代理人，院长的行为应服务于政府的目标。一方面，调整了院长的权力：增加了院长的人事权，比如副院长的提名权、中层干部的聘任权、医护人员聘任和解聘自主权、医护人员绩效考核权等；限制了院长的结余分配自主权，院长只对医院结余的 5%有自主分配权，主要用于学科建设和人才奖励。医院内部的薪酬分配方案需要符合医改领导小组制定的原则，经审批通过后方能执行。另一方面，建立了针对医院院长的考核奖励方案。在新的考核奖励方案下，医院院长实行年薪制。每一年年初，政府和院长签订医院运行目标合约，合约规定从医院服务评价、办医方向（主要是医药费用

控制)、医院管理、医院发展等方面对院长进行考核。医院院长收入完全取决于医院的考核结果¹，由地方财政直接支付。

在医生激励方面，三明市调整了医生薪酬分配方案和医疗服务价格体系。首先，为了解决大处方、大检查等问题，三明规定医生实行目标年薪制，医生收入不再依赖药品和检查的“利润”。实施年薪制后，住院医师、主治医师、副主任医师和主任医师最高年薪分别为7万、12万、18万和25万元，比改革前大幅提高至3倍左右。与此同时，为了避免公共部门传统薪酬分配方式难以调动医生积极性的问题，三明公立医院内部采用标化工作量进行收入分配。医生的年度收入取决于标化工作量和每单位标化工作量的价值。职级、岗位、不同种类医疗服务和医疗质量都被赋值了不同的标化工作量，每单位标化工作量的价值则与医院医务性收入²、医院全部人员标化工作量年度总和以及院长的考评结果相关，具体的分配公式请参见表1。该薪酬分配体系较大程度体现了“多劳多得、优劳优得”原则。其次，政府调整了原来扭曲的价格体系。一方面，大幅度提高了普通医疗服务的价格，特别是劳动密集型医疗服务价格，如挂号费、护理费、诊查费、手术费等。另一方面，降低了部分高新技术医疗服务价格（例如CT、MRI等），并通过二次招标大幅度降低药品价格，取消了15%的药品加成。部分药品的价格下降幅度超过100%。

综上所述，通过重构公立医院治理结构和医生激励机制，三明市重建了公立医院制度。从改革内容来看，三明公立医院治理结构和医生激励机制的调整主要围绕降低医疗费用、解决公立医院逐利机制等目标，因此本文预测三明公立医院改革能够显著降低医疗费用。但需要注意的是，只有在不影响医疗服务使用量和医疗质量的前提下降低了医疗费用，才能说明三明医改的确提高了公立医院的治理水平，改善了患者的福利。因此，接下来本文将从医疗费用、医疗服务使用量以及医疗质量三个方面探究改革对公立医院行为和产出的影响。

三、数据和实证方法

（一）数据来源

本文使用三类数据分析三明公立医院改革的效果。第一类数据来自国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表。该统计报表记录了公立医院的资源情况（床位数、医生数、各种设备数量等）、医疗服务使用情况（门急诊数、住院数、床位利用率等）和医院的财务情况（医院收支情况、医院次均门诊费用、次均住院费用、次均药品费用、药品收入占比等）。本文选取2008-2014年福建省187家政府办公立医院的观测值³作为分析对象。表2为2014年福建省各地级市二级以上政府办公立医院的数目。第二类数据是187家公立医院所在地区的社会经济情况数据。指标包括地区人均生产总值、年末常住人口、人均公共财政支出、人均教育财政支出、第一产业生产总值占比、第二产业生产总值占比等。数据来自《福建省统计年鉴》。对于县或县级市的医院，本文收集了各个县或县级市的社会经济数据进行匹配。对于位于市辖区的医院或者城市综合医院（例如三级医院），由于城市内部联系比较紧密，医院往往面对的是整个城市的患者，因此我们将每个地级市的市辖区的数据与其进行匹配。第三类数据来自三明市卫生计生委医疗质量监测统计报表。该数据包含了三明市22家公立医院从2008年到2014年的医疗质量的动态信息。主要指标有患者满意度、医院感染率、I类切口愈合率、急诊危重症抢救成功率、主任医师数、研究生以上学历人才数等。

¹ 医改领导小组根据医院发展的目标设定了6大类41项考核指标，每项考核指标被赋予不同的权重。考核办法采取百分制。医院院长的实际收入=最高年薪收入×考核实际得分/100。其中，最高年薪收入是根据医院等级设立（20-30万）。改革后，医院院长的年收入大约是改革前院长阳光收入的1.5倍-2倍。

² 当年医务收入是体现医务劳动价值的医院收入，主要包括诊疗收入、手术收入等服务性收入。医务收入不包括检查收入和药品收入。

³ 这里的公立医院只包括“三甲”、“三乙”、“二甲”、“二乙”医院。“一级”医院和未定级医院均未包含在内。

表 2 2014 年福建省各地市公立医院数量

| 福州 | 厦门 | 莆田 | 三明 | 泉州 | 漳州 | 南平 | 龙岩 | 宁德 |
|----|----|----|----|----|----|----|----|----|
| 42 | 10 | 9 | 22 | 28 | 22 | 22 | 16 | 16 |

(二) 数据描述性统计

如前所述，三明市自 2013 年 1 月在全市所有公立医院实行综合改革。本文将三明市 22 家公立医院设定为实验组 (treatment group)，福建省其他公立医院设定为对照组 (control group)。图 1 报告了三明市公立医院和福建省其他地区公立医院的医疗费用和医疗服务使用量在 2008 年-2014 年的变化趋势。其中，关于医疗费用的数据都经过年度 CPI 调整为 2008 年物价水平。图 1 显示，在 2012 年以前，三明市和福建省其他地区的住院平均费用、住院人数等指标具有类似的时间变化趋势。在 2013 年全面改革后，相比于福建省其他地区，三明市的次均门诊费用、次均住院费用以及药品费用呈现出了不同的变化趋势，而门急诊人数、住院人数等医院服务指标变化趋势基本维持不变⁴。从图 1 可以推测，三明公立医院改革可能对医疗费用特别是药品费用产生了显著的影响，对医院服务量的影响可能不大。

