

# 基层财政治理、医疗竞争与居民健康

方红生, 许铭雪

(浙江大学经济学院, 浙江 杭州 310058)

**摘要:** 推动优质医疗资源下沉农村是巩固脱贫成果、推动乡村振兴的重要落脚点。财政运行紧平衡是各级财政当下及未来一段时期需要面对的现状, 科学合理的基层财政治理模式是提高财政对医疗卫生投入效益的制度性保障。本文以“乡财县管”改革为准自然实验, 探讨了财政运行紧平衡背景下的医疗卫生市场与居民健康水平。研究发现: (1)“乡财县管”改革显著改善了改革县居民的健康状况; (2)改革后, 随着财政压力的增加以及财政对医疗机构补贴力度的下降, 医疗市场的准入门槛以及医疗服务的平均价格显著降低, 医疗可及性以及医疗服务供需匹配程度得到改善, 最终改革地区居民健康状况得到显著改善; (3)异质性研究发现, “乡财县管”改革的健康改善作用, 主要体现在农村居民群体中。本文为我国如何在财政紧平衡下推动优质医疗资源下沉、提升基层医疗服务能力提供了参考与借鉴。

**关键词:** 基层财政治理; 财政支出; 居民健康; 乡财县管

**中图分类号:** F812.45 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-4892(2024)09-0003-11

## 一、引言

在造成贫困的各种因素中, 疾病的冲击最为深远。疾病不仅会在当期造成大额医疗支出, 还会对劳动力获取收入的能力产生持续的负面影响, 导致家庭或个人陷入长期贫困<sup>[1][2]</sup>。因此, 保障人民健康, 尤其是扩大县域医疗服务供给、提升县域医疗服务质量, 始终是巩固脱贫成果、推动乡村振兴的重要落脚点。当前财政特别是基层财政总体上呈现紧平衡状态, 科学合理的基层财政治理模式是提高财政对医疗卫生投入效益的制度性保障。本文以“乡财县管”改革为准自然试验, 探讨了财政紧平衡背景下, 集权式基层财政管理体制对医疗服务供给以及居民健康状况的影响。这不仅对当下的基层医疗健康体系建设具有现实价值, 还对我国推动乡村振兴、实现共同富裕具有政策参考意义。

由于医疗保健领域的不确定性以及医疗市场中的信息不对称, 政府有必要对医疗卫生事业进行介入和补贴。政府对医疗卫生事业的投入主要包括两种路径: 一是为公立医院组织人才队伍、购置医疗设备提供资金支持(即补供方); 二是通过社会医疗保险对居民就医行为进行补贴(即补需方)。朱恒鹏等(2021)<sup>[3]</sup>利用13个地市的医院微观数据探讨了两种补贴方式对医疗费用以及服务质量的影响; 王增文等(2022)<sup>[4]</sup>基于省级面板数据比较了两种补贴方式对居民医疗负担的影响。这些研

收稿日期: 2024-05-06

本刊网址: <http://cjlc.zufe.edu.cn>

基金项目: 国家社科基金重大项目(23ZDA020)

作者简介: 方红生(1976—), 男, 安徽枞阳人, 浙江大学经济学院教授, 教育部长江青年学者, 博士生导师; 许铭雪(1997—), 女, 江苏盐城人, 浙江大学经济学院博士生, 通信作者。

究比较了政府对医疗卫生的不同投入方式对医疗质量和医疗负担的影响，一致认为对公立医院的直接补贴助推医疗费用上涨，加重了居民就医负担。本文探讨了减少政府对医院直接补贴的健康效应，丰富了现有研究中关于政府对医疗卫生投入的讨论。这是本文的第一点边际贡献。

此外，随着财政紧平衡成为常态，财政压力的经济社会影响也成为学术研究的重要话题。财政压力增加首先会对地方政府产生冲击，包括税收努力<sup>[5]</sup>、支出结构<sup>[6]</sup>以及发债融资<sup>[7]</sup>等。税收努力会将财政压力传导至企业部门，对企业的盈余管理<sup>[8]</sup>、杠杆操纵<sup>[9]</sup>等方面产生影响。此外，财政压力还会溢出至居民部门，影响居民福利。如梁若冰(2019)<sup>[10]</sup>基于农村税费改革的研究发现，税收收入骤减导致地方政府加大了对超生的处罚力度，进而带来生育率降低以及性别选择行为增加。目前尚未有研究探讨财政压力的健康效应，仅詹新宇和王蓉蓉(2022)<sup>[11]</sup>探讨了财政压力对公共服务质量的影响。本文的研究补充了关于财政压力对居民部门的影响，这是本文的第二点边际贡献。

现有研究中，许多财税改革被用作财政压力变化的准自然实验，如所得税分享改革<sup>[12]</sup>、增值税分成<sup>[13]</sup>、农业税改革<sup>[5][14]</sup>等。但农村税费改革提升了农村居民收入水平，这会对居民健康状况产生直接影响<sup>[15]</sup>；地方政府税收分成比例的下降在带来财政运行压力的同时，也会带来民生性支出比例的增加<sup>[16]</sup>。换言之，此前作为财政压力准自然实验的财税改革不能反映地方政府对医疗卫生领域支持力度的变化，而“乡财县管”改革在带来财政压力的同时，抑制了县财政对民生项目的投入<sup>[17]</sup>，即“乡财县管”改革同时捕捉地方政府财政运行压力的增大以及对医疗等民生项目支出的减少。因此，在实证策略方面，本文创新性地使用“乡财县管”改革作为财政压力变化的准自然实验，这是本文的第三点边际贡献。

