

门诊待遇非线性定价与住院率^{*}

——来自城乡居民基本医保的证据

王 贞 封 进 刘一恒

内容提要:我国住院率长期高于国际水平,由此导致卫生费用快速增长,业已成为困扰学术界和政策层的社会问题之一。目前,我国已建成世界上规模最大的基本医疗保障网,社会医疗保险成为最大的医疗服务支付方。本文聚焦于医疗保险待遇设计中普遍存在的非线性定价政策,解释其对住院率的影响并提出制度优化。具体地,本文利用我国典型城市2013—2017年城乡居民医保报销数据,利用事件研究法考察较低的门诊报销封顶线对住院的影响。结论发现,在达到门诊封顶线后,患者会选择住院服务来替代门诊;其中,住院概率增加77个百分点,住院次数和天数分别上升16%和23%;并且主要是年龄较大的个体通过去二级及以下医院住院替代门诊。群聚估计(bunching)表明,若取消门诊封顶线,由此节约的住院医保支出大于门诊医保支出的增加,可实现待遇提高、基金节约的双赢效果。本文结论揭示了门诊待遇中的非线性定价导致了高住院率,为医保制度优化提供了政策启示。

关键词:医疗保险 门诊待遇统筹 高住院率 事件研究法 群聚估计

一、引 言

新时期党和政府高度重视我国卫生健康事业发展,将“实施健康中国战略”提升到国家整体战略。2009年新医改以来,我国卫生健康事业发展进入快车道,取得了一系列举世瞩目的成就。但与此同时,我国的卫生费用也快速增长,2010—2021年间卫生总费用的平均增速为12.9%,远超同期GDP增速;在我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段的背景下,当前卫生总费用的增长趋势必然不可持续。《“十四五”全民医疗保障规划》也进一步指出,要将维护人民生命安全和身体健康放在首位,同时也应坚持尽力而为、量力而行的原则,使得保障制度更可持续。而合理优化支出结构、改善医疗资源配置效率,才能既体现医疗保障的“尽力而为”,同时也兼顾“量力而行”,这也是新时期政策层和学术界探究的重点改革方向。

长期以来,中国医疗卫生事业中一个重要的特征事实是住院率水平较高。新医改以来,我国住院率从近10%增长至2019年的19%,权威医学杂志《柳叶刀》(*Lancet*)发布的一项跨国对比的研究发现,中国的门诊率接近世界平均水平,但住院率却远高于世界平均水平(Moses et al., 2019)。根据经济合作与发展组织(OECD)、世界卫生数据交换库(GHDx)和联合国人口司(UNPD)的数据,2017年中国住院率为16.5%,超过了美国、英国、意大利、日本和韩国等国家。图1利用最新的数据展示了中国住院率和OECD主要国家的对比,可以发现中国住院率水平居前且增速最快。

中国高住院率的成因较为复杂。大部分学者认为高住院率是由于以公立医院为主的供给诱导需求行为(朱恒鹏,2018;臧文斌等,2020),另外一些学者也指出,我国医疗保险统账结合的制度,

^{*} 王贞、封进、刘一恒,复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:zhenwang@fudan.edu.cn, jfeng@fudan.edu.cn, liuyiheng18@fudan.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金重点项目(72334002)、国家自然科学基金青年项目(72003039)的资助。作者感谢第四届“中国健康经济学论坛”、第八届“中国财政学论坛”与会者的有益评论,感谢宋弘、黄炜、唐珏、谢强、丁暄等老师的建议,同时感谢匿名审稿专家提供的建设性意见。当然,文责自负。

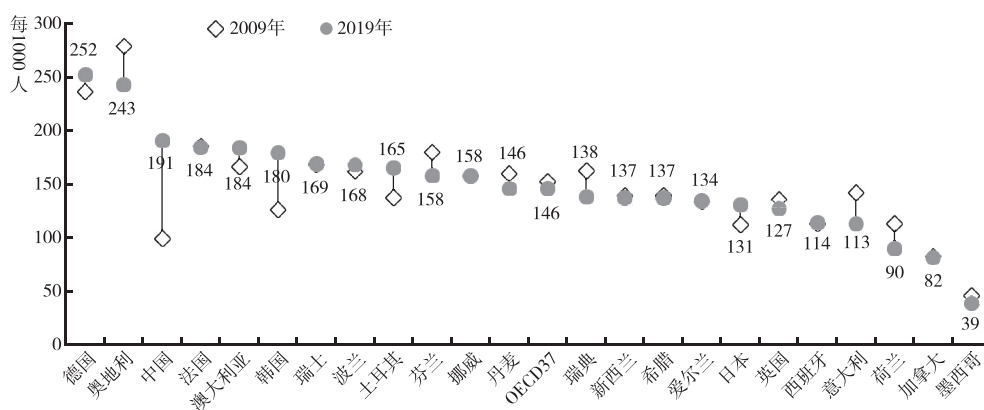


图1 中国与主要 OECD 国家住院率变化

注:数据来源于 OECD Health Statistics (2021),图中分别展示每个国家 2009 年和 2019 年每千人住院率。

使得住院可以由统筹基金报销,由此导致住院率更高(朱凤梅等,2021;王震和朱凤梅,2020),此外也包括其他解释。^① 住院是医疗资源密集型的服务方式,高住院率必然会带来卫生费用的快速增长。因此,探究我国高住院率背后的驱动因素,合理优化制度安排和资源配置,对实现健康中国战略目标具有重大意义。

本文从理论和实证两方面探究基本医疗保险报销规则是否是高住院率的原因之一。目前,由国家医保局管理的基本医疗保险已经成为我国医疗服务市场最大的支付方,截至 2020 年,中国基本医疗保险参保人数约 13.6 亿(参保率达 95% 以上),当年基金支出共计约 2.1 万亿元,占全国公立医院总收入约 66.7%。^② 因此,基本医疗保险的待遇支付设计将直接影响我国医疗服务利用的特征及费用增长(封进等,2015)。

我国社会医保待遇的基本特征是“重住院、轻门诊”,体现为门诊待遇非线性定价(nonlinear pricing)。我国基本医保待遇制度根植于 1994 年“两江”试点的改革经验,^③试点经验在全国推广的过程中,大部分地区统筹基金仅支付住院费用,门诊由个人账户支付或个人自付。此后,全国大部分地区已不同程度建立门诊待遇统筹制度,但门诊待遇具有高度非线性特征,特别是设置较低的封顶线,在封顶线以下统筹基金按一定比例报销门诊费用,达到封顶线后则需要患者全额自付。这一制度设计初衷是为了控制门诊的道德风险,但随着住院待遇不断提高和居民对医疗服务需求的增加,门诊待遇不足将促使患者选择待遇更高的住院服务进行替代,这必将推升住院率,增加医疗负担;特别是对于本可避免的住院类型,住院耗费的医疗资源高于门诊,可能恶化医疗资源配置效率。

为了更为严谨地论证并量化因果效应,本文利用我国 2013—2017 年某地级市的城乡居民医保患者实际就诊数据,使用事件研究法(event study),检验门诊较低的封顶线对患者门诊、住院行为的影响,^④并进一步模拟了取消门诊封顶线后的成本收益。结果表明,门诊封顶线较低的非线性定价会极大地推高住院率,特别是在恰好达到门诊封顶线时,患者住院概率增加近 77 个百分点。群聚估计(bunching)发现,取消门诊封顶线后,由此节约的住院医保基金将大于门诊医保基金的增

① 具体可以参见 <http://www.xyjpl.com/contents/3/11249.html>。

② 数据来源于《2020 年全国医疗保障事业发展统计公报》《中国卫生健康统计年鉴》等。

③ 1994 年,我国在江苏镇江和江西九江试点城镇职工基本医疗保险制度,其中一项任务是探索两种医保报销模式:一种是门诊由个人账户支付,住院由统筹基金支付,即分块支付(又称“板块式”);另一种模式是门诊个人账户余额用完,可进入统筹基金报销,住院也由统筹基金支付(又称“通道式”)。在后来的试点经验推广过程中,绝大部分地区选择了“板块式”报销模式。

④ 本文所选取城市的门诊报销封顶线为 200 元(对应门诊总费用至少为 333 元,详见第二部分);根据《中国卫生健康统计年鉴》数据,2020 年全国门诊病人均医药费为 324.4 元,因此,该封顶线设置较低。

加,节省了约20%左右的基金支出。这一粗略的测算表明,取消门诊待遇中较低的封顶线,可以兼顾医保待遇提高和基金节约,这为我们提供了有益的政策启示。

本文结论有助于厘清我国多年存在的高住院率之谜,同时也提出政策优化路径。高住院率问题不仅带来公共财政和医疗保险的压力,也会加剧“看病难、看病贵”的问题。与发达国家相比,我国的典型特征是,基本医疗保险是医疗服务市场中最大的支付方,其支付结构和定价设计会产生重大影响。提高门诊待遇后,置换那些本可在门诊治疗的住院患者,可以实现待遇提高、基金节约的双赢效果。