图 1 医疗费用和医疗服务使用量指标的时间趋势 (2008 年-2014 年)⁵

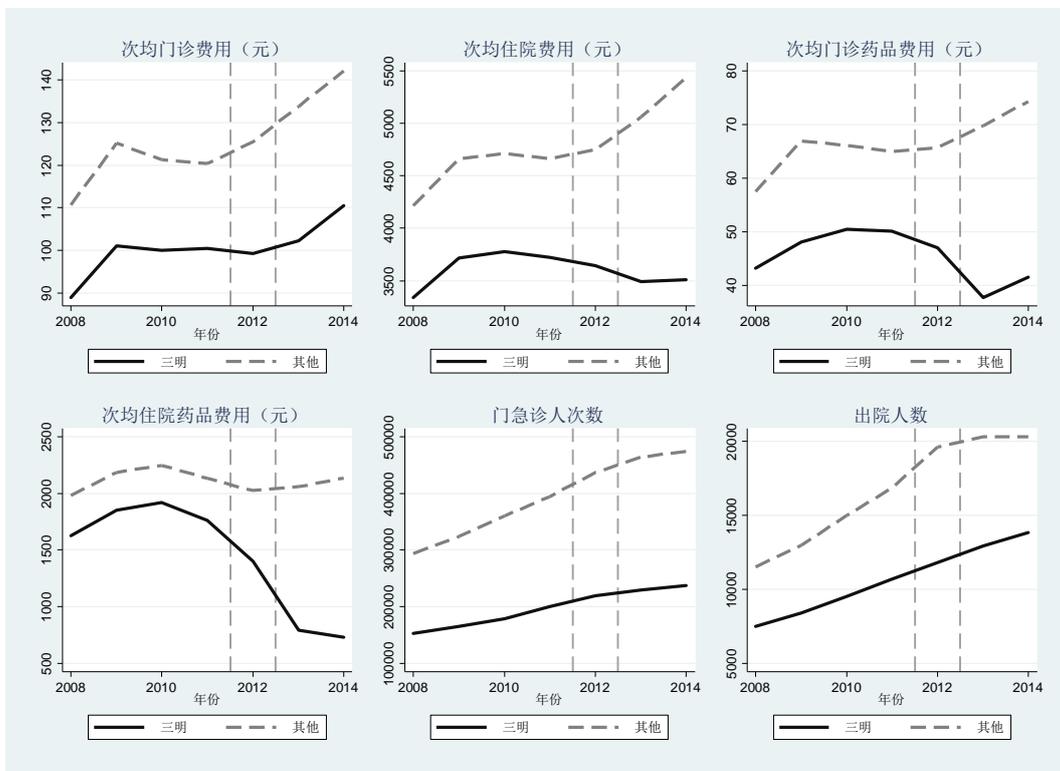


表 3 报告了全部变量的描述性统计结果。为了比较各项指标在 2013 年前后的变化情况，本文分别报告了三明市和福建省其他地区在 2008-2012 年间以及 2013-2014 年间各项指标的均值和标准误。从表 3 可以看出，2013 年后三明市医院的次均门诊费用、次均住院费用的增长速率都要比福建省其他地区低⁶。三明市次均门诊药品费用和次均住院药品费用甚至在 2013 年以后出现了下降，与福建省其他地区上升的趋势形成了鲜明的对比。由于药品费用的下降，三明市医院药品费用占医院总费用的比例大幅度下降，从 47.68% (2008 年-2012 年

⁴事实上，三明在 2012 年 6 月就已经实施部分改革措施。因此从图 1 可以看出，自 2012 年起三明市住院平均费用、门诊评价费用以及药占比三项指标的时间趋势已经发生变化。

⁵ 在图 1 中，黑色实线代表三明地区的公立医院，灰色虚线表示福建省其他地区的公立医院。

⁶ 与图 1 相同，所有关于费用变量的数据都经过年度 CPI 调整为 2008 年物价水平。

均值)下降至 27.82% (2013-2014 年均值)。福建省其他医院的药品费用占比则只是小幅度下降(由 48.33%下降到 44.51%)。就医院服务使用量来看,虽然三明市和福建其他市医院在门急诊人数、住院人数、病床使用率与住院平均天数方面有显著的差异,但是这种差异并没有在 2013 年前后发生显著的变化。表 3 的第 3 部分还报告了 2013 年前后三明市 22 家医院医疗质量的变化情况。由于本文没有在福建省其他地区的公立医院的医疗质量数据,因此无法比较三明和福建其他地区公立医院医疗质量在 2013 年前后的变化情况。就三明市 22 家医院自身变化情况来看,各项医疗质量指标没有发生显著的变化。表 3 的第 4 部分报告了三明市和福建省其他地区人均 GDP、人均财政支出、年末常住人口等指标描述性统计结果。