本文剩余部分结构如下：第二节阐述“乡财县管”改革内容及其对地方财政、医疗供给以及居民健康的影响；第三节为实证策略与数据说明；第四节为实证结果；第五节为结论。

## 二、理论分析与研究假说

### (一) “乡财县管”改革的制度背景

农村税费改革显著减轻了农民负担，但对基层财政也产生了明显的不利影响<sup>[18]</sup>。农村税费改革后，乡镇财政收支矛盾突出，部分乡镇出现了农村税费问题回潮的现象。为了巩固农村税费改革成果，2002年财政部在《关于完善省以下财政管理体制有关问题的意见》中提出要进一步加强对乡财政的管理，约束乡政府行为。2003年安徽省率先在五河等9县开展“乡财县管”改革试点，后其他省份也陆续展开试点和改革工作。

按照财政部预算司2006年402号文件的总体要求，改革后县级财政部门在预算编制、账户设置、集中收付、政府采购和票据管理等方面对乡镇财政进行管理和监督，具有典型的集权特征。改革后，乡镇财政在名义上依然为一级财政，但乡镇各项财政行为都要接受县级部门的监督与指导。首先，乡镇财政的预算编制要由县级政府最终审批确认，乡镇的支出缺口也由县级财政部门兜底负责。因此，乡镇增收减支的内生动力降低<sup>[19][20]</sup>。其次，改革强化了县级部门对乡镇财政的监督责任。这一措施规范了乡镇的收支行为，但也增加了县乡财政的对接管理和行政成本<sup>[21]</sup>。换言之，县财政的运行压力在“乡财县管”改革后有所上升。

此外，“乡财县管”作为一项集权式财政管理体制改革，弱化了乡镇财政的话语权和裁量权，提高了县级政府的统筹能力<sup>[22]</sup>。姚鹏等(2022)<sup>[17]</sup>发现，“乡财县管”改革强化了县级财政“重基建、轻民生”的支出倾向。地方政府的民生性支出主要包括教育支出、医疗卫生支出以及社会保障，其中教育支出和社会保障支出具有较强刚性。因此，当民生性财政支出减少时，财政对医疗卫

生事业,尤其是非社保范畴的医疗卫生支出的补助将会受到直接冲击。

## (二)理论框架

1. 医疗部门。医疗卫生行业由于具有典型外部性,在大多数国家都是政府深度参与的行业。改革开放前,我国政府对医疗机构实行全额预算<sup>[24]</sup>,但这导致各方办医积极性不足。为解决这一问题,1980年原卫生部《关于允许个体开业行医问题的请示报告》打破了公立医院垄断卫生市场的局面;1983年广州益寿医院成立,成为我国首家民营股份制医院;1985年原卫生部发布《关于卫生工作改革若干政策问题的报告》,该文件明确提出“支持个体开业行医”,是推动医疗体制市场化的关键性文件。本部分分别对非营利性的公立医院和营利性的民营医院展开分析,探讨财政支持力度下降对地方医疗市场以及居民健康状况的影响。

(1) 公立医疗部门。非营利性的公立医院是我国医疗部门的主要组成部分,各级财政对其在多方面提供补贴<sup>[25]</sup>。在接受补贴的前提下,公立医院作为事业单位需要“自行管理、自主经营、自主支配财务收支”,即公立医院需要维持以下的预算平衡:

$$(P_{0t} - C_{0t})N_t \cdot P_t^{public} + Sub_t \geq 0 \quad (1)$$

其中, $P_{0t}$ 为公立医院平均向患者收取的费用, $C_{0t}$ 为公立医院治疗患者的平均成本, $P_{0t} - C_{0t}$ 为医院治疗一个患者获得的平均收益。 $N_t$ 为医院可覆盖范围内的患者数量, $P_t^{public}$ 为患者前往公立医院治疗的概率,即 $N_t \cdot P_t^{public}$ 为公立医院的市场规模。 $Sub_t$ 为医院收到的财政补贴,正是由于政府补贴的存在,公立医院可以提供低于成本的医疗卫生服务。

非营利性的公立医院经营目标是,尽可能覆盖更多的患者。这就意味着公立医院在维持预算约束平衡的前提下,会尽可能降低医疗服务的价格。当补贴减少时,公立医院可以通过增加价格较高、成本较低的医疗检查项目实现增加对就诊患者的收费、维持预算平衡的目标。

(2) 民营医疗部门。截至2021年,民营医院占我国医院总数近70%,数量众多。与公立医院相比,民营医院可以相对自主制定医疗服务价格。在制定价格时,民营医院不仅要考虑公立医院的收费情况<sup>[26]</sup>,还需要考虑市场内其他民营医院的定价。一方面,民营医院整体实力不强,为了与公立医院竞争,通常采取低价策略吸引患者<sup>[27]</sup>。但当公立医院收费上涨时,民营医院也会跟随提高收费,获得更多的利润。另一方面,民营医院之间也存在价格竞争。当市场中民营医院数量增加、竞争加剧时,民营医院的医疗服务价格 $P_{1t}$ 就会下降;反之亦然。即民营医院医疗服务均衡价格 $P_{1t}$ 是公立医院就诊费用的增函数和市场内民营医疗机构数量的减函数。假设民营医院的医疗服务价格 $P_{1t}(m_t, P_{0t}) = f(m_t) + P_{0t}$ ,其中, $m_t$ 为市场中民营医院的数量, $f(m_t)$ 为 $m_t$ 的减函数。进一步,可以得到代表性民营医院 $i$ 的利润函数:

$$\pi_{it} = [P_{1t}(m_t, P_{0t}) - C_{1t}] \frac{N_t \cdot P_t^{private}}{m_t} - f_0 \quad (2)$$