二、文献综述

与本文相关的文献包括两支:第一是研究门诊及药品服务和住院服务之间的关系,第二是对中国高住院率的研究。

(一) 门诊及药品服务和住院服务之间的关系

国际文献对该问题做了大量研究,但所得结论尚存争议。大部分研究发现,门诊服务可以替代住院服务。较有影响力的研究是 Chandra et al. (2010),他们基于美国数据发现降低医保对门诊和药品的报销,将会导致患者住院服务利用增加,从而出现总费用不降反增的“抵消效应”(offset effects)。Kaestner et al. (2019)发现美国老年人医保D部分提供对药品报销后,使得住院率和住院费用显著下降。Layton et al. (2022)的研究发现放松美国医疗救助(medicaid)对药品报销限额后,可以有效地减少可避免住院。除了关于美国的研究外,一项关于巴西的研究也有类似发现(Américo & Rocha, 2020)。

少量文献发现门诊服务和住院服务不存在明显关系或存在互补关系。早期较为著名的是美国兰德医疗保险实验,随机实验结果发现门诊待遇更高并不能起到降低总费用的作用。Chandra et al. (2014)基于美国低收入群体的研究,并没有发现门诊服务和住院服务之间存在显著关系。Wang et al. (2015)研究发现加拿大处方药保险项目的推广,也并未对住院产生显著影响。此外,Kaestner & Sasso (2015)的研究表明住院服务和门诊服务之间甚至存在互补关系。

目前,针对中国的研究尚且较少。其中,刘国恩等(2009)、杳钰淇等(2023)研究了职工医保个人账户对医疗支出的影响;朱铭来和郑先平(2020)从理论上探讨了职工门诊共济保障机制的建立;王震和朱凤梅(2020)、朱凤梅等(2021)分析了我国职工医保门诊保障改革的政策效应,发现存在“门诊换住院”的现象;He(2021)基于中国城镇职工医疗保险的研究发现,门诊待遇的提高可以降低住院次数和住院费用。

(二) 中国高住院率水平

关于中国高住院率的文献主要集中于从供给方的视角。封进等(2010)的研究发现新农合建立后会导致县医院的医疗服务价格提高,这表明具有垄断地位的县医院有较强的逐利动机。医疗机构及医生出于逐利动机,存在“以药养医、以械养医”等行为,在医药分开改革后仍未能有效避免(陈醉等,2018;何庆红等,2021)。朱恒鹏等(2021)发现当财政增加对公立医院的投入,将会加剧医院规模扩张,通过提高住院率、提高次均医疗费用来实现盈利目标;臧文斌等(2020)的研究发现,医院主要针对疾病总花费变异系数(CV)大的病种,收取更高的费用。

综上,本文有三方面贡献:第一,鲜有文献考察我国医疗保险门诊待遇的非线性定价对住院影响的因果效应,大部分文献未能给出严谨的因果效应估计;第二,鲜有文献从医疗服务支付方(即公共医疗保险)的角度去解释我国居高不下的住院率水平,大部分文献基于供给方视角;第三,经典的最优医保待遇理论指出,使得社会福利最大化的待遇水平需要平衡风险分担带来的收益和道德风险导致的成本(Chetty & Finkelstein, 2013;赵绍阳等,2015;封进等,2022),本文结论表明,经典的最优医保理论忽视了不同医疗服务类型之间的相互影响,这为进一步改进最优医保理论提供了经验证据。

三、制度背景和特征事实

目前,我国基本医疗保险覆盖 13.6 亿人,^①但医疗保障制度发展不平衡不充分的问题逐步显现,其中被较多关注的是地区间的待遇差异(付明卫等,2020)、城乡间的待遇差异(马超等,2016)以及医保类型间的差异(封进等,2018),而易被忽视的是门诊待遇和住院待遇之间的不平衡问题。本文研究主要基于我国城乡居民基本医疗保险(下文简称“居民医保”),从居民医保的制度特征、典型地区的制度背景和特征事实进行展开。

(一)居民医保制度背景

截至 2020 年居民医保覆盖人数达 10.16 亿人,占基本医保参保人数 74.7%,主要覆盖除参加职工医保以外所有的群体。城乡居民医保是 2016 年统筹整合新农合和城镇居民医保而建立,由于在统筹过程中遵循“待遇就高不就低”的原则,整合后待遇水平显著上升,但个人筹资水平并没有相应提高,其中财政补贴占比高。城乡居民医保基金的结余率不断下降,从 2011 年的 30.5% 降至 2019 年的 4.5%,伴随着近年来抗癌药进医保目录以及高血压、糖尿病等慢性病的进一步保障,基金支出规模将持续增加;另外,截至 2019 年,两级财政补贴占基金收入的比例高达 63%,可见目前基金收入过度依赖财政补贴。^② 总体来看,城乡居民医保目前面临的困境包括:基金平衡运行压力较大,基金收入过度依赖财政补贴,自愿参保条件下保费提升阻力大。

(二)典型城市居民医保待遇政策

典型城市 A 于 2009 年较早实现了城乡居民基本医疗保险制度整合,同时建立了门诊统筹制度。制度规定参加居民医保的人员,只要在本市基层定点医疗机构就医,所发生的医保范围内的费用纳入统筹基金支付。支付标准为由门诊统筹基金按 60% 的比例进行支付,且一个自然年度内门诊统筹资金为个人报销的门诊医疗费用累计不超过 200 元,其门诊报销政策规则如图 2 所示。图中横轴为个人年度累计政策范围内门诊费用,纵轴为个人需要自付的费用,当门诊累计费用小于 333 元($\approx 200/60\%$)时,个人需要支付 40%,当超过 333 元后,个人需要支付所有的门诊费用。

该城市住院待遇与门诊待遇无关。该城市住院待遇设置了起付线、共付段以及封顶线,其住院起付标准较低,如乡镇卫生院的起付线为 50 元;而相应的报销比例较高,如乡镇卫生院的报销比例为 90%。^③ 由于居民医保覆盖新生儿、未成年儿童以及大学生等群体,在后文分析中我们仅保留年龄大于 30 岁的参保者。

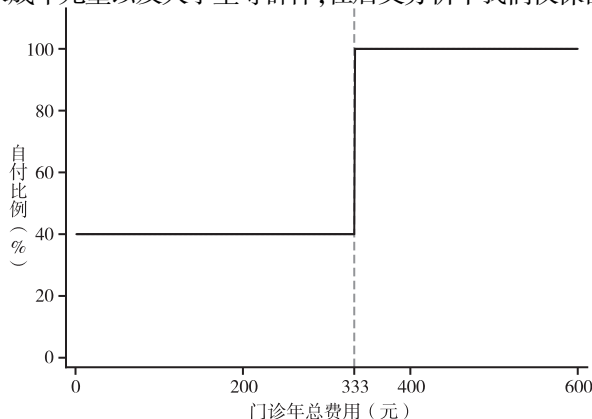


图 2 A 市城乡居民基本医疗保险门诊统筹报销规则

① 关于我国医疗保险制度改革的回顾可参见雷晓燕和傅虹桥(2018)。

② 此外,我国也建立了居民医保的大病保险,其筹资也从居民医保划拨,加大了居民医保支付压力。

③ 关于 A 城市住院待遇详细介绍请参见本刊网站登载的附录 1。

(三) 特征事实

本文数据涵盖 2013—2017 年城乡居民参保人员的就医记录,利用该数据我们初步给出门诊和住院服务由于待遇规则所产生的“替代现象”证据。如图 3 分别描绘了门诊病人、住院病人与门诊年累计费用之间的概率密度分布,图中横轴为个人过去一年中在基层医疗机构的门诊费用加总,纵轴分别为在相应费用段内,有门诊记录或住院记录的患者人数占总人数的比重。

从图中可以发现,在门诊报销封顶线附近,出现了门诊病人和住院病人“堆积”的现象,该处病人的数量显著高于其附近费用段的人数分布。导致该分布的一个较为重要的原因是,超过封顶线后门诊需要全额自付,使得超过起付线的病人转向住院治疗,因此住院病人、门诊病人均在封顶线附近形成堆积。^①