表 3 描述性统计

| 变量 | 2008-2012 | | | | | | 2013-2014 | | | |
|---------------------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------|--------|--------|--------|
| | 全样本 | | 三明市 | | 福建其他市 | | 三明市 | | 福建其他市 | |
| | 平均数 | 标准差 | 平均数 | 标准差 | 平均数 | 标准差 | 平均数 | 标准差 | 平均数 | 标准差 |
| (1) 医疗费用 | | | | | | | | | | |
| 次均门诊费用 | 122.6 | 60.79 | 97.96 | 25.41 | 120.6 | 62.08 | 106.4 | 23.5 | 138 | 65.69 |
| 次均门诊药品费用 | 63.97 | 38.33 | 47.79 | 13.33 | 64.27 | 39.87 | 39.68 | 12.1 | 72.11 | 39.67 |
| 次均住院费用 | 4645 | 3354 | 3641 | 1321 | 4601 | 3434 | 3500 | 1137 | 5252 | 3706 |
| 次均住院药品费用 | 2044 | 1757 | 1723 | 656.8 | 2126 | 1855 | 781.3 | 318.5 | 2133 | 1813 |
| 药品费用占医院总费用比 | 46.54 | 11.55 | 47.68 | 7.093 | 48.33 | 11.15 | 27.82 | 4.51 | 44.51 | 11.66 |
| (2) 医院服务使用量 | | | | | | | | | | |
| 门急诊人次 | 369607 | 466474 | 183153 | 142440 | 362279 | 458584 | 233464 | 191507 | 469362 | 551107 |
| 出院人数 | 15981 | 15894 | 9591 | 8187 | 15214 | 14817 | 13377 | 12234 | 20299 | 19382 |
| 病床使用率 (%) | 88.33 | 21.4 | 87.26 | 15.13 | 89.49 | 22.75 | 81.37 | 16.73 | 86.59 | 20.76 |
| 出院者平均住院天数 | 10.48 | 10.11 | 9.476 | 2.341 | 10.68 | 10.06 | 8.39 | 1.36 | 10.59 | 12.28 |
| (3) 医疗服务质量数据 | | | | | | | | | | |
| 患者满意度 (%) | | | 93.82 | 4.659 | | | 95.05 | 3.744 | | |
| 医院感染率 (%) | | | 1.898 | 1.341 | | | 1.203 | 0.860 | | |
| I类切口愈合率 (%) | | | 91.04 | 22.99 | | | 91.43 | 23.18 | | |
| 急诊危重症抢救成功率 (%) | | | 89.41 | 7.149 | | | 88.26 | 12.32 | | |
| 每家医院主任医师数量 | | | 7.895 | 10.92 | | | 11.60 | 14.04 | | |
| 每家医院研究生以上学历人数 | | | 4.305 | 14.93 | | | 7.211 | 22.07 | | |
| (4) 社会经济变量 | | | | | | | | | | |
| 人均地区生产总值 (元) | 43343 | 17211 | 37771 | 14962 | 39253 | 16117 | 54616 | 14877 | 53447 | 15815 |
| 年末常住人口 (万人) | 104.6 | 108.6 | 24.59 | 10.98 | 111.7 | 103.8 | 24.12 | 10.80 | 125.8 | 127.4 |
| 人均公共财政支出 (元) | 2563 | 1929 | 1688 | 1010 | 2489 | 1987 | 2325 | 847.7 | 3072 | 1998 |
| 人均教育财政支出 (元) | 866.7 | 341.5 | 853.6 | 268.2 | 761.9 | 270.4 | 1289 | 439.2 | 1063 | 370.1 |

| | | | | | | | | | | |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 第一产业产值占比 | 13.74 | 7.140 | 17.64 | 1.814 | 12.50 | 6.863 | 21.02 | 5.452 | 14.36 | 7.952 |
| 第二产业产值占比 | 48.18 | 6.534 | 48.82 | 1.918 | 48.63 | 6.711 | 46.36 | 5.948 | 47.13 | 7.039 |
| 观测值 | 1242 | | 110 | | 767 | | 44 | | 321 | |

(三) 实证方法

为了控制各家医院不随时间变化的因素以及共同的时间效应，本文采用双重差分 (Difference-in-Difference) 考察三明公立医院改革对医疗费用、医疗服务使用量的影响。本文将三明市 22 家医院作为实验组，福建省其他医院作为控制组。基准模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_o + \lambda reform_{it} + \beta X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在公式 (1) 中， i 指医院， t 代表时间。 $reform_{it}$ 是本文关心的核心解释变量，代表医院 i 是否接受改革：对于三明市的医院来说，2013 年以后 (含) 的观测值为 1，2013 年前的观测值为 0；对于福建省其他医院来说，各年的观测值均为 0⁷。 λ 衡量了三明公立医院改革的平均效应。 Y_{it} 是医疗费用指标以及医疗服务使用量指标，包括次均门诊费用、次均住院费用、次均门诊药品费用、次均住院药品费用、药品费用占医院总费用比例、门急诊人数、住院人数和床位使用率等。由于不同医院的规模存在差异，本文在回归中将费用指标和服务使用指标取对数(ln)。因此， λ 表示三明公立医院改革后各项指标变化的百分比。 α_i 是每家医院的哑变量，用于控制不可观测且不随时间变化的医院固定效应。 γ_t 是年份哑变量，用于控制每一年的时间固定效应。 X_{it} 表示社会、经济、人口等控制变量，包括人均财政支出、人均 GDP、年末总人口数、人均教育财政支出、第一产业产值占比、第二产业产值占比等指标； ε_{it} 为随机扰动项。本文回归系数的标准误聚集 (cluster) 在县级层面。

由于数据受限，本文无法获得福建省其他地区的医疗质量数据信息，因而我们无法利用双重差分对医疗质量指标进行分析。为了验证三明公立医院改革是否对医院医疗服务质量产生负面影响，本文使用三明市所有公立医院的医疗质量数据并采用固定效应模型进行补充分析。回归模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_o + \lambda_t year_dummy_t + \beta X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $year_dummy_t$ 表示 2008 年-2014 年各年度的哑变量，将起始年份 2008 年设定为基准年份⁸。本文关心的是 λ_t 在 2008-2014 年的变化趋势。如果 λ_t 在 2013 年前后不发生显著的趋势变化效应，本文可以间接推测三明医改并没有显著降低医疗质量⁹。相反，如果 λ_t 在 2013 年前后发生趋势性变化，那么可以推断三明医改对医院医疗质量产生了显著负面影响。 Y_{it} 为衡量医疗质量的指标，包括患者满意度、医院感染率、I 类切口愈合率和急诊危重症抢救成功率这些衡量医疗服务质量的直接指标，以及主任医师数、研究生以上学历人才数这两个衡量医疗服务质量的间接指标。 X_{it} 表示社会、经济、人口等控制变量，包括人均财政支出、人均 GDP、年末总人口数、人均教育财政支出等指标； ε_{it} 为随机扰动项。

⁷ 事实上，三明自 2012 年 6 月就启动了试点改革。由于在 2012 年三明只是推行了小部分政策，因此在回归模型中将改革年份设定为 2013 年。如果 2012 年的改革措施对医院可能产生了与 2013 年以后改革措施类似的影响，那么该设定是会得到低估且稳健的结果。在稳健性检验部分，本文将对改革前 (2008-2011)、2012 年以及 2013-2014 年三个时期做进一步的区分，以检验结果的稳健性。

⁸ 由于本文关心在 2008-2014 年的变化趋势，因此具体选择哪一年作为基准年份不影响本文的结论。

⁹ 严格来讲，由于没有控制组，即使 2013 年以后不发生显著趋势变化效应也不能完全确定三明公立医院改革没有对医院医疗服务质量产生负面影响。考虑到数据的限制以及 2013 年、2014 年其他地区医疗质量发生显著变化的可能性比较小，因此我们认为通过考察 λ 的变化趋势能够提供三明公立医院改革是否降低医疗服务质量的间接证据。