其中, $C_{1t}$ 为民营医院治疗患者的平均成本, $P_{1t}(m_t, P_{0t})$ 为营利性民营医院平均向患者收取的费用。式(2)中, $N_t$ 的含义与式(1)中相同, $P_t^{private}$ 为患者前往民营医院治疗的概率。在市场竞争中,每家民营医院最终都是均衡价格 $P_{1t}$ 的接受者。因此,每家民营医院的市场规模是相同的,均为 $N_t \cdot P_t^{private} / m_t$ 。 $f_0$ 为民营医院运营的固定支出,如场地费用等。当代表性民营医院的利润为正时,会吸引新的企业进入医疗市场;负利润则会淘汰部分竞争力较弱的医疗机构。利润为零时,市场中的企业处于进入市场的临界状态<sup>[28]</sup>,此时市场中的企业数量为市场均衡的结果。

2. 居民私人部门。参考杜创(2013)<sup>[29]</sup>的设定,假设居民的效用函数为:

$$U_{nt} = H_{nt} \cdot Y_{nt} \quad (3)$$

其中, $H_{nt}$ 为居民 $n$ 在 $t$ 期的健康水平; $Y_{nt} = y_{nt} - p_{nt}$ 为居民净收入, $y_{nt}$ 为居民 $n$ 在 $t$ 期的总收入, $p_{nt}$ 为居民相应的医疗支出。当居民不患病或患病不就医时,医疗支出为0。居民健康 $H_{nt} =$

$h_0 \cdot \varepsilon_{nt}$ ，其中  $h_0$  为基础健康水平， $\varepsilon_{nt}$  为服从指数分布的随机健康冲击。当居民健康水平  $H_{nt}$  低于  $h_1$  时，居民  $n$  处于患病状态。

生病时，居民可以选择就医，也可以选择就不就医。若选择不就医，居民存在自愈概率  $P$ ，不需要治疗，自行痊愈；若选择就医，居民可以选择非营利性的公立医院，也可以选择营利性的民营医院，需要消费相应的医院治疗服务量为  $q_{it} = h_1 - h_0 \varepsilon_{nt}$ 。根据居民效用最大化问题，可以求得居民前往公立医院看病的概率  $P_{nt}^{public}$  和前往民营医院看病的概率  $P_{nt}^{private}$  分别为：

$$P_{nt}^{public} = \frac{1}{1 + \exp[(h_1 - h_0 \varepsilon_{nt})(P_{0t} - P_{1t})]} \quad (4)$$

$$P_{nt}^{private} = \frac{\exp[(h_1 - h_0 \varepsilon_{nt})(P_{0t} - P_{1t})]}{1 + \exp[(h_1 - h_0 \varepsilon_{nt})(P_{0t} - P_{1t})]} \quad (5)$$

可以看到，当公立医院治疗费用低于民营医院时，患者前往公立医院就医概率更大；当民营医院治疗费用更低时，患者前往民营医院就医概率更大。当就医的期望效用大于不就医的期望效用时，患者选择就医；反之，患者选择不就医。

### (三) 补贴减少的健康效应

“乡财县管”改革后，随着县财政运行压力的上升以及保障基层政府运行的需要，县财政对医疗卫生事业的补贴支持力度下降。根据前文基于式(1)展开的讨论可知，当财政补贴减少时，公立医院会通过增加对每位就诊患者收费的方式维持收支平衡，即改革会带来  $P_{0t}$  的上升。结合前文，代表性民营医院的利润函数可写作：

$$\pi_{it} = \frac{N_t}{m_t} [f(m_t) + P_{0t} - C_{1t}] \frac{\exp[-(h_1 - h_0 \varepsilon_{nt})f(m_t)]}{1 + \exp[-(h_1 - h_0 \varepsilon_{nt})f(m_t)]} - f_0 \quad (6)$$

可以看到，随着公立医院收费  $P_{0t}$  的上升，民营医疗机构的盈利能力  $\pi_{it}$  将会增加。当代表性民营医院的利润为正时，会吸引新的企业进入医疗市场。企业在进入市场前，需要提前根据潜在市场需求购置药物、支付场地费用，即存在进入门槛：

$$Threshold = C_{1t} \frac{N_t}{m_t} \cdot \frac{\exp[-(h_1 - h_0 \varepsilon_{nt})f(m_t)]}{1 + \exp[-(h_1 - h_0 \varepsilon_{nt})f(m_t)]} + f_0 \quad (7)$$

其中， $f(m_t)$  为民营医院价格中跟随市场竞争而变化的部分。随着市场中民营医院数量的增长， $f(m_t)$  不断减少、市场门槛也逐渐下降，这也会提升医疗市场对民营资本的吸引力。随着新企业进入、 $m_t$  增加以及民营医院价格的下降，代表性民营医疗机构的利润逐渐回归到零，市场实现新的均衡。由于公立医院费用上涨将部分患者挤出至民营部门，在实现新的均衡时民营医院费用不升反降。