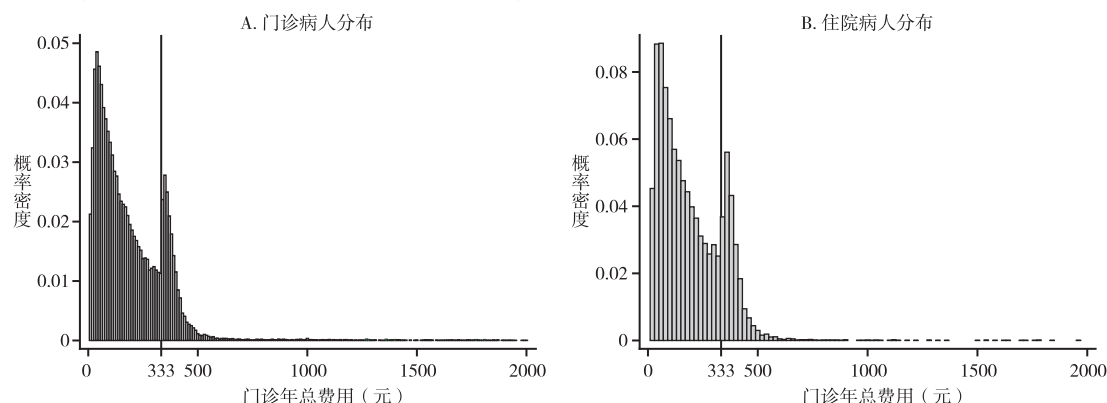


图 3 门诊及住院病人与门诊年总费用概率分布

注:(1)样本为 2013—2017 年 A 市城乡居民基本医疗保险参保者,且年龄大于 30 岁;(2)图 3A 中的带宽为 10 元,图 3B 中的带宽为 20 元。

四、理论模型

理论模型首先刻画了参保个体在面临健康冲击时,如何对门诊和住院不同待遇做出最优化决策,其次引入非线性报销规则(即门诊封顶线)刻画图 3 中的堆积行为,最后定义当门诊待遇较低时对住院产生的溢出效应(spillover effect)。

(一) 个体最优化决策

本文假定医疗服务供给方具有完全利他主义动机,因此医疗花费取决于患者的最优化决策。^②假定个体面临随机健康冲击且被医疗保险覆盖,当其面临健康冲击时可以选择门诊和住院服务,^③个体的效用函数由两部分组成,且为拟线性效用(quasi-linear utility):

$$U = \underbrace{H(x_o, x_h; \theta)}_{\text{医疗服务消费}} + \underbrace{I - \pi - c_o x_o - c_h x_h - \omega x_h}_{\text{其他消费}} \quad (1)$$

其中, I 为个体的收入, π 为支付的保费, x_o 和 x_h 是门诊和住院的费用支出, c_o 和 c_h 分别为门诊和住院患者自付比例, ω 为住院导致的单位时间机会成本。 H 为投入要素为门诊和住院的健康生产

^① 图中门诊病人主要堆积在 333 元右侧,根据实地调研经验有两种原因,第一,患者无法完全控制自己的医疗花费,如果用满门诊报销额度,必然会导致总费用超出 333 元;第二,门诊费用中部分费用不在医保支付范围内,因此达到门诊报销封顶线意味着总费用会堆积在 333 元右侧。此外,也可能存在患者想要冲击或跨过封顶线的非理性行为,本文无意分离可能存在的非理性行为影响,仅估计综合效应。

^② 尽管在理论上医院和医生存在逐利动机,但由于目前存在总额预付、取消药品加成等政策,因此患者自身的就医选择具有一定的主动权,后文稳健性检验 3 中进一步探讨了供方行为的影响。

^③ 就本文所研究的问题,此处健康冲击主要是指较小的健康冲击,不包括重特大疾病的情况。因为在重特大疾病冲击下,患者只能选择住院治疗。

函数,形式为规模报酬递减的常替代弹性系数(CES)函数:

$$H(x_o, x_h; \theta) = \theta h(x_o, x_h) = \theta [\alpha x_o^\rho + (1 - \alpha) x_h^\rho]^{\frac{\gamma}{\rho}} \quad (2)$$

其中, γ 为规模参数, $\gamma \in (0, 1)$; α 和 $1 - \alpha$ 分别为门诊和住院对效用的边际贡献, $\alpha \in (0, 1)$; 门诊和住院的边际技术替代率 $\rho \in (\gamma, 1)$; 参数 θ 衡量个体对医疗服务需求的异质性, θ 越大则患者从医疗花费中得到的效用改善越大, θ 的分布函数为 $F(\theta)$, 对应的密度函数为 $f(\theta)$ 。我们可以证明健康生产函数具有如下性质: $H_1 > 0, H_2 > 0, H_{11} < 0, H_{22} < 0, H_{12} < 0$ 。

求解患者最优化问题,得到一阶条件: $H_1 = c_o, H_2 = c_h + \omega$ 。由此有以下推论:^①

推论 1: $\partial x_o^* / \partial c_o < 0, \partial x_h^* / \partial c_o < 0$ 。这表明当门诊待遇降低(c_o 增加), 患者会减少门诊服务利用, 增加住院服务利用。

推论 2: $\partial x_o^* / \partial c_h = \partial x_o^* / \partial \omega > 0, \partial x_h^* / \partial c_h = \partial x_h^* / \partial \omega < 0$ 。这表明当住院待遇较高时(c_h 下降)或住院的时间机会成本较低(ω 下降)时, 住院会增加, 门诊会下降。因此, 可以预期门诊替代住院应该主要发生在住院待遇较高的医院或时间机会成本较低的人群中。

(二) 引入非线性门诊待遇规则

当门诊封顶线为 L , 报销待遇为 $c_o(x_o) = \begin{cases} c, x_o < L \\ 1, x_o \geq L \end{cases}$, 个体最优化决策如图 4 所示。图中预算约束线 R 代表报销规则: 当门诊费用小于 L 时, 按照比例 c 自付, 超过 L 后全额自付, 形成扭结点 O 。

图中展示了两个代表性个体 θ_1 和 θ_2 的无差异曲线, θ_1 的门诊最优支出为内点解, 恰好处于扭结点 O , 个体 θ_2 的决策由于预算线出现扭结, 因此其最优化决策也处于 L , 此时为扭点解而非内点解。若不存在封顶线, 则个体 θ_2 最优门诊决策应处于 O' 点处。故门诊封顶线使得一部分 $\theta > \theta_1$ 的个体堆积在封顶线附近, 出现了门诊费用分布的堆积; 进一步, 门诊报销待遇下降导致的门诊服务不足, 使得住院费用同样在此处增加, 出现图 3 中的现象。

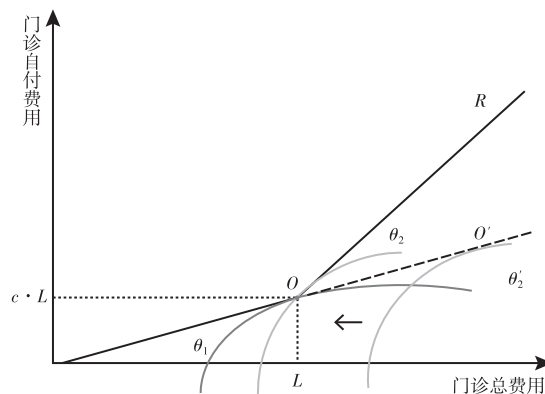


图 4 非线性报销规则下的最优化决策(理论示意图)

由此可以得到如下推论:

推论 3: 当存在门诊封顶线时, 在封顶线的扭结点附近, 会出现患者群聚的现象(图 3), 扭结点附近群聚的患者特征参数满足: $\theta \in \left[\frac{c}{h_1(L, x_h^*)|_{c_o=c}}, \frac{1}{h_1(L, x_h^*)|_{c_o=1}} \right]$ 。其中, 上界代表达到封顶线后(自付比例为 1)门诊最优花费为 L 的患者的特征参数; 下界代表到封顶线前(自付比例为 c)门诊最优花费为 L 的患者的特征参数。^②

① 本部分详细证明过程参见本刊网站登载的附录 4-1。

② 这一部分证明还需要验证得到给定门诊利用 L 下临界个体参数 θ^* 与报销待遇的关系是否单调, 详细证明过程见附录 4-4。

(三) 个人选择对住院基金支出的溢出效应

社会医疗保险的目标函数是在满足患者的医疗服务需求的情况下,尽可能节约医保基金支出。因此,个体最优化决策的一阶条件应为社会医疗保险基金支出决策的约束条件。在完全信息情形下,加总的社会最优门诊报销比例,等同于对代表性个体进行求解,给定 $\theta = \bar{\theta}$, 社会医保的目标函数和约束条件可由下式表示:

$$\min_{c_o} (1 - c_o) x_o + (1 - \bar{c}_h) x_h, \text{ s. t. } H_1 = c_o, H_2 = \bar{c}_h + \omega \quad (3)$$

为了进一步简化模型,考虑到待遇政策具有向下刚性,我们给定目前的住院报销比例 $(1 - \bar{c}_h)$ 不变,考察门诊待遇变化对基金支出的影响。求解式(3)可以得到,最优门诊待遇需满足的条件为:^①

$$\frac{1 - c_o^*}{c_o^{*\sigma}} = \frac{1 - \bar{c}_h}{\bar{c}_h^\sigma} \cdot \frac{\varepsilon_2}{(\varepsilon_1 + 1)} \cdot \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right)^\sigma \quad (4)$$

此处门诊服务的价格弹性为 $\varepsilon_1 \equiv \partial \ln x_o / \partial \ln(1 - c_o) > 0$, 门诊价格对住院服务交叉价格弹性为 $\varepsilon_2 \equiv -\partial \ln x_h / \partial \ln(1 - c_o) > 0$, $\sigma \equiv 1/(1 - \rho) > 0$ 。由式(4)可以得到以下推论:

推论 4: 由于 $\partial c_o^* / \partial \varepsilon_1 > 0$, 意味着门诊的价格弹性(或道德风险)越大, 门诊的待遇应越低; 由于 $\partial c_o^* / \partial \varepsilon_2 < 0$, 意味着门诊对住院的交叉价格弹性越大, 门诊对住院的替代性也越强, 门诊的最优待遇应越高。我们进一步得到门诊待遇较低产生的溢出效应: $\partial E_H / \partial c_o = \int_0^1 x_h^* \varepsilon_2 dF$, 即增加门诊待遇会减少 $\int_0^1 x_h^* \varepsilon_2 dF$ 的住院基金支出。其经济学直觉是: 如果住院的待遇较高, 特别是门诊对住院替代性强的疾病(可避免住院的疾病), 那么设置较低的门诊待遇, 反而没有实现总体医保基金支出的最小化, 相反提高门诊待遇会带来节约基金和待遇提高的双赢效果。

五、数据、样本及变量

(一) 数据来源

本文使用的数据来自官方记录的医保报销大数据, 即基本医疗保险参保人员医疗服务利用行政数据。根据研究目的, 我们主要使用 2013—2017 年 A 城市参加基本医保病人的就诊数据。该数据在每年享受医保待遇的患者中随机抽取 5% 的患者, 并提取其本年度所有的门诊和住院就诊记录, 形成最终样本。^② 其中每一条观测值代表一次就诊记录, 同一患者的就诊记录在同一年度内可追溯, 即是年度间的混合截面数据。数据包括参保人员享受医保待遇的全部信息, 包括门诊或住院患者的个人信息、疾病信息、参保类型以及医疗服务利用信息等。

(二) 样本及变量选取

本文选取城乡居民参保人员作为研究对象, 为了剔除新生儿、大学生样本, 将研究对象年龄限制在 30 岁及以上, 进一步删除在本统筹区之外地区就诊的样本(约 0.1%), 删除在眼科、男科、肛肠等专科医院就医的样本(约 0.16%), 删除跨年度住院的患者(约 3.44%), 删除享受过门诊慢病待遇的患者(约 9.26%)。根据研究需求, 我们进一步生成年度内, 患者 $\times$ 时间的平衡面板数据, 时间选取为半月, 即根据各年度内每位患者的门诊、住院时间加总到相应的半月度时期内, 因此对于每位患者共有 24 期观测值($= 12 \times 2$), 每期观测值中包括了这一期在不同等级医院, 门诊的次数、费用以及住院的次数、天数和费用等。^③

① 详细证明过程参见本刊网站登载的附录 4-4。

② 本文数据既包括医保报销的就诊记录, 也包括未报销的就诊记录。本文数据抽样总体为每年享受医保待遇的患者, 而非总人口。

③ 此处半月度是根据每月 15 日为界限, 15 日及以前属于上半月, 15 日至月末为下半月, 因此对于一个样本而言, 全年共有 24 期。我们进一步使用 1 个月和 1/3 月作为时间单位进行稳健性检验。

表 1 展示了本文数据的描述性统计结果。样本限制在一年内达到了门诊封顶线的患者,尽管达到封顶线样本约占全样本的 20.3%,但从医疗花费角度来看,达到封顶线样本的门诊总花费占全样本约 44.1%,事实上这也符合我国医疗费用支出具有很强的集中性(彭晓博和杜创,2019),后文的分析主要基于年度内达到门诊封顶线的样本。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	最大值
A: 患者数据(年度)				
年龄	5810	59.8	31.0	98.0
男性占比	5810	0.4	0.0	1.0
门诊费用	5810	389.3	334.1	4176.4
门诊就诊次数	5810	6.5	1.0	51.0
住院费用	5810	2545.0	0.0	163357.9
住院次数	5810	0.6	0.0	9.0
住院天数	5810	5.4	0.0	90.0
B: 患者 × 半月度				
门诊费用	139440	16.2	0.0	1832.6
门诊就诊次数	139440	0.3	0.0	12.0
住院费用	139440	106.0	0.0	137772.1
住院次数	139440	0.0	0.0	3.0
住院天数	139440	0.2	0.0	90.0

注:(1)样本为达到门诊封顶线样本,即基层门诊年总消费超过 333 元的患者样本;(2)子表 A 为患者年度的截面数据,各项医疗服务利用为年度加总;子表 B 中为加总后的患者-半月度的平衡面板数据,各项医疗服务利用为半月度加总。

六、实证策略

为了实证考察患者达到门诊封顶线后对其住院行为的影响,本文参照 Dobkin et al. (2018) 分别构建参数(parametric)和非参数(nonparametric)的事件研究法(event study model)。事件研究法主要利用患者达到门诊封顶线的时间先后所产生的差异进行识别。^①

(一) 非参事件研究法

非参数事件研究法主要目的是估计相对于事件发生时间,前后各期虚拟变量的系数大小。因此,其优势在于可以直观地展示出事前、事后各期影响效应的变化。具体来讲,非参事件研究法的基本设定为:

$$Y_{ikt} = \theta_k + \delta_t + X_{it}\alpha + \sum_{r=-5}^{-2} \mu_r^{pre} 1(t - T_D = r) + \sum_{r=0}^5 \mu_r^{post} 1(t - T_D = r) + \varepsilon_{ikt} \quad (5)$$

其中 Y_{ikt} 是指患者 i 在年份 t 、半月度 k 的医疗服务利用情况,包括住院次数、总天数以及费用等; θ_k 是半月度的固定效应(一年共 24 期), δ_t 是年份的固定效应(共 5 年); X_{it} 为年龄虚拟变量和性别的交乘项,此处以非参数形式控制不同性别随年龄变化的效应。

μ_r 是指一系列时间虚拟变量的系数估计值,而这些时间虚拟变量是恰好达到或超过门诊封顶

^① 事件研究法早期的应用主要是在公司金融、资产定价等领域,代表文献有 Fama et al. (1969)。近年来,在公共经济学和劳动经济学领域兴起的事件研究法,其估计方程和研究范式在早期的基础上进行了改进,使其更好满足因果推断的需求,其估计方程与渐进双重差分模型相似,但又存在差异,具体综述类文献可参照黄炜等(2022)。

线的相对时间。举例来讲,当 $r=0$ 时意味着患者 i 的门诊费用在该期恰好达到或超过 333 元(即事件发生期), $r=-1$ 和 $r=1$ 则分别意味着事件发生期的前一个半月和后一个半月,故可分为事前($r=-5/-2$)、事后两部分($r=0/5$);而此处选取 -1 期作为参照期,因此我们所关心的事前、事后 μ_r 的估计值,反映了相对于基准期 -1 期医疗服务利用的变动大小。最后,为避免异方差和自相关问题,本文的回归标准误聚类至年份 $\times$ 半月度层面。

为进行因果推断,非参数事件研究法的假设为在控制一系列固定效应和个体特征后,事件发生的时间和结果变量无相关性(Dobkin et al., 2018)。这也意味着,在控制一系列变量后,患者达到封顶线的时间和住院行为之间不存在相关关系。一种可能违背该假设的情形是,当患者 i 在 k_0 期遭遇大病冲击后,当期达到门诊封顶线,同时也需要进一步接受住院治疗。在这种情形下,尽管可以观察到达到门诊封顶线后,患者的住院频率或费用更高,但却并非由价格因素导致,后文将针对这一情形进行排除性检验。^①

(二) 参数事件研究法

参数事件研究法主要目的是得到事件影响的平均效应,并检验其统计显著性,所估计的方程如下:

$$Y_{ikt} = \theta'_k + \delta'_t + X_{it}\alpha' + \sum_{r=1}^5 \mu_r^{post} 1(t - T_D = r) + \varepsilon'_{ikt} \quad (6)$$

该方程与非参事件研究法相比,减少了事前时间的虚拟变量($r=-5/0$),即此时基准组变为事前各期作为基准组,而此处我们所关心的系数估计值仍为 μ'_r ,其含义是相对于事前结果变量的均值,达到门诊封顶线后各期效应的大小。换言之,达到门诊封顶线后,住院对门诊替代效应随时间变化的因果效应,标准误此处仍聚类至年份 $\times$ 半月度层面。^②

为了方便进行成本收益分析,我们在后文的回归表中主要汇报事后的平均效应。为了得到事后各期的平均效应,我们对回归方程(6)做简单变形。具体地,事后各期的平均效应可以表示为:

$$\beta = \frac{u_1 + u_2 + u_3 + u_4 + u_5}{5}$$

将其代入方程(6)中可得到下式:

$$Y_{ikt} = 5\beta T_1 + u_2 \cdot (T_2 - T_1) + \cdots + u_5 \cdot (T_5 - T_1) + \theta'_k + \delta'_t + X_{it}\alpha' + \varepsilon'_{ikt} \quad (7)$$