四、回归结果

(一) 医疗费用

表 4 报告了对医疗费用的回归结果。回归方程控制了前文提到的所有控制变量（包括人均地区生产总值、年末常住人口、人均公共财政支出、人均教育财政支出、第一产业生产总值占比、第二产业生产总值占比），也包含了医院固定效应和年份时间固定效应，并且允许随机项在县级层面或市辖区层面存在相关性（聚类在县级层面）。第 1 列和第 3 列显示，三明公立医院改革使得次均门诊总费用、次均住院总费用分别下降了 6.3% 和 16.8%。第 2 列和第 4 列则是关于次均门诊药品费用、次均住院药品费用的结果。相比于总费用的下降幅度，药品费用的下降幅度更大，分别下降 34.6% 和 82.3%。这一数据也间接反映了过去药品费用的“虚高”程度。第 5 列的结果显示，三明医改使得药占比下降 16.9 个百分点。如果考虑到改革之前三明市医院平均药占比为 48% 左右，那么可以推断三明医改使得药品费用规模比改革前下降了 35% 左右（=16.9/47.68）。表 4 的结果表明，三明公立医院改革在控制医疗费用，特别是控制药品费用方面取得了显著的效果。以上结果还表明，虽然提高基本医疗服务的价格增加了部分医疗费用，但是药品费用下降的效应抵消了医疗服务价格上涨的效应，因此次均门诊总费用、次均住院总费用呈现出下降的效果¹。

表 4 三明医改对医疗费用的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| 变量 | Ln(次均门诊费用) | Ln(次均门诊药品费用) | Ln(次均住院费用) | Ln(次均住院药品费用) | 药品费用占总费用比 |
| 三明公立医院改革 (reform=1) | -0.0631* (0.0310) | -0.346*** (0.0477) | -0.168*** (0.0305) | -0.823*** (0.0451) | -16.89*** (0.992) |
| 医院固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年度时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 是否包含控制变量 ² | Y | Y | Y | Y | Y |
| R ² | 0.375 | 0.288 | 0.421 | 0.545 | 0.615 |
| 观测值 | 1,243 | 1,243 | 1,242 | 1,242 | 1,243 |

Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(二) 医疗服务使用量

通过表 4 可知，改革显著降低了医疗费用。为了评估三明医改对患者净福利的影响，本文还需进一步检验医院服务使用量和医疗质量的变化情况。例如，如果三明医改使得医生的工作积极性降低，使得医生提供的医疗服务量以及医疗服务质量下降，那么即使降低医疗费用也很难确定三明医改对公立医院的整体表现以及患者福利的净影响。表 5 报告了三明医

¹ 由于篇幅限制，表 4 没有报告对医院总费用、次均门诊检查费用、次均住院检查费用的回归结果。相应回归结果显示，三明公立医院改革使得医院总费用的平均下降 18.9%，对次均门诊检查费用和次均住院检查费用没有显著的影响。此外，本文还分析了改革对财政投入的影响，结果显示三明医改对财政投入没有显著的影响。该结果表明，三明医疗费用的下降不是由财政投入增加导致的。

² 由于篇幅限制，本文没有报告控制变量的回归系数。回归方程的控制变量包括：人均地区生产总值、年末常住人口、人均公共财政支出、人均教育财政支出、第一产业生产总值占比、第二产业生产总值占比。本文接下来的回归分析也包含了上述控制变量。

改对医院服务使用量的回归结果。第 1 列是对门急诊服务量的回归结果。结果显示，三明医改使得门急诊人次下降了 9.55%，该结果在 10%水平下显著，这说明三明医改使得门急诊人数发生了轻度的下降。门诊人次数的下降可能是因为医生工作积极性的下降、劳动投入减少，也可能是改革后供给诱导需求（例如重复就诊）比例降低。第 2 列-4 列是对住院服务相关指标的回归结果。结果显示，出院人数、病床使用率以及平均住院天数并没有发生显著的变化。相比于门诊指标，住院的需求弹性更小，住院相关指标的前后比较更能反映真实的医疗服务需求的满足程度。因此，基于住院指标都没有发生显著变化以及门诊人数小幅度下降，本文推断三明改革并没有显著降低医院和医生的积极性，没有出现所谓的“公共部门大锅饭”现象。此外，为了探究门诊人次数的下降的原因，本文对福建省 9 个地市的民营医院总门诊量和总住院量也进行了双重差分分析。如果门诊人次数的下降是公立医院医生积极性下降所导致的，那么我们可以预计三明地区的民营医院服务量将会增加。如附图 1 和附表 1 所示，分析结果拒绝了这一假设。结果显示，三明医改并没有显著增加三明地区民营医院的服务量（系数很小且不显著），这一结果进一步间接表明三明医改并没有降低医生的工作积极性和劳动投入量。

表 5 三明医改对医疗服务使用量的影响

| 变量 | (1) Ln(门急诊人次数) | (2) Ln(住院人次数) | (3) Ln(医院床位使用率) | (4) 每位住院患者平均住院天数 |
|------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 三明公立医院改革 (reform=1) | -0.0955* (0.0509) | -0.0817 (0.0510) | -0.0536 (0.0408) | -0.456 (0.537) |
| 医院固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 年度时间固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 是否包含控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| R ² | 0.619 | 0.590 | 0.057 | 0.066 |
| 观测值 | 1,243 | 1,242 | 1,242 | 1,243 |

Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

（三）医疗服务质量

由于只有三明市 22 家医院的医疗质量数据，本文无法采用严格的 DID 方法探究改革对医疗服务质量的影响。因此，本文采用固定效应模型，观察三明市公立医院各年份医疗服务质量的变化情况，也即，年份效应在 2013 年前后是否存在显著的趋势变化。

图 2 展示了三明市医疗服务质量的时间变化趋势。可以看出，患者满意度和急诊危重病人抢救成功率的回归系数 λ 呈逐年上升的趋势，但在绝大多数年份 λ 系数并不显著。这表明 2009-2014 年三明市公立医院的患者满意度和急诊危重病人抢救成功率没有发生明显改变。对医院感染率的回归系数 λ 呈现下降的趋势，下降的趋势在 2013 年前后没有发生明显的变化。类似地，I 类切口愈合率在 2013 年前后也没有发生显著的变化。这些证据表明，医疗质量并没有在 2013 年前后发生显著下降。主任医生数量和研究生人数在 2008-2012 年呈现逐年上升的趋势。2012 年以后，原有的趋势维持不变，并且 λ 系数在 10%水平上显著。这表明高水平人才数量的变化趋势并没有受到改革的影响，不存在大量高水平医生流失的现象。当然，以上的结果只是从三明市 22 家医院的医疗质量变化情况所推断出的结论。考虑到 2013 年前后国家和福建省都没有出台关于提升医疗质量的重大政策措施，我们认为三明市医疗质量的变化趋势能够反映出改革对医疗质量的影响。因此，本文推测，三明公立医院改革并没