由于前往公立医疗部门就医费用增加而民营医院医疗服务价格降低，部分居民会从公立医院转移到民营医院中接受治疗，即价格较低的民营医院部门可以覆盖更多比例的居民，患病居民就医的预期花销  $E(P)_t$  将会降低<sup>①</sup>。此时，患病居民选择不就医的预期效用没有发生变化，而选择就医的预期效用  $U = h_1 [y_{nt} - E(P)_t]$  增加。因此，患病居民选择就医的概率将会增加，对当地居民健康状况产生积极影响。此外，民营医疗机构数量的增加改善了居民的医疗可得性，这也会对居民健康状况产生改善效果<sup>[30]</sup>。因此，这里提出本文的研究假说：

假说 1：“乡财县管”改革后，改革县居民健康水平显著改善。

① 限于篇幅，相关证明省略，作者备案。

### 三、实证策略与数据说明

#### (一) 实证模型

为了检验“乡财县管”改革对地方居民健康水平的影响，本文建立如下双重差分模型：

$$illness_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ct} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 (X_{ct} \cdot \mu_t) + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中  $illness_{ict}$  为  $t$  年居住在  $c$  县的居民  $i$  的健康状况，本文参考刘潇等(2014)<sup>[31]</sup>、Ao 等(2016)<sup>[32]</sup> 以及刘铠豪等(2019)<sup>[33]</sup> 的做法，根据 CHNS 问卷中个体对“过去的四周中，你是否生过病或受过伤”的回答，生成居民健康状态的二元虚拟变量。回答“有”则  $illness$  取值为 1，“无”则取值为 0。 $D_{ct}$  为“乡财县管”改革虚拟变量，系数  $\alpha_1$  反映了“乡财县管”改革对居民健康状况的影响。此外， $\mu_c$  为县域固定效应， $\mu_t$  为年份固定效应。由于被解释变量  $illness_{ict}$  为二值变量，本文在采用线性估计的基础上，还采用了 Logit 模型进行估计。

个人特征和地区特征也会对个人的健康状况产生影响，因此本文的控制变量包括个人层面的控制变量和县域层面的控制变量。式(8)中的  $X_{it}$  和  $X_{ct}$  分别为个人特征控制变量和县域特征控制变量。其中，个人层面的控制变量包括年度个人总收入、性别以及婚姻状态<sup>[34]</sup>。本文覆盖的样本区间较长，较早的时间区间内很多地区特征指标不可得。为了控制地区固有特征对当地居民健康状况的影响，本文参考 Duflo(2001)<sup>[35]</sup> 和 Li 等(2016)<sup>[36]</sup> 的做法，使用县域末期(即 2006 年)特征与年度固定效应的交互项。县域特征变量具体包括人口密度、人均 GDP、第二产业占比、城镇化率以及社会保障水平，其中，社会保障水平使用每万人拥有医院卫生院床位数衡量。

#### (二) 数据说明

本文使用的个人层面健康卫生数据来自中国健康与营养调查(CHNS)，是国内开始时间最早的个人健康追踪调查数据。2009 年 3 月，我国启动了医药卫生体制改革，对医药市场以及居民健康状况产生了系统性影响。为了避免相关政策对本文研究的干扰，本文选取 2009 年以前的七轮 CHNS 数据展开研究。

本文通过查找地方的改革文件确定“乡财县管”改革时点，具体来源包括各地的政府网站、各地财政部门网站、百度搜索引擎、北大法宝网、法邦网等。若发生了“乡财县管”改革，则该样本点的改革虚拟变量取值为 1；未发生则取值为 0。由于部分地区的改革文件缺失、未公开或者表达不明确等问题，关于是否进行了县乡财政管理体制改革的改革的具体情况难以确定，此类样本不纳入本文研究范围，以避免其对改革效应估计产生干扰。个人特征控制变量来自中国健康与营养调查(CHNS)，县域特征控制变量来自《中国县(市)社会经济统计年鉴》。表 1 为主要变量的描述性统计结果。

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
改革虚拟变量	8974	0.0828	0.2756	0	1
患病几率	8844	0.0943	0.2923	0	1
个人总收入	8974	0.4223	0.6665	0	17.4000
性别	8971	1.4832	0.4997	1	2
婚姻状态	8822	1.9320	0.5778	1	9
人口密度	8974	0.3081	0.3071	0.0113	1.9169
人均 GDP	8974	18.0545	14.4541	0.7667	72.0801
第二产业占比	8974	4.4336	2.6413	0.3243	11.2328
城镇化率	8974	8.1088	4.2001	0.6408	17.3684
社会保障水平	8974	215.0945	138.2596	15.7222	612.8738

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归

表 2 为基准回归的结果。其中, Panel A 为线性估计的结果, Panel B 为 Logit 估计的结果。可以看到, 在 Panel A 与 Panel B 各列的回归结果中, “乡财县管” 改革虚拟变量的回归系数均显著为负, 表明 “乡财县管” 改革显著降低了居民的患病几率、改善了居民的健康状况, 初步验证了前文提出的研究假说 1。本文还将个体数据在村落(社区)层面进行加总, 计算村落(社区)的居民患病率。由于患病率为受限变量, 本文在线性回归的基础上还采用了 Tobit 方法进行估计, 结果如表 2 中 Panel A 与 Panel B 的列(5)所示。可以看到, 改革显著降低了村落(社区)的加总患病率, 进一步验证了假说 1。