其中, $T_1 = 1(t - T_D = 1)$,其余类似,估计该方程即可得到事后各期的平均效应及统计显著性。

七、实证结果

(一) 对医疗服务利用的影响

图 5 为达到门诊封顶线对医疗服务利用影响的非参数估计结果,包括对门诊次数、住院概率、住院次数以及住院总天数的影响。图中横轴为距达到门诊封顶线的时间,其中 0 期为恰好达到门诊封顶线的时间,1 期(-1 期)为达到门诊封顶线后(前)的半月;对每一个结果变量,图中描绘了非参数事件研究法估计的系数大小(方程(5)中 μ_r 的值),以及 95% 置信区间,以 -1 期为基期。为了进一步得到达到门诊封顶线后,结果变量变动的平均效应,估计参数事件研究回归方程,并依据方程(7)进一步计算事后各期的平均效应,结果如表 2 所示。

^① 事实上,由于门诊的报销金额上限为一年 200 元,而样本中居民的门诊年消费金额的均值约为 389.3 元,根据《中国卫生健康统计年鉴》2017 年全国门诊病人均医药费为 257 元,故该报销上限较低,即便达到该报销上限,居民受到大病冲击的可能性也较小。

^② 通常,在参数事件研究的模型中也会进一步加入事前的时间趋势项(若存在),由此可以估计得到剔除事前时间趋势后,事件所产生效应的大小。而是否加入时间趋势项以及具体的形式,则依据非参数事件研究的结果,根据后文图 5,除门诊就诊次数有事前趋势外,其余结果变量均无事前趋势,故此处不加入事前时间趋势。稳健性检验中对门诊就诊次数加入事前时间趋势进行回归。

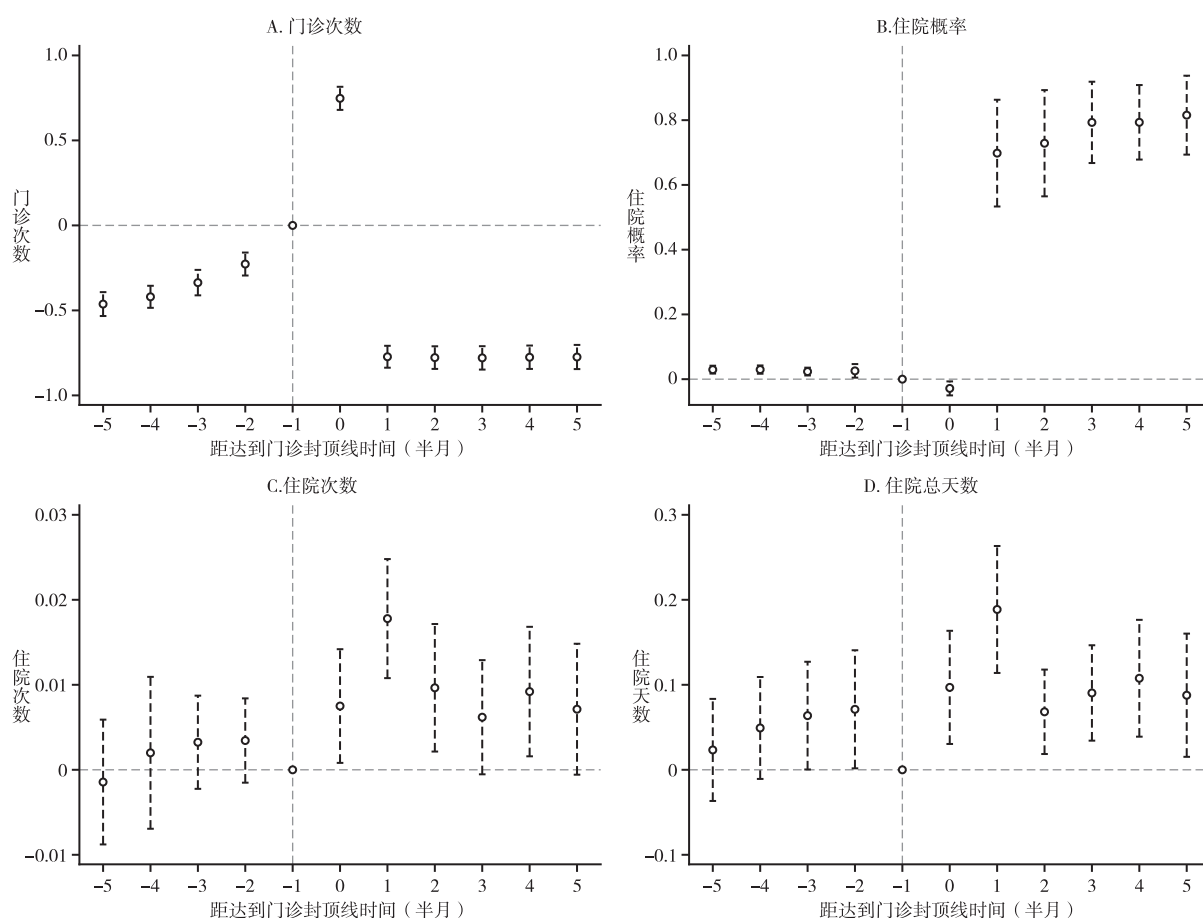


图 5 达到门诊封顶线对医疗服务利用的影响

注:(1)横轴 0 代表恰好达到门诊封顶线的时间(不同个体进行标准化),1 代表达到门诊封顶线后半个月,-1 代表达到门诊封顶线前半个月;(2)图中的点代表的是事件期数(方程(5)中 μ_t)的估计系数大小,图中的虚线为估计系数 95% 的置信区间。

图 5A 的结果表明,门诊次数在达到门诊封顶线后显著下降,并在之后的时间内门诊次数趋于稳定;以事前门诊次数均值作为基准,达到门诊封顶线后,患者门诊次数平均下降比例接近 100% (表 2)。图 5B 中住院概率是指该期(半月)内住院次数占总就诊次数的比重,据此进行参数和非参数事件研究法估计;可以发现在达到门诊封顶线后的半月内,住院概率显著上升,且稳定维持在同一水平;表 2 的结果表明,达到门诊封顶线后,患者住院概率上升约 77 个百分点。

图 5C 和 5D 分别描绘了住院次数和住院总天数的非参数事件研究法估计结果,可以发现在个体达到门诊封顶线后住院天数和住院次数显著增加,特别是在达到门诊后一个月内,住院次数和天数均达到高点,此后维持在稳定水平。表 2 第(3)和(4)列的结果表明,以事前住院次数和住院天数的均值作为基准,达到门诊封顶线后,患者住院次数和天数分别增加 16.4% 和 22.8%。^①

综上,事件研究法的结论表明,达到门诊封顶线后门诊待遇下降,导致门诊服务利用的下降,个体转而寻求医保待遇较高的住院服务进行替代,验证了推论 1。

^① 回归表中样本数量下降,是由于事件研究法回归分析时,仅选取了事件发生的前 5 期和后 5 期;住院概率是指该期(半月)内住院次数占总就诊次数的比例,因此当分母为 0 时,该变量为缺失状态,也导致样本量下降。作者感谢审稿专家提出的意见。

表 2 达到门诊封顶线对医疗服务利用影响的平均效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	门诊次数	住院概率	住院次数	住院总天数
事前均值	0.71	0.05	0.03	0.25
	-0.720 *** (0.125)	0.768 *** (0.0328)	0.00492 ** (0.00184)	0.0570 *** (0.0157)
年龄 × 性别	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	50861	14325	50861	50861
R ²	0.184	0.464	0.015	0.013

注:表中所汇报的结果是达到门诊封顶线后对结果变量影响的平均效应;首先估计参数事件研究回归方程(6),并依据方程(7)进一步计算事后各期的平均效应(详见实证策略)。

(二)异质性分析

本部分将区分不同等级医院、不同年龄段个体进行分析,探究住院替代门诊行为所产生的机制。

1. 不同等级医院的差异

本文进一步将事件研究法的因变量替换为三级医院和非三级医院的住院概率、住院次数、住院总天数,重复主回归的分析,表3的结果表明,在达到门诊封顶线后,非三级医院住院概率,住院次数,住院天数均显著增加。^① 这表明,达到门诊封顶线后个体主要去二级及以下的医院住院以替代门诊,主要原因可能是,三级医院的医疗花费更高且报销比例更低,若是基于门诊待遇下降的替代行为,必定不会选择医疗花费高报销比例低的三级医院,验证了推论2。此外,通常选择去门诊就医的个体病情均相对较轻,因此选择在较低层级医院住院即可满足患者看病需求。

2. 不同年龄的差异

我们进一步根据个体年龄是否大于60岁进行分样本回归,参数事件研究回归结果如表3所示。对比表3C和3D的结果可以发现,住院替代门诊的效应主要发生在60岁以上的群体中,无论是对住院概率、住院次数以及住院天数而言,均有显著的影响,且效应大小高于主回归结果(表2)。