有降低医院的医疗质量。

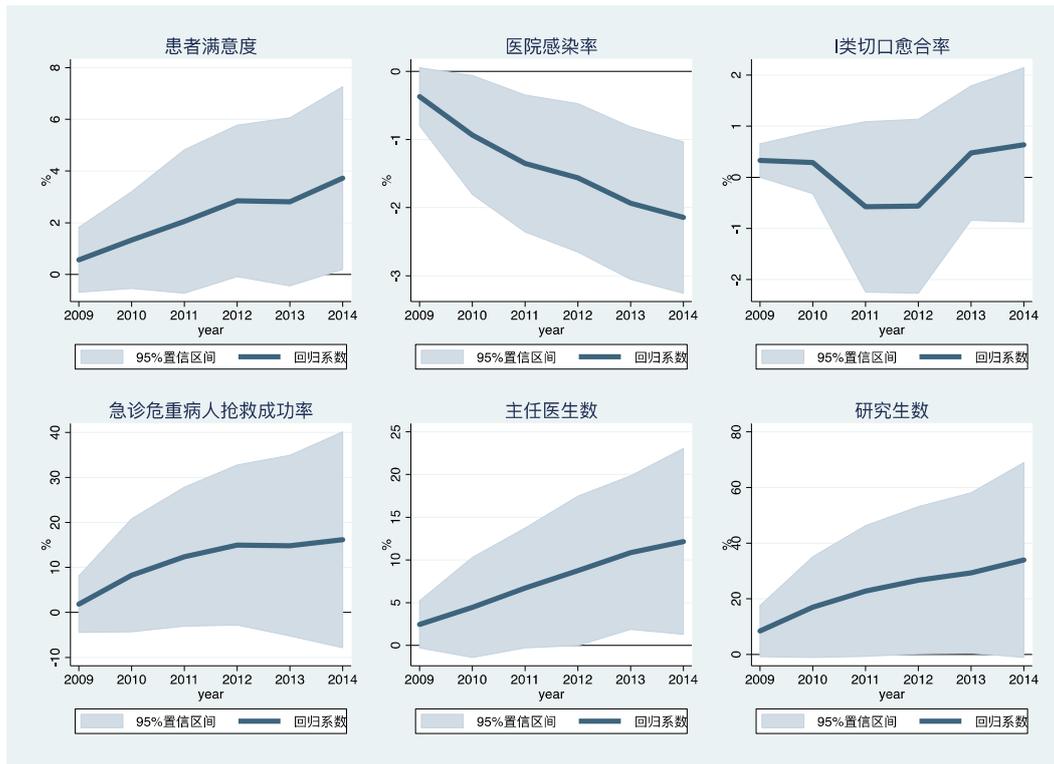


图 2 三明市医院医疗质量的时间变化趋势（已控制医院固定效应和社会经济变量）¹

五、稳健性检验

（一）安慰剂检验

双重差分模型虽然控制了不可观测且不随时间变化的个体因素、不可观测且随时间共同变化的时间因素对结果的影响，但回归结果仍需进一步检验。首先，第四部分的双重差分估计结果可能是由不可观测因素在实验组和控制组中存在随时间变化趋势的异质性所导致的。为了排除这种原因，我们选取 2008-2012 年（改革前）的样本做安慰剂检验。与前文类似，按照公立医院是否在三明来划分实验组和控制组，并假设改革发生的时间在 2010 年²。如果实验组和控制组间存在随时间变化的异质性，那么时间趋势的异质性会使得安慰剂检验的结果与第四部分的回归结果类似。

表 6 报告了安慰剂检验的结果。关于医疗费用和医疗服务使用量的回归结果均不显著（住院人数除外）。这表明，2013 年以前，三明市公立医院与福建其他地区的医院在医疗费用、医疗服务使用量方面具有相同的时间趋势，因此可以排除实验组和对照组在改革前存在时间趋势异质性。值得一提的是，在所有回归系数中，只有出院人数的回归系数为负且显著。该结果表明在 2008-2012 年（改革前），三明市医院的出院人数增长的速度已经低于福建省其他地区。但第四部分的回归结果显示，2013 年-2014 年的改革使得三明市医院与福建省其他地区医院在出院人数方面没有显著的差异，这说明三明公立医院改革可能使原有的趋势发生了变化。这一结果表明，三明公立医院改革还可能使住院人数略有增加，这进一步加强了本文关于医疗服务使用量的结论。

其次，为了排除第四部分的回归结果是由其他政策导致的可能性，本文依次将实验组设定为福建省其他地区，并逐一进行 DID 回归（假定改革依然发生在 2013 年）。如果该安慰

¹ 在图 2 中，黑色实线代表各年份变量的回归系数，灰色阴影部分代表回归系数的置信区间（95%）。

² 当分别选取 2009 年和 2011 年作为改革假定发生年份时，结果与选取 2010 年相似，并不影响结论。

剂回归结果与第四部分的回归结果类似,那么很有可能第四部分的回归结果是被其他政策影响的结果,而不完全是三明公立医院改革的效果。安慰剂检验结果如表 7 所示³,任何地区作为实验组的回归结果都与第四部分显著不同。以次均门诊费用为例,几乎所有地区的回归系数都不显著或与三明的回归结果相反。虽然莆田关于门诊费用的回归系数显著为负,但是莆田关于住院费用、药占比的回归结果却与三明有显著的差异。又例如药品费用占总费用比,除了三明以外,所有地区关于药占比的系数都是显著为正或不显著。以上安慰剂检验的结果也表明,第四部分关于三明公立医院改革效果的分析结果是稳健可靠的。