表 2 “乡财县管” 改革对居民健康的影响: 基准回归结果

变量	Panel A: 线性估计结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>D</i>	-0.0263 *** (-2.61)	-0.0297 * (-1.70)	-0.0380 ** (-2.13)	-0.0367 ** (-2.06)	-0.0475 * (-1.87)
县域控制变量	No	No	Yes	Yes	Yes
个人控制变量	No	No	No	Yes	No
县级固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	Individual	Individual	Individual	Individual	Community
R <sup>2</sup>	0.0006	0.3959	0.3983	0.3995	0.5475
观测值	8844	7991	7991	7895	220
变量	Panel B: 非线性估计结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>D</i>	-1.4910 *** (-4.81)	-1.1248 *** (-6.42)	-1.7226 *** (-8.11)	-1.3709 *** (-6.71)	-0.0483 * (-1.88)
县域控制变量	No	No	Yes	Yes	Yes
个人控制变量	No	No	No	Yes	No
县级固定效应	No	No	No	No	Yes
时间固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	Individual	Individual	Individual	Individual	Community
观测值	8844	8844	8844	8694	220

注: (1) 括号内为 *z* 统计量, 限于篇幅, 精确到小数点后两位; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下同。(2) Panel B 中列(1)–(4)采用 Logit 回归, 其几率比分别为 0.2252、0.3247、0.1659 和 0.2089。当采用 Logit 估计时, 保留个人固定效应会导致大量观测值被删除, 因此在 Logit 估计中仅放入个人特征控制变量、县域特征控制变量以及时间固定效应。

### (二) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 平行趋势。借鉴王永钦和薛笑阳(2022)<sup>[37]</sup>、郭峰等(2023)<sup>[38]</sup>, 建立如下模型进行平行趋势检验:

$$illness_{ict} = \alpha_0 + \sum_{k \geq -10, k \neq -1}^2 \beta_k D_{ct}^k + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 (X_{ct} \cdot \mu_t) + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中,  $D_{ct}^k$  为改革相对时间虚拟变量。当样本地区处于改革前后  $k$  年时,  $D_{ct}^k = 1$ 。图 1 展示了式(9)的回归系数及其 95% 置信区间。可以发现, “乡财县管” 改革实施前, 处理组和对照组的变化趋势

<sup>①</sup> 本文进行了更换估计方法、排除上级政府重新定位冲击的影响、使用 PSM-DID 以及排除同期 “新农合” 等政策干扰的一系列稳健性检验, 发现回归结果稳健。限于篇幅, 稳健性检验结果省略, 作者备索。

并不存在显著差异，满足平行趋势假设。

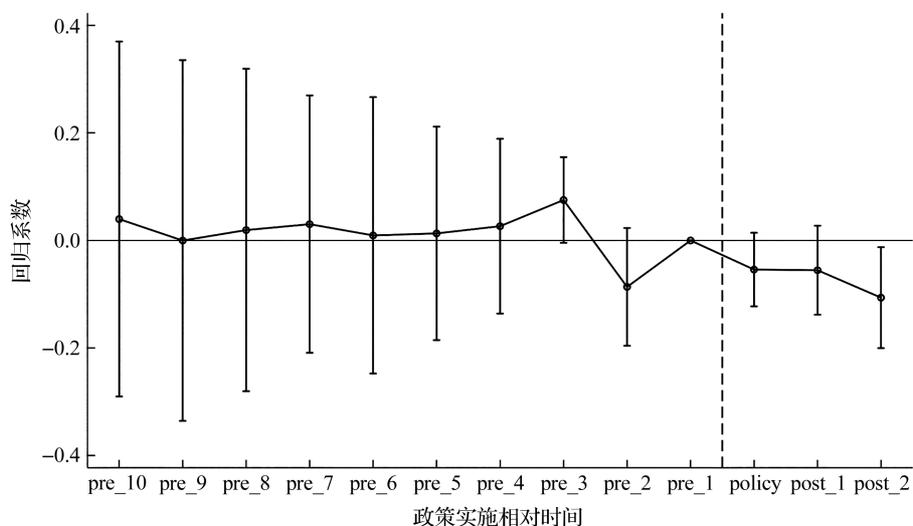


图1 平行趋势检验

注：“乡财县管”改革2003年始于安徽，次年才陆续在其他省份展开。但CHNS调查数据中的最早改革年份为2004年，又因本文只使用2009年医药卫生体制改革以前的CHNS数据，即数据集最晚年份为2006年，故而平行趋势图中政策后只有两年。

2. 安慰剂检验。充分的安慰剂检验也是保证 DID 结果有效性的重要措施。为了避免小概率事件干扰，本文共进行 500 次随机实验，相应的点估计结果及其 P 值分布如图 2 所示。其中，右侧安慰剂检验采用线性估计方法，左侧安慰剂检验采用 Logit 估计方法。

在线性估计的安慰剂检验中，仅 48 例回归系数小于基准回归对改革平均效应的估计；在 Logit 估计的安慰剂检验中，几乎所有虚假实验的回归系数都大于基准回归的估计结果。因此，与虚假实验的结果相比，前文基准回归的结果是一个发生概率极小的离群点。