对上述结果一个较为合理的解释是,60岁以上人群中劳动参与率相对较低,而60岁以下的人群中劳动参与则较高,因此对于更年轻的群体而言,住院的时间机会成本较高(工资高),因此替代效应更多发生在时间机会成本比较低的人群中,验证了推论2。^②

表 3 达到门诊封顶线对医疗服务利用影响的平均效应(异质性分析)

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	住院概率	住院次数	住院天数
A. 三级医院			
	0.0123 (0.0147)	0.000503 (0.000419)	0.0633 (0.0406)
观测值	14325	50861	50861
R ²	0.023	0.006	0.004

① 本文也进一步分析了患者在乡镇卫生院、一级医院的住院行为变化,结论类似。

② 另一种解释可能是,不同年龄段人口的健康水平差异。但是由于本文聚焦在住院替代门诊行为,选取的个体病情较轻,因此从健康差异角度进行解释,其说服力较为有限。

续表 3

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	住院概率	住院次数	住院天数
B. 非三级医院			
	0.726 *** (0.0216)	0.00403 ** (0.00179)	0.458 *** (0.113)
观测值	14325	50861	50861
R ²	0.433	0.014	0.008
C. 60 岁以上			
	0.759 *** (0.0331)	0.00712 ** (0.00265)	0.0790 *** (0.0225)
观测值	8520	27935	27935
R ²	0.455	0.013	0.010
D. 60 岁以下			
	0.786 *** (0.0310)	0.00230 (0.00280)	0.0308 (0.0226)
观测值	5805	22926	22926
R ²	0.481	0.015	0.013
共同控制变量			
年龄 × 性别	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制

注:参见表 2 注释。

(三) 稳健性检验

为了排除潜在的影响因素,本文做了大量稳健性检验,由于篇幅限制,部分结果参见附录,下文从四个方面进行讨论:

1. 剔除大病患者样本

为排除个体可能是遭受大病冲击产生门诊住院现象,参照中国保险行业协会与中国医师协会共同修订的《重大疾病保险的疾病定义使用规范(2020 年修订版)》,将其规定的包括恶性肿瘤、急性心肌梗塞、终末期肾病在内的 28 种重大疾病定义为患者遭受大病冲击。为此我们在样本中根据患者的病种 ICD 信息删掉此类疾病的患者,重复主回归分析结果如下表 4 所示,所得结论与主回归分析基本一致,进一步证明本文结论的稳健性。

表 4 达到门诊封顶线对医疗服务利用的影响(剔除健康较差患者)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	门诊次数	住院概率	住院次数	住院天数
	-0.720 *** (0.125)	0.767 *** (0.0331)	0.00490 ** (0.00185)	0.0585 *** (0.0153)
年龄 × 性别	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	50673	14259	50673	50673
R ²	0.184	0.463	0.014	0.012

注:参照中国保险行业协会与中国医师协会共同修订的《重大疾病保险的疾病定义使用规范(2020 年修订版)》,定义患有恶性肿瘤、急性心肌梗塞、终末期肾病等 28 种疾病为健康状态较差的患者,剔除后重复主回归分析。

2. 对非基层医院门诊就诊的影响

A 城市门诊报销政策覆盖的是基层医院就诊,如果本文主结论是由遭遇大病冲击所引起,那么必然也应发现非基层医院就诊次数增加。为此,我们将因变量替换为个体非基层医院的门诊就诊次数,若结论发现非基层医院门诊就诊次数在达到门诊封顶线前后,无明显变化,则表明本文的结论并非由个体遭遇大病所引起。图 6 汇报了这一结果,可以发现达到门诊封顶线之后,个体门诊次数并未发生明显的变化,证明了结论的稳健性。

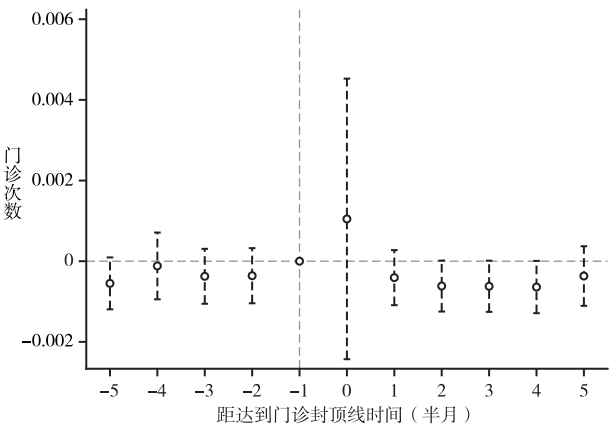


图 6 达到门诊封顶线对非基层门诊就诊的影响

注:基层医院包括:社区卫生服务中心、乡镇卫生院、村卫生室、社区卫生服务站。

3. 排除医疗服务供给方行为的影响

本文结果还可能面临来自供给诱导需求的影响,即当患者达到门诊封顶线后,医生出于逐利动机可能存在诱导患者进行住院,但这一效应对本文影响有限。有三方面的原因:首先,医生进行诱导需求的前提是了解患者门诊花费已经达到封顶线,但根据实地调研经验,医生在为患者进行诊断时,无法获知患者过去的医疗花费信息,因此也无法判断患者是否达到门诊报销封顶线;其次,样本城市较早实施了医保支付的总额预付制度,即对医院、医生都制定了较为严格的年度医疗费用支出总额限制,以限制逐利动机;最后,如果存在出于逐利动机而诱导住院的情况,那么我们应该观察到达到门诊封顶线后,患者会被诱导至与门诊就诊相同的医院继续住院,表 5 检验了这一推论,结果并没有发现供给诱导需求的行为。表中(1)、(2)列考察了在与 $T=0$ 时(恰好达到门诊封顶线)门诊就诊医院相同的医院的住院变化,若存在供给诱导需求,应该观察到事件发生后,这些医院的住院有所增加;表(3)、(4)列考察了在与 $T=-1$ 时(恰好达到门诊封顶线前一期)门诊就诊医院相同的医院的住院变化;结论表明在事件前后,在这些机构的住院次数和天数均无显著变化,可排除医疗服务供给方行为的影响。

表 5 排除供给诱导需求的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	恰好达到封顶线时的就诊机构	达到封顶线前一期的就诊机构	达到封顶线前一期的就诊机构	达到封顶线前一期的就诊机构
	住院次数	住院天数	住院次数	住院天数
	-0.00161 (0.00154)	-0.0129 (0.0117)	0.000532 (0.000920)	0.00132 (0.00817)
年龄 × 性别	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	50861	50861	50861	50861
R ²	0.010	0.009	0.009	0.008

注:(1)、(2)列假定存在供给诱导需求的医疗机构主要为,恰好达到封顶线时的门诊就诊机构,因此考察在这些机构中患者住院情况变化;(3)、(4)列假定存在供给诱导需求的机构为,达到封顶线前一期(半月)的门诊就诊机构。

4. 其他稳健性检验

除了上述三个方面的稳健性检验外,我们也考虑了其他可能影响本文结论的因素,主要包括:①(1)数据中可能存在门诊住院的现象,即先有门诊而后住院,为此我们定义门诊住院情形为:患者接受门诊治疗后两周内又住院的情形,我们删除门诊住院记录后结论仍然稳健;(2)为了剔除医院特征的影响,进一步我们重新加总数据,利用求取残差的方式剔除医院特征后,重复主回归结论仍稳健;(3)利用分位数回归(quantile regression)考察住院替代门诊效应在人群中的异质性,以排除可能遭受的健康冲击影响,结果仍稳健;(4)定义政策门诊封顶线(333 元)的 1.5 倍、2 倍、2.5 倍作为伪门诊封顶线,结论仍然稳健;(5)排除来自住院和门诊的质量差异影响;(6)主回归中数据加总到半月,为了证明结果对带宽的选取不敏感,进一步将时间带宽分别定义为 1 个月和 10 天,结论仍稳健。

八、扩展性讨论:成本收益分析

我国目前医保基金对门诊待遇保障不足,使得住院率和住院费用增加。那么,如果取消门诊封顶线政策是否有助于解决这一问题呢?回答这一问题具有重要的政策含义,为此我们模拟取消门诊封顶线政策的结果,并进行成本收益分析。为简化分析,②本文仅从基金收支角度进行考虑,取消门诊封顶线的成本为:年度医保基金支出的增加;取消门诊封顶线的收益为:年度住院医保基金支出的减少。下文首先利用群聚(bunching)的估计思路测算成本大小;其次,根据实证结论计算收益大小。

(一)成本:门诊医保基金支出的增加

测算门诊医保基金支出的增加核心在于,估计无门诊封顶线政策时个体的门诊费用分布情况(也称反事实分布),而目前我们可以真实观察到的是存在门诊封顶线时的门诊费用分布情况(如图 3A 所示,也称真实分布)。参照近年来兴起的群聚估计方法的思路,可以依据门诊支出的真实分布,去估计不存在门诊封顶线时的反事实分布。其估计的核心思想是,当门诊封顶线不存在时,真实的费用分布应该是平滑的,而不是如图 3A 所示存在堆积现象;因此可以利用堆积前后的费用分布,拟合多项式来估计得到反事实分布(Einav et al., 2017; Lu et al., 2019)。参照 Chetty et al. (2011)的估计方法,具体过程说明如下:

首先,建立门诊费用支出分布的多项式,并在多项式中刻画由于门诊封顶线所引起的堆积部分:

$$C_j = \sum_{p=0}^q \beta_p (m_j)^p + \sum_{i=-R}^R \gamma_i 1[m_j = i] + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中, C_j 是在相应带宽的门诊费用组 j 中患者的数量, m_j 是对应门诊费用组 j 的医疗支出, p 是多项式的阶数, i 是在封顶线两侧产生堆积的样本范围。利用真实分布估计式(8)后,去掉中间虚拟变量部分,进一步可以估计得到反事实分布:

$$\hat{C}_j = \sum_{p=0}^q \hat{\beta}_p (m_j)^p \quad (9)$$

此时可以得到堆积部分的面积为:

$$\hat{B}_N = \sum_{i=-R}^R (\hat{C}_j - C_j) = \sum_{i=-R}^R \hat{\gamma}_i \quad (10)$$

① 结果参见本刊网站登载的附录 2。

② 这一简化分析框架事实上忽略了收益中还包括患者时间机会成本的节省、患者福利的变化,忽略这些因素将会使得分析过程更为保守;其中成本中门诊医保基金支出的增加也包含了道德风险的作用,由于数据限制,成本中尚未考虑患者健康状况和效用水平的变化。

根据 Chetty et al. (2011), 为了保证反事实分布和原分布所覆盖的总人数相等, 在上述的估计中还需要额外加入积分约束条件 (intergration constraint), ^① 因此最终需要估计的多项式方程如下式所示:

$$C_j(1 + 1[j > R] \frac{\widehat{B}_N}{\sum_{j=R+1}^{+\infty} C_j}) = \sum_{p=0}^q \beta_i (m_j)^p + \sum_{i=-R}^R \gamma_i 1[m_j = i] + \varepsilon_i \quad (11)$$

式(11)与式(8)相比,增加了等号左边的积分约束条件,在估计式(10)的基础上,再次估计式(11)即可得到反事实分布,具体估计结果如图 7 和表 6 所示,其中阴影部分的面积即为所求得的群聚面积。我们选取了不同的带宽和群聚的窗口,结果表明假设取消门诊封顶线,医保基金支出总额约 430 万元(增幅为 70%),由此计算得到的成本约为 170 万元(无封顶线和有封顶线的支出差额)。

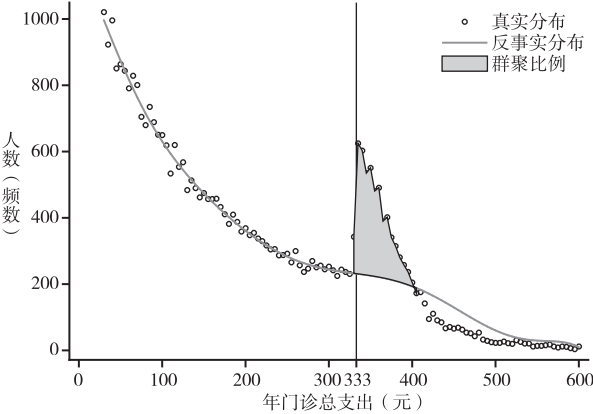


图 7 门诊支出的真实分布与反事实分布

注:群聚估计所选取的群聚窗口为[330, 430],图中每个点代表相应门诊费用的人数(带宽为 5 元)。

表 6 群聚估计

群聚窗口	带宽	群聚比例	门诊医保支出(万元)	
			有封顶线	无封顶线
[330,430]	5 元	0.065	252.2	428.5
[330,410]		0.067	252.2	433.5
[330,450]		0.061	252.2	436.7
[330,430]	10 元	0.061	264.9	432.8
[330,410]		0.066	264.9	431.1
[330,450]		0.061	264.9	434.5

注:此处群聚比例为图 7 中阴影部分面积占整体分布的比例。

(二)收益:住院医保基金支出的减少

为了量化取消门诊封顶线,所节约的住院医保基金支出,首先需要量化达到门诊封顶线是否对住院费用产生影响,其次根据主回归中对住院人数和天数的估计结论,可以估算得到住院医保基金支出的减少。仍然使用事件研究法,将被解释变量替换为日均住院费用和日均住院医保费用,结果表明,达到门诊封顶线对住院的花费并无明显的影响。^②

① 若不施加积分约束条件,那么群聚估计就会默认在封顶线右侧非堆积的区域,反事实分布和真实分布相同;但这会低估反事实分布,而高估群聚的面积。

② 篇幅原因省去,具体回归结论参见本刊网站登载的附录 3。

计算住院医保基金支出的减少仅需考虑住院天数的下降即可,根据表 2 可知住院天数增加 22.8%,样本患者年度住院天数均值为 5.37 天,日均住院费用为 474 元,^①因此住院总费用支出共计将增加约 695 万元,样本中住院平均报销比例为 66%,故可求得取消门诊封顶线的收益约为 221 万元。

根据以上的成本收益分析可知,如果取消门诊封顶线后,由此节约的住院医保基金将远大于门诊医保基金的增加,节省了约 20% 左右的基金支出。需要说明的是,上述的核算仅针对本文所使用的数据和样本,目的在于论证取消门诊待遇限制可能会存在优化空间。

九、结论和政策启示

本文以某城市城乡居民基本医保设置较低的门诊报销封顶线为例,利用患者达到封顶线的时间差异构建事件研究分析法,实证检验了门诊待遇非线性定价对医疗服务和费用的影响。结论发现,在达到门诊封顶线后,患者会使用住院替代门诊以获得医保报销,门诊就诊次数显著下降,住院率、住院次数和天数均显著上升。这种替代现象主要是去二级及以下医院住院导致,这也是患者基于就医费用和病情综合考量的理性选择。此外,年龄较大的群体(60 岁以上)替代行为发生的概率更高,可能的解释是,年龄较大的群体用住院替代门诊的时间机会成本更低。

进一步,本文利用群聚估计模拟取消门诊封顶线的情形,进行成本收益分析。结果发现如果取消门诊封顶线后,由此节约的住院医保基金将远大于门诊医保基金的增加,节省约 20% 的基金支出。需要说明的是,这一分析仅局限于本文所使用的样本,主要目的在于论证提高门诊统筹待遇存在优化空间。

结合本文研究结论和笔者各地调研经验,可得到如下政策启示:

第一,现阶段基本医疗保险应逐步加强门诊保障水平,通过纠正门诊和住院服务的价格扭曲,实现待遇水平不降、医保基金使用效率提高的双赢格局。我国医保待遇“重住院、轻门诊”的特征是在社会医疗保险转轨的背景下产生,为改革开放后公共医保制度的建立和发展发挥了积极作用;但随着经济发展和人民健康需求的提高,目前这一制度特征阻碍了医保基金资源高效配置。

第二,正如兰德实验及其他实证研究指出,门诊服务利用的道德风险(价格弹性)更高,因此在提高门诊待遇时,必须要配套门诊基金监管、门诊支付方式改革等措施,以此克服可能的道德风险。此外,提高门诊待遇应着重保障常见病和慢性病,并加强门诊在慢病管理、健康管理的作用。对医保基金运行压力较大的地区,门诊待遇的提高应优先保障常见病和慢性病,常见病和慢性病是居民门诊最主要的经济负担,而这些疾病更适合在门诊接受治疗,同时对此类疾病及早干预,可以避免健康进一步恶化,达到价值医疗的效果。

本文仍存在有待改进之处。首先,限于数据原因,仅考察了局部均衡效应,若纳入一般均衡分析视角则需引入医院的行为,正如朱恒鹏等(2021)指出财政增加对医疗卫生事业的投入后,将会带来公立医院的扩张和提高服务费用等。其次,未能探讨最优门诊封顶线的设计,这一问题有赖于构建个体决策的结构模型,目前数据缺乏必要的个人信息。最后,由于缺乏门诊、住院结果的数据,故无法综合考虑两种服务方式的健康结果差异。此外,本文结论的推广性需保持谨慎,具体政策制定尚需更完备的数据。

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。
封进、刘芳、陈沁,2010:《新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响》,《经济研究》第 11 期。