表 6 安慰剂检验 (1): 检验不可观测因素的时间趋势异质性

| A | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| 变量 | Ln(次均门诊费用) | Ln(次均门诊药品费用) | Ln(次均住院费用) | Ln(次均住院药品费用) | 药品费用占总费用比 |
| 虚拟三明改革 (发生年份: 2010 年) | 0.000404 (0.0233) | -0.00111 (0.0318) | 0.0282 (0.0197) | 0.0265 (0.0292) | 0.0229 (0.787) |
| 医院固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年度时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 是否包含控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| R ² | 0.091 | 0.236 | 0.353 | 0.277 | 0.130 |
| 观测值 | 696 | 696 | 696 | 696 | 695 |
| B | (5) | (6) | (7) | (8) | |
| 变量 | Ln(门急诊人次) | Ln(住院人次) | Ln(医院床位使用率) | 住院患者平均住院天数 | |
| 虚拟三明改革 (发生年份: 2010 年) | -0.0259 (0.0360) | -0.0680** (0.0288) | 0.0455 (3.295) | 0.0348 (0.0430) | |
| 医院固定效应 | Y | Y | Y | Y | |
| 年度时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | |
| 是否包含控制变量 | Y | Y | Y | Y | |
| R ² | 0.503 | 0.629 | 0.054 | 0.052 | |
| 观测值 | 696 | 696 | 696 | 696 | |

Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

³由于篇幅所限,表 7 只报告了次均门诊费用、次均住院费用、药品费用占比、门急诊人数和住院人数的回归结果。关于次均住院药品费用、次均门诊药品费用、床位使用率和平均住院天数的回归结果与表 7 类似,并不影响结论。

表 7 安慰剂检验 (2): 将实验组分配到福建省其他市

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| 实验组 | Ln (次均门诊费用) | Ln (次均住院费用) | 药品费用占总费用比 | Ln (门急诊人次) | Ln (住院人次数) |
| 三明 | -0.0631* (0.0310) | -0.168*** (0.0305) | -16.89*** (0.992) | -0.0955* (0.0509) | -0.0817 (0.0510) |
| 福州 | 0.221*** (0.0558) | -0.00468 (0.0224) | 4.190*** (0.999) | 0.0381 (0.0301) | 0.0182 (0.0443) |
| 厦门 | -0.0105 (0.0649) | 0.0230 (0.0295) | -2.079 (1.547) | -0.110** (0.0467) | -0.0892* (0.0529) |
| 莆田 | -0.0672** (0.0264) | 0.0408** (0.0186) | 1.680 (1.820) | -0.0808** (0.0378) | -0.0629* (0.0316) |
| 泉州 | -0.0549 (0.0597) | -0.0157 (0.0279) | 2.521 (1.711) | 0.0661 (0.0401) | 0.0849 (0.0521) |
| 漳州 | -0.0534 (0.0540) | 0.0340 (0.0373) | -1.158 (1.102) | 0.0401 (0.0571) | -0.0668 (0.112) |
| 南平 | -0.0478 (0.0670) | 0.0571 (0.0356) | 7.043*** (1.920) | -0.0702 (0.0684) | -0.0231 (0.0850) |
| 龙岩 | 0.0429 (0.0859) | 0.0662* (0.0377) | 2.532 (2.295) | 0.0307 (0.0626) | 0.0902** (0.0437) |
| 宁德 | -0.0170 (0.0537) | 0.0518 (0.0313) | 3.888** (1.673) | 0.101** (0.0429) | 0.131** (0.0581) |

Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(二) 排除福州和厦门的影响

福建省有两个特殊的城市：省会福州以及副省级城市厦门。按照我国医疗资源配置的特点，福州和厦门在福建省扮演着区域医疗中心的作用，在医疗资源拥有量、医院管理等方面与其他地级市有一定的差异。特别是随着经济发展水平的提高，越来越多的病人选择到福州和厦门就医，导致这两个城市在医疗费用、医疗服务使用方面与其他地级市具有显著的差异。为了验证第四部分的结果不是由福州和厦门特殊性所造成的，我们将福州和厦门所有的医院观测值从样本中排除，然后再进行 DID 回归。表 8 显示，在排除福州和厦门的医院以后，回归系数的符号和回归系数大小与第四部分基本相同。例如，第 1 列和第 3 列显示，三明公立医院改革使得次均门诊总费用、次均住院总费用分别下降了 6.8%和 17.1%。又例如，第 6-8 列结果显示，三明公立医院改革对住院服务利用相关指标没有显著的影响。

(三) 考虑 2012 年改革试点措施对回归结果的影响

由于只有年度数据，我们无法对 2012 年 6 月-12 月的试点改革进行评估，因此本文在基准模型中选择 2013 年作为改革的起始年份。然而，如果 2012 年 6 月-12 月的改革措施对医

院的医疗费用和医疗服务使用量的影响与 2013 年-2014 年改革相反，基准模型的设定可能会使回归系数产生偏误。因此，为了检验结果的可靠性，方程（3）将 2012 年作为特殊年份纳入回归模型：

$$Y_{it} = \alpha_o + \lambda_{2012}reform_{it}^{2012} + \lambda_{post}reform_{it}^{2013-2014} + \beta X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， Y_{it} 、 α_i 、 γ_t 、 X_{it} 的含义与基准模型完全相同。 $reform^{2012}$ 表示在 2012 年是否接受改革。2012 年三明医院的观测值为 1，其余为 0。 $reform^{2013-2014}$ 则表示在 2013 年-2014 年是否接受改革，与基准设定相同。 λ_{2012} 和 λ_{post} 分别衡量了在 2012 年和 2013 年-2014 年改革的平均效果。回归结果如表 9 所示，2012 年 6 月-12 月的改革措施在降低门诊费用和住院费用方面都没有显著的影响。但是，2012 年 6 月-12 月的改革措施对药品费用具有显著影响，次均门诊药品费用和次均住院药品费用分别下降 17.8%和 8.1%。相比于 2013 年-2014 的改革系数 λ_{post} ， λ_{2012} 系数的绝对值更小。这表明，与 2013 年以后的改革措施的效果相比，2012 年的改革措施对医院的影响相对较小。值得注意的是，在考虑 2012 年的效应以后，2013 年-2014 年改革关于医疗费用回归系数绝对值有所增大，这进一步加强了原有的结论。