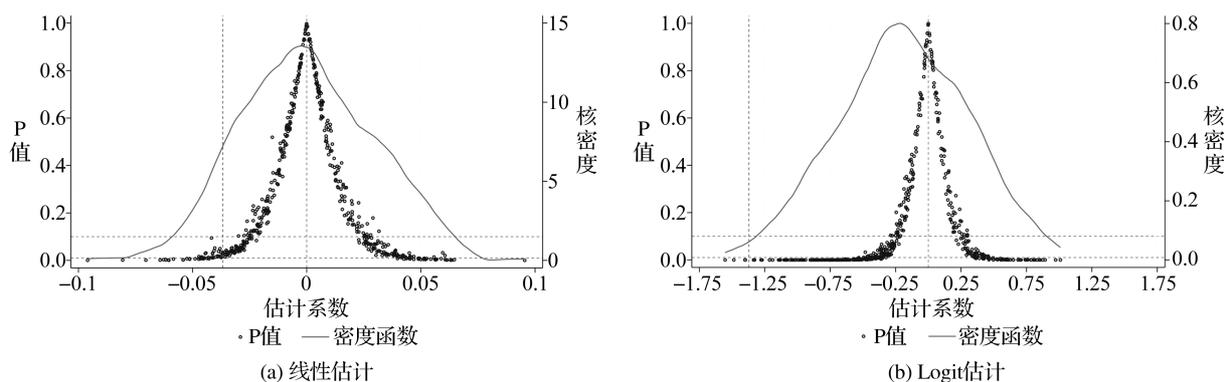


图2 安慰剂检验

### (三) 机制检验

“乡财县管”改革导致的县财政运行压力增加、财政用于医疗卫生领域的补助减少，是改革影响当地医疗服务系统以及居民健康状况的逻辑起点。因此，在机制检验部分，本文首先检验“乡财县管”改革对县财政行为产生的影响。表3列(1)一(3)分别以县级人均财政收入、县级人均财政支出和县级财政自给率(财政收入/财政支出)为被解释变量，对县财政压力的变化进行检验。可以看到，“乡财县管”改革后县财政自给能力显著下降，运行压力显著增加。列(4)中以医疗卫生支

出在县级财政一般预算支出中的占比为被解释变量，列(5)以各县人均医疗卫生支出规模为被解释变量。在这两列中，“乡财县管”改革虚拟变量的回归系数均显著为负，表明“乡财县管”改革后，县级政府对医疗卫生支出的重视程度以及县级人均医疗卫生支出规模均出现显著下降。列(6)进一步使用 CHNS 中关于“医院发放的工资有多少百分比来自政府”的调查数据，实证检验了“乡财县管”改革前后医院收到的政府补贴变动情况。可以看到，医院得到的政府财政补贴力度在改革后显著下降，初步验证了前文理论分析中关于改革财政效应的讨论。

表 3 “乡财县管”改革的财政效应

变量	(1)财政收入	(2)财政支出	(3)财政自给率	(4)医疗卫生支出比重	(5)人均医疗卫生支出	(6)补贴力度
<i>D</i>	-0.1461*** (-8.53)	49.5645** (1.99)	-0.0847*** (-16.97)	-0.0039*** (-5.00)	-2.7536** (-2.11)	-10.0027** (-2.85)
县级特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	County	County	County	County	County	County
R <sup>2</sup>	0.9168	0.8668	0.8557	0.7528	0.8845	0.1539
观测值	6510	6510	6510	3003	3003	321

注：《全国地市县财政统计资料》中仅 2003—2007 年包含医疗卫生支出项目，因此列(3)和列(4)的回归样本量锐减。列(6)由于回归聚类到县，判断 *z* 值时的自由度较小，*z* 值需大于 3.055 才能通过显著性水平为 1% 的双侧检验。

根据前文的理论分析，“乡财县管”改革后，财政补贴力度的减弱会带来医疗市场准入门槛的降低，进而带来医疗服务供给的增加。为了检验改革后医疗市场的变化，本文删除了登记机关为地方事业单位登记管理部门和编制委员会的工商注册企业。根据删除后的注册企业样本，本文计算了县内医疗卫生行业的企业平均注册资本以及新增企业数量。表 4 列(1)以县域内医疗卫生行业工商注册企业的平均注册资本为被解释变量。可以看到，医疗卫生行业企业平均注册资本在“乡财县管”改革后显著减少，表明改革后的医疗行业中企业的规模越来越小。列(2)以各县每年卫生行业新增工商注册企业数量为被解释变量进行负二项回归。结果表明，医疗卫生行业的注册企业数量显著增长。

登记机关为地方事业单位登记管理部门和编制委员会的工商注册企业具有明显的公立特征，本文也对公立卫生机构展开分析。通过只保留这些企业，本文统计了各县每年公立卫生机构数量。表 4 列(3)以此为被解释变量进行回归，结果显示，公立卫生机构数量在“乡财县管”改革前后没有显著变化。为了进一步探讨市场门槛降低在促进企业进入中的作用，在列(2)回归的基础上，本文进一步将列(1)中的县域平均注册资本作为解释变量加入方程，结果如列(4)所示。可以看到，市场门槛降低在促进新企业进入中作用十分显著。

表 4 “乡财县管”改革对医疗服务市场的影响

变量	(1)注册资本	(2)新进入企业数	(3)公立卫生机构	(4)新进入企业数
<i>D</i>	-74.8246**(-2.06)	0.1522**(2.13)	0.0023(0.11)	0.0313(0.42)
注册资本				-0.0006***(-4.66)
县级特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
县级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	Village	Village	Village	Individual
R <sup>2</sup>	0.5862			
观测值	5986	5011	4414	3553

注：在列(2)中，考虑到低税竞争是财税行为影响企业进入选择的重要因素<sup>[39]</sup>，本文根据工业企业数据库数据计算了县域企业平均所得税水平，并加以控制。

随着医疗卫生机构数量的增加，医疗可得性也会改善。本文利用 CHNS 中“调查村落(社区)

与附近卫生设施的距离”的调查数据进行检验。表5列(1)和列(2)分别采用线性回归和Tobit回归进行估计。实证结果表明,改革后村落到卫生设施的平均距离显著缩小。

在前文的理论分析中,随着民营医疗机构的增加以及居民前往民营医疗机构概率的增加,居民平均就诊负担将会下降。在表5列(3)和列(4)分别以CHNS个人调查中“病人本次生病治理费用”以及社区调查中“社区经常被光顾的医院,一个自费的流感病人通常要花多少钱”的回答为被解释变量。结果表明,居民就诊费用在改革后的确显著下降,与预期保持一致。