^① 此处若年内无住院记录的患者,住院天数计为 0。

- 封进、王贞、宋弘,2018:《中国医疗保险体系中的自选择与医疗费用——基于灵活就业人员参保行为的研究》,《金融研究》第8期。
- 封进、余央央、楼平易,2015:《医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角》,《中国社会科学》第3期。
- 封进、陈昕欣、胡博,2022:《效率与公平统一的医疗保险水平——来自城乡居民医疗保险制度整合的证据》,《经济研究》第6期。
- 付明卫、王普鹤、赵嘉珩、朱恒鹏,2020:《市级统筹、制度设计与医保控费》,《产业经济评论》第6期。
- 何庆红、赵绍阳、刘国恩,2021:《医药分开改革对医疗费用和医疗质量的影响》,《世界经济》第12期。
- 黄炜、张子尧、刘安然,2022:《从双重差分法到事件研究法》,《产业经济评论》第2期。
- 雷晓燕、傅虹桥,2018:《改革在路上:中国医疗保障体系建设的回顾与展望》,《经济资料译丛》第2期。
- 刘国恩、唐艳、刘立藏,2009:《城镇职工医疗保险政策研究:个人账户与医疗支出》,《财经科学》第1期。
- 马超、赵广川、顾海,2016:《城乡医保一体化制度对农村居民就医行为的影响》,《统计研究》第4期。
- 彭晓博、杜创,2019:《医疗支出集中性与持续性研究:来自中国的微观经验证据》,《世界经济》第12期。
- 杳钰淇、黄炜、雷晓燕,2023:《实物类转移支付的道德风险:以中国城职保个人账户为例》,《世界经济》第5期。
- 王震、朱凤梅,2020:《职工医保门诊保障模式改革基金收支情况测算》,《中国医疗保险》第11期。
- 臧文斌、陈晨、赵绍阳,2020:《社会医疗保险、疾病异质性和医疗费用》,《经济研究》第12期。
- 赵绍阳、臧文斌、尹庆双,2015:《医疗保障水平的福利效果》,《经济研究》第8期。
- 朱凤梅、张小娟、郝春鹏,2021:《门诊保障制度改革:“以门诊换住院”的政策效应分析——基于中国职工医保抽样数据的实证检验》,《保险研究》第1期。
- 朱恒鹏、岳阳、续继,2021:《政府财政投入模式对医疗费用的影响》,《经济研究》第12期。
- 朱恒鹏,2018:《城乡居民基本医疗保险制度整合状况初步评估》,《中国医疗保险》第2期。
- 朱铭来、郑先平,2020:《关于建立健全职工医保门诊共济保障机制的思考》,《中国医疗保险》第10期。
- Américo, P., and R. Rocha, 2020, “Subsidizing Access to Prescription Drugs and Health Outcomes: The Case of Diabetes”, *Journal of Health Economics*, 72, 102347.
- Chandra, A., J. Gruber, and R. McKnight, 2010, “Patient Cost-Sharing and Hospitalization Offsets in the Elderly”, *American Economic Review*, 100(1), 193—213.
- Chandra, A., J. Gruber, and McKnight, 2014, “The Impact of Patient Cost-Sharing on Low-Income Populations: Evidence from Massachusetts”, *Journal of Health Economics*, 33, 57—66.
- Chetty, R., and A. Finkelstein, 2013, “Social Insurance: Connecting Theory to Data”, *Harvard book of Public Economics*, 5, 111—193.
- Chetty, R., J. N. Friedman, T. Olsen, and L. Pistaferri, 2011, “Adjustment Costs, Firm Responses, and Micro Vs. Macro Labor Supply Elasticities: Evidence from Danish Tax Records”, *Quarterly Journal of Economics*, 126(2), 749—804.
- Dobkin, C., A. Finkelstein, R. Kluender, and M. J. Notowidigdo, 2018, “The Economic Consequences of Hospital Admissions”, *American Economic Review*, 108(2), 308—352.
- Einav, L., A. Finkelstein, and P. Schrimpf, 2017, “Bunching at the Kink: Implications for Spending Responses to Health Insurance Contracts”, *Journal of Public Economics*, 146, 27—40.
- Eugene F., and L. F. M. C. Fama, 1969, “The Adjustment of Stock Prices to New Information”, *International Economic Review*, 10(1), 1—12.
- He, W., 2022, “Effects of Establishing a Financing Scheme for Outpatient Care on Inpatient Services: Empirical Evidence From a Quasi-Experiment in China”, *European Journal of Health Economics*, 23(1), 7—22.
- Kaestner, R., C. Schiman, and G. C. Alexander, 2019, “Effects of Prescription Drug Insurance On Hospitalization and Mortality: Evidence from Medicare Part D”, *Journal of Risk and Insurance*, 86(3), 595—628.
- Layton, T., N. Maestas, D. Prinz, and V. Boris, 2022, “Healthcare Rationing in Public Insurance Programs: Evidence from Medicaid”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(4), 397—431.
- Lu, Y., J. Shi, and W. Yang, 2019, “Expenditure Response to Health Insurance Policies: Evidence from Kinks in Rural China”, *Journal of Public Economics*, 178, 104049.
- Moses, M. W., P. Pedroza, R. Baral, S. Bloom, J. Brown, A. Chapin, K. Compton, E. Eldrenkamp, N. Fullman, J. E. Mumford, V. Nandakumar, K. Rosettie, N. Sadat, T. Shonka, A. Flaxman, T. Vos, C. J. L. Murray, and M. R. Weaver, 2019, “Funding and Services Needed to Achieve Universal Health Coverage: Applications of Global, Regional, and National Estimates of Utilisation of Outpatient Visits and Inpatient Admissions from 1990 to 2016, and Unit Costs from 1995 to 2016”, *Lancet Public Health*, 4(1), e49—e73.
- Wang, C., Q. Li, A. Sweetman, and J. Hurley, 2015, “Mandatory Universal Drug Plan, Access to Health Care and Health: Evidence from Canada”, *Journal of Health Economics*, 44, 80—96.

Nonlinear Pricing Scheme for Outpatient Care and High Hospitalization Rate in China: Evidence from Urban and Rural Resident Basic Medical Insurance

WANG Zhen, FENG Jin and LIU Yiheng

(School of Economics, Fudan University)

Summary: China has maintained high hospitalization rates for a long time, imposing heavy burdens on public finance and medical insurance funds. Existing studies mostly focus on the supply-side inducers like public hospitals' profit-seeking behaviors, while few touch on the demand-side factors. This study focuses on the nonlinearity in outpatient reimbursement policy design of medical insurance in China and empirically examines its impact on the high hospitalization rates.

We focus on Urban and Rural Resident Basic Medical Insurance, which covers over 70% of the insured population in China. The benefits design features "generous coverage for inpatient care while limited protection for outpatient care". In a typical Chinese city we study, outpatient reimbursement has set a low cap at CNY 200 per year, and patients need to pay all the outpatient expenses out-of-pocket after reaching the cap. The insufficient outpatient benefits lead to the substitution by the generously covered inpatient services, resulting in high hospitalization rates.

Using claim data from 2013 to 2017 of the medical insurance program in that city, we adopt event study approaches to identify the impact of reaching the outpatient reimbursement cap on subsequent hospitalization behaviors. We define the relative time when patients' annual accumulative outpatient expenses reach CNY 333 (the corresponding cap is CNY 200) as the event time. Various outcome variables are measured around the event time, including outpatient visits, hospitalization probability, frequencies of hospitalization, and inpatient days. Control variables like individual fixed effects, time trends, and demographic characteristics are also included.

We find that reaching the outpatient cap significantly decreases outpatient visits, but increases the hospitalization probability by 77 percentage points, hospitalization frequency by 16%, and inpatient days by 23%. The substitution effect is larger for patients choosing lower-tier hospitals and elderly patients, which can be explained by the relatively lower opportunity costs.

A bunching estimation shows that removing the outpatient cap can save inpatient expenditures in medical insurance funds. If the cap is removed, the reduced inpatient reimbursement would outweigh the increased outpatient reimbursement, indicating that increasing outpatient benefits could decrease overall insurance expenditures.

We also conduct a series of robustness checks. The results remain similar after excluding patients with catastrophic diseases, falsifying event times, excluding possible supply-side inducers, and altering the time bandwidth. Other tests like quantile regressions also indicate that the conclusions are robust.

Our study reveals that the nonlinear pricing in outpatient reimbursement leads to the overuse of inpatient care in China's medical system. To enhance the use efficiency of medical insurance funds, China should balance the protection for outpatient and inpatient services. Our simulation shows that removing the outpatient cap can decrease overall insurance expenditures. When implementing such policy change, measures like monitoring the funds and reforming providers' incentives should be adopted to overcome the possible moral hazards. From a long-term perspective, improving outpatient benefits can strengthen the primary care system and facilitate the implementation of the Healthy China Initiative.

The study, by utilizing the exogenous variances in patients' own healthcare expenses, contributes to identifying the causal impact of outpatient benefits on hospitalization behaviors. It also complements the demand-side explanations for the ever-lasting high hospitalization rates in China. The event study method and bunching estimation provide a new paradigm for the policy evaluation of medical insurance reimbursement design. The framework and evidence on quantifying outpatient-inpatient substitution could offer insights into the policy optimization of balancing outpatient and inpatient protection. Future studies may introduce more structural models with individual healthcare expenditure simulations to search for optimal levels of outpatient and inpatient benefits.

Keywords: Medical Insurance; Outpatient Benefits; High Hospitalization Rate; Event Study; Bunching Estimation

JEL Classification: I13, I18, H51

(责任编辑:冀 木)(校对:路 牧)