表 8 稳健性检验：排除福州厦门观测值后的回归结果

| A | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| 变量 | Ln(次均门诊费用) | Ln(次均门诊药品费用) | Ln(次均住院费用) | Ln(次均住院药品费用) | 药品费用占总费用比 |
| 三明改革 (reform=1) | -0.0683** (0.0338) | -0.350*** (0.0497) | -0.171*** (0.0316) | -0.818*** (0.0459) | -16.90*** (1.059) |
| 医院固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年度时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 是否包含控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| R ² | 892 | 892 | 891 | 891 | 892 |
| 观测值 | 0.359 | 0.305 | 0.468 | 0.608 | 0.663 |
| B | (5) | (6) | (7) | (8) | |
| 变量 | Ln(门急诊人次) | Ln(住院人次) | Ln(医院床位使用率) | 住院患者平均住院天数 | |
| 三明改革 (reform=1) | -0.0883* (0.0443) | -0.0827 (0.0573) | -0.0454 (0.0384) | -0.997 (0.575) | |
| 医院固定效应 | Y | Y | Y | Y | |
| 年度时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | |
| 是否包含控制变量 | Y | Y | Y | Y | |
| R ² | 892 | 891 | 891 | 892 | |
| 观测值 | 0.602 | 0.600 | 0.061 | 0.046 | |

Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 9 稳健性检验：考虑 2012 年改革试点措施对回归结果的影响

| A | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| 变量 | Ln (次均门诊 费用) | Ln (次均门诊 药品费用) | Ln (次均住院 费用) | Ln (次均 住院药品 费用) | 药品费用占 总费用比 |
| 2013-2014 年改革 (reform ²⁰¹³⁻²⁰¹⁴ =1) | -0.0697* (0.0405) | -0.364*** (0.0493) | -0.167*** (0.0315) | -0.852*** (0.0467) | -17.79*** (1.054) |
| 2012 年改革 (reform ²⁰¹² =1) | -0.0316 (0.0203) | -0.0811*** (0.0279) | -0.0202 (0.0176) | -0.178*** (0.0256) | -5.087*** (0.680) |
| 观测值 | 1,240 | 1,240 | 1,239 | 1,239 | 1,240 |
| R ² | 0.660 | 0.291 | 0.422 | 0.550 | 0.625 |
| B | (5) | (6) | (7) | (8) | |
| 变量 | Ln (门急诊人 次数) | Ln (住院人次 数) | Ln(医院床位使 用率) | 住院患者 平均住院 天数 | |
| 2013-2014 年改革 (reform ²⁰¹³⁻²⁰¹⁴ =1) | -0.0981** (0.0446) | -0.101 (0.0674) | -0.0685 (0.0426) | -0.323 (0.591) | |
| 2012 年改革 (reform ²⁰¹² =1) | -0.0382 (0.0321) | -0.165*** (0.0366) | -0.0622** (0.0286) | 0.652 (0.403) | |
| 观测值 | 1,240 | 1,239 | 1,239 | 1,240 | |
| R ² | 0.619 | 0.593 | 0.060 | 0.066 | |

Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

六、结论与讨论

如何进行公立医院改革是中国医药卫生体制改革的重要挑战之一。从 2013 年开始，三明通过重构治理结构和医生激励重建了公立医院体系。本文利用福建省 2008-2014 年公立医院的年度财务数据以及三明市公立医院医疗质量数据，使用双重差分法和固定效应模型分析了三明公立医院改革对医疗费用、医疗服务使用量和医疗质量的影响。回归结果和稳健性检验结果显示，三明的改革措施显著降低了医疗费用，并且对医疗服务使用量、医疗质量没有显著的影响，改革没有出现“大锅饭”等严重的负面效果。该结果表明，三明的改革措施提高了公立医院的治理水平，取得了预期的效果。

三明的做法对加快推动中国公立医院改革乃至医药卫生体制改革有重要政策启示意义。第一，三明的成效表明，相比于以前单一化的公立医院改革措施，多因素、多层面、综合协调的系统性改革更有利于提高公立医院的治理水平。中国医药卫生体制改革的难题——公立医院改革——可以借鉴三明医改的做法，通过明确改革目标、重塑治理结构、完善激励机制的改革路径来解决。这种路径对其他领域公共部门改革提供了重要的参考。第二，三明的做法也表明，改革需要注重行政手段、市场机制和现代管理方法的结合。三明公立医院改革虽然是政府领导的，并在治理结构调整方面应用了大量的行政手段，但是三明改革没有摒弃市场机制和现代管理方法。无论是建立对医院院长和医生的绩效评估制度和薪酬体系，还是医疗服务价格调整，这些做法都是利用市场机制和现代管理方法的结果。第三，当前三明医改

的模式正处于争议当中，本文的研究结果能够部分回答当前针对三明医改的争议，对加快推动我国公立医院改革乃至医药卫生体制改革具有政策启示意义。

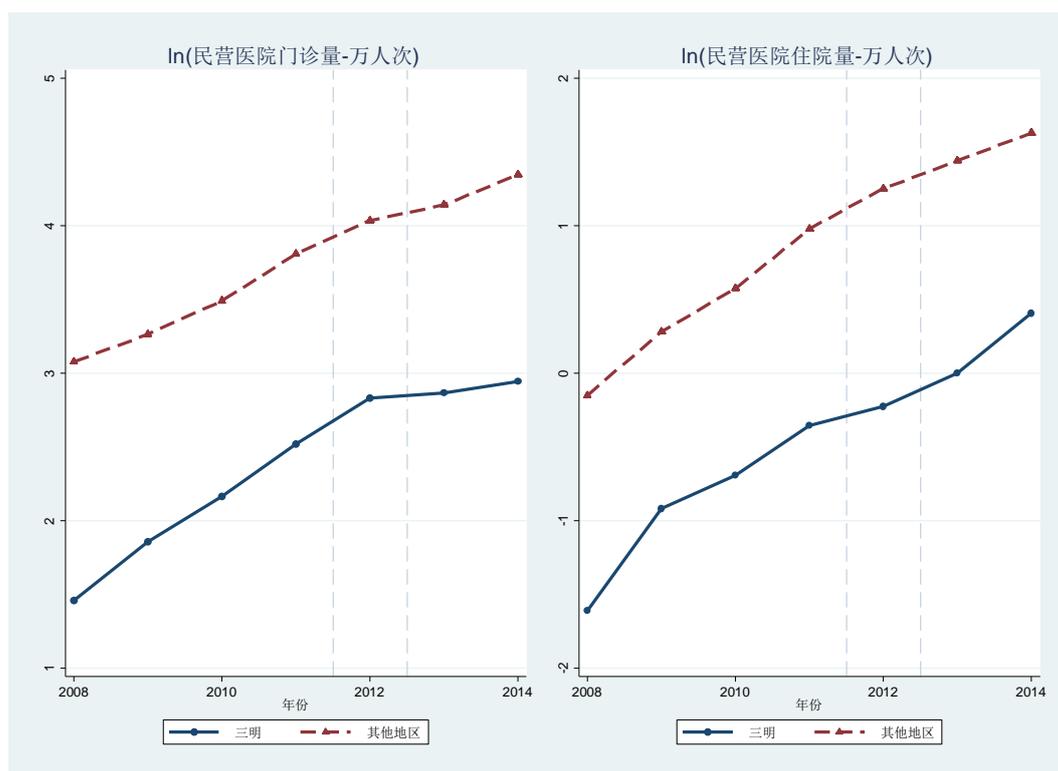
本文还存在一些不足，有待进一步改进。由于数据的限制，我们无法严格按照 DID 的方法探究三明公立医院改革对医疗质量的影响。另外，我们也需要进一步确认门急诊人数小幅度下降的原因。这些方向有待下一步继续研究。

