

和衷共济,利在其中: 国家医保谈判的经济效应与健康效应

毛 晖¹, 张泽丰¹, 陈政弘²

(1. 中南财经政法大学 财政税务学院, 湖北 武汉 430073;

2. 湖北经济学院 财政与公共管理学院, 湖北 武汉 430205)

摘 