表5 “乡财县管”改革对医疗服务市场的影响

变量	医疗机构距离		治疗费用	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>D</i>	-2.7286**(-2.11)	-3.1430*(-1.84)	-1.0502**(-2.32)	-20.2793***(-3.93)
县级特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
县级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	Village	Village	Individual	Village
R <sup>2</sup>	0.4413		0.1647	0.3417
观测值	385	385	671	4667

#### (四) 异质性分析

改善农村居民健康是我国健康中国行动的重点。本节根据CHNS数据判断被调查个体为城镇居民还是农村居民,检验“乡财县管”改革前后两类居民健康状况的变化情况,结果如表6所示。其中,列(1)和列(2)为城镇结果,列(3)和列(4)为农村地区结果;列(1)和列(3)为线性回归结果,列(2)和列(4)为Logit回归结果。可以看到,“乡财县管”改革对居民健康的改善作用在农村居民群体中更为突出。

表6 “乡财县管”改革对居民健康的影响:城乡异质性

变量	线性回归		Logit回归	
	(1)城镇居民	(2)农村居民	(3)城镇居民	(4)农村居民
<i>D</i>	0.0180(0.47)	-0.0420**(-2.44)	-0.8006*(-1.72)	-1.4621***(-6.51)
县级特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
县级固定效应	Yes	Yes	No	No
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	Individual	Individual	Individual	Individual
R <sup>2</sup>	0.0787	0.0709		
观测值	1557	7139	1557	7137

## 五、结 论

本文以“乡财县管”改革为准自然实验,探讨了财政运行紧平衡背景下集权式基层财政管理体制对医疗服务供给以及居民健康状况的影响。基础回归和稳健性检验的结果显示,“乡财县管”改革显著改善了改革县居民健康状况。具体来说,“乡财县管”改革降低了乡镇财政增收的积极性,导致县域财政收入规模减小、财政运行压力增大、财政部门对医疗机构补贴力度下降。补贴力度的下降降低了医疗市场的准入门槛,使得市场中医疗机构数量显著增加,当地居民的医疗可得性上升、医疗服务供需匹配程度提高。最终,“乡财县管”改革对当地居民的健康状况产生了显著的改善效果。此外,本文异质性分析发现,“乡财县管”改革的健康效应主要体现在农村居民群体

中。

基于研究结论,本文提出以下政策建议:第一,减少对公立医院的补贴力度,增加对患者就医的补贴保障。适当减少对医院的直接补贴,可以鼓励更多中小资本进入医疗市场,打破公立医院对医疗服务供给的垄断,激发医疗市场潜力。削减的补贴可用于提升居民的医保补贴力度,将财政对医疗卫生事业的补助结构从以“补供方”为主转变为以“补需方”为主。一方面,进一步扩大医疗保险覆盖范围,早日实现应保尽保,提高医疗保险的报销比例与限额、减轻患者就医负担;另一方面,提高对困难群众的医疗救助限额、合理控制政策范围内自付费用比例,增强医疗救助的托底保障功能。第二,政府应加强对医疗服务供给的监管。减少对公立医院的补贴并不意味着政府要退出医疗卫生市场,而是要从医疗服务的提供者转变为医疗卫生系统的监管者。加强对医疗产品和服务及其提供者的准入、质量及价格的监督和管理,维护公共服务领域的公众利益和社会整体利益。第三,推动“乡财县管”工作提质增效。“乡财县管”改革后的财政收入收缩固然客观上改善了改革地区的医疗服务供给以及居民的健康状况,但适当增强县级财力不仅可以增加对困难群众的医疗救助力度,而且有利于推动县级政府更好落实其他强农惠农、乡村振兴等工作计划。乡镇增收内生动力的丧失是财政收入收缩的主要原因,可以适度削弱县级财政对乡镇财政的最终决定权,提高乡镇在预算安排、财政决算等环节的话语权,重塑乡镇财政的自主权和责任意识。

#### 参考文献:

- [1]解垚.健康对劳动力退出的影响[J].世界经济文汇,2011,(1):109-120.
- [2]刘生龙,李军.健康、劳动参与及中国农村老年贫困[J].中国农村经济,2012,(1):56-68.
- [3]朱恒鹏,岳阳,续继.政府财政投入模式对医疗费用的影响[J].经济研究,2021,(12):149-167.
- [4]王增文,刘庆,胡国恒.政府医疗投入与居民医疗负担——基于“补供方”与“补需方”的路径分析[J].财经研究,2022,(2):123-137.
- [5]陈晓光.财政压力、税收征管与地区不平等[J].中国社会科学,2016,(4):53-70,206.
- [6]余靖雯,陈晓光,龚六堂.财政压力如何影响了县级政府公共服务供给?[J].金融研究,2018,(1):18-35.
- [7]王术华.财政压力、政府支出竞争与地方政府债务——基于空间计量模型的分析[J].经济与管理评论,2017,(5):74-82.
- [8]马光荣,李力行.政府规模、地方治理与企业逃税[J].世界经济,2012,(6):93-114.
- [9]饶品贵,汤晟,李晓溪.地方政府债务的挤出效应:基于企业杠杆操纵的证据[J].中国工业经济,2022,(1):151-169.
- [10]梁若冰.财政激励与消失的女性[J].经济学(季刊),2019,(2):461-482.
- [11]詹新宇,王蓉蓉.财政压力、支出结构与公共服务质量——基于中国229个地级市面板数据的实证分析[J].改革,2022,(2):111-126.
- [12]徐超,庞雨蒙,刘迪.地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析[J].经济研究,2020,(6):138-154.
- [13]席鹏辉,梁若冰,谢贞发,等.财政压力、产能过剩与供给侧改革[J].经济研究,2017,(9):86-102.
- [14]谢贞发,严瑾,李培.中国式“压力型”财政激励的财源增长效应——基于取消农业税改革的实证研究[J].管理世界,2017,(12):46-60,187-188.
- [15]田坤,行伟波,石光.税制改革的健康效应——基于中老年人自杀行为的证据[J].经济学(季刊),2022,(6):2063-2084.
- [16]马光荣,张凯强,吕冰洋.分税与地方财政支出结构[J].金融研究,2019,(8):20-37.
- [17]姚鹏,李金泽,孙久文.县乡财政支出集权能增加地方民生性支出吗?——基于安徽省“乡财县管”准自然实验的证据[J].中国农村经济,2022,(2):94-114.
- [18]周黎安,陈伟.县级财政负担与地方公共服务:农村税费改革的影响[J].经济学(季刊),2015,(2):417-434.
- [19]冯兴元.县乡财政管理体制:特点、问题与改革[J].农业经济问题,2010,(1):79-89.
- [20]李俊生,侯可峰.“乡财县管”导致乡镇财政能力弱化的机理与改革建议——基于田野调查和面板数据分析的结果[J].预算管理,2015,(6):18-22,17.
- [21]吕连生.安徽省“乡财县管”改革的研究[J].经济研究参考,2005,(60):8-11,39.
- [22]李永友,王超.集权式财政改革能够缩小城乡差距吗?——基于“乡财县管”准自然实验的证据[J].管理世界,2020,(4):113-130.

- [23]柳庆刚,姚洋. 地方政府竞争和结构失衡[J]. 世界经济, 2012, (12): 3-22.
- [24]方鹏骞,董四平,肖婧婧. 中国政府卫生投入的制度变迁与路径选择[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2009, (2): 201-212.
- [25]张安. 构建医疗卫生服务监管体制[J]. 宏观经济管理, 2005, (12): 25-27.
- [26]于良春,甘超. 垄断与竞争: 中国医疗行业市场效率分析[J]. 经济与管理研究, 2020, (6): 47-58.
- [27]沈清,徐素艳,黄潘彩,等. 浙江省民营医院的运行情况调查[J]. 中国卫生经济, 2007, (8): 56-58.
- [28]赵玉奇,柯善咨. 市场分割、出口企业的生产率准入门槛与“中国制造”[J]. 世界经济, 2016, (9): 74-98.
- [29]杜剑. 价格管制与过度医疗[J]. 世界经济, 2013, (1): 116-140.
- [30]李华,俞卫. 政府卫生支出对中国农村居民健康的影响[J]. 中国社会科学, 2013, (10): 41-60, 205.
- [31]刘潇,程志强,张琼. 居民健康与金融投资偏好[J]. 经济研究, 2014, (S1): 77-88.
- [32]Ao X., Jiang D., Zhao Z. The Impact of Rural-urban Migration on the Health of the Left-behind Parents[J]. China Economic Review, 2016, 37: 126-139.
- [33]刘铠豪,佟家栋,刘润娟. 中国出口扩张的健康成本——来自成年人发病率率的证据[J]. 中国工业经济, 2019, (8): 118-135.
- [34]刘晓婷,楼心怡. 逆向选择还是正向选择: 健康风险与风险态度对居民商业健康保险参保的影响研究[J]. 保险研究, 2023, (8): 16-28.
- [35]Duflo E. Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment[J]. American Economic Review, 2001, 91(4): 795-813.
- [36]Li P., Lu Y., Wang J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18-37.
- [37]王永钦,薛笑阳. 法治建设与金融高质量发展——来自中国债券市场的证据[J]. 经济研究, 2022, (10): 173-190.
- [38]郭峰,曹友斌,熊云军,等. 国家级新区设立与企业空间布局: 基于镇级面板数据的分析[J]. 经济研究, 2023, (8): 191-208.
- [39]沈坤荣,付文林. 税收竞争、地区博弈及其增长绩效[J]. 经济研究, 2006, (6): 16-26.

## Local Fiscal Governance, Medical Competition, and Residents' Health

FANG Hongsheng, XU Mingxue

(School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

**Abstract:** Promoting high-quality medical resources in rural areas is pivotal for solidifying poverty alleviation gains and advancing rural revitalization. Fiscal constraints present a challenge for government at all levels, necessitating a scientifically sound governance model in fiscal departments to optimize fiscal expenditure in medical and health care. This study uses the “County Managing Township Finance” reform as a quasi-natural experiment to study the healthcare market and residents' health under fiscal pressure. The findings of the study are as follows: (1) The reform significantly enhances residents' health. (2) Fiscal pressures and reduced subsidies to public hospitals lower the market entry barriers and average service costs, improving healthcare accessibility and supply-demand alignment. (3) Heterogeneity analysis finds that the reform benefits rural residents more notably. This study provides a reference for how to enhance local healthcare capacities amid fiscal constraints.

**Key words:** Local Fiscal Governance; Fiscal Expenditure; Residents' Health; “County Managing Township Finance” Reform

(责任编辑:朱丹)