参考文献

1. Arrow, K. J., 1963, “Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care”. *The American Economic Review*, 53(5), 941-973.
2. Brickley, J., Smith, C., and Zimmerman, J., 1995, “The Economics of Organizational Architecture”. *Journal of Applied Corporate Finance*, 8(2), 19-31.
3. Brickley, J. A., Smith, C. W., and Zimmerman, J. L., 2009, *Managerial Economics and Organizational Architecture*. McGraw-Hill Irwin.
4. Blumenthal, D., and Hsiao, W., 2005, “Privatization and its discontents—the evolving Chinese health care system”, *New England Journal of Medicine*, 353(11), 1165-1170.
5. Demers, E. A., Shackell-Dowell, M. B., and Widener, S. K., 2002, “Complementarities in organizational design: Empirical evidence from the new economy”, *Simon School of Business Working Paper No. FR*, 03-01.
6. Dixit, A., 2002, “Incentives and Organizations in the Public Sector: An Interpretative Review”, *Journal of Human Resources*, 37(4), 696-727.
7. Eggleston, K., Ling, L., Qingyue, M., Lindelow, M., and Wagstaff, A., 2008, “Health Service Delivery in China: A Literature Review”, *Health Economics*, 17(2), 149-165.
8. Gruber, J., Kim, J., and Mayzlin, D., 1999, “Physician Fees and Procedure Intensity: The Case of Cesarean Delivery”, *Journal of Health Economics*, 18(4), 473-490.
9. Hsiao, W. C., 2003, “What is a health system? Why should we care”, *Harvard School of Public Health, working paper*, 33.
10. Li, L., Chen, Q., and Powers, D., 2012, “Chinese Healthcare Reform A Shift toward Social Development”, *Modern China*, 38(6), 630-645.
11. McGuire, T. G., 2000, “Physician agency”, *Handbook of Health Economics*, 1, 461-536.
12. Nagar, V., 2002, “Organizational Design Choices in Retail Banking”, *Accounting Review* 77 (2): 379–395.
13. Shigeoka, H., and Fushimi, K., 2014, “Supplier-induced demand for newborn treatment: Evidence from Japan”, *Journal of Health Economics*, 35, 162-178.
14. Shakarishvili et.al, 2010, “Converging health systems frameworks: towards a concepts-to-actions roadmap for health systems strengthening in low and middle income countries”, *Global Health Governance*, 3(2).1-17
15. Thibodeau, N., Evans III, J. H., Nagarajan, N. J., and Whittle, J., 2007, “Value Creation in Public Enterprises: An Empirical Analysis of Coordinated Organizational Changes in the VA Administration”, *Accounting Review*, 82(2), 483-520.
16. Thibodeau, N., Evans III, J. H., and Nagarajan, N. J., 2014, “Do You Get What You Measure? Research Opportunities Based on the Veterans Health Administration Experience”, *Accounting Horizons*, 28(2), 385-413.
17. Treml, H. E., and Lehn, K., 2000, “Decentralization, Incentives, and Value Creation: The Case of JLG Industries”, *Journal of Applied Corporate Finance*, 13(3), 60-70.

18. Wu, B., 2012, "Moral Hazard in Expert Services: Evidence from an Intervention to Reduce Health Care Spending in China", unpublished manuscript
19. Yi, H., Miller, G., Zhang, L., Li, S., and Rozelle, S., 2015, "Intended and Unintended Consequences of China's Zero Markup Drug Policy. *Health Affairs*", 34(8), 1391-1398.
20. Yip, W., and Hsiao, W., 2009, "China's health care reform: A tentative assessment", *China Economic Review*, 20(4), 613-619.
21. Yip, W. C. M., Hsiao, W., Meng, Q., Chen, W., and Sun, X., 2010, "Realignment of incentives for health-care providers in China", *The Lancet*, 375(9720), 1120-1130.
22. Yip, W. C. M., Hsiao, W. C., Chen, W., Hu, S., Ma, J., and Maynard, A., 2012, "Early appraisal of China's huge and complex health-care reforms", *The Lancet*, 379(9818), 833-842.

附录



附图 1 民营医院医疗服务量的时间变化趋势（2008 年-2014 年）。实线代表三明市所有民营医院总服务量（取对数），虚线表示福建省其他每个地级市民营医院总服务量平均值。数据来源：福建省卫生计生委信息公开网站，<http://www.fjhfdc.gov.cn/xxgk/zfxxgkzl/ysqgk/>。

附表 1 三明医改对民营医院医疗服务量的影响（基于双重差分模型）

| 变量 | (1) | (2) |
|------------------------|------------------|------------------|
| | Ln(民营医院门急诊人次数) | Ln(民营住院人次数) |
| 三明公立医院改革 (reform=1) | 0.036 (0.129) | 0.027 (0.191) |
| 医院固定效应 | Y | Y |
| 年度时间固定效应 | Y | Y |
| 是否包含控制变量 | Y | Y |
| R ² | 0.92 | 0.88 |
| 观测值 | 62 | 62 |

数据来源：福建省卫生计生委信息公开网站，<http://www.fjhfdc.gov.cn/xxgk/zfxxgkzl/ysqgk/>。Standard errors are reported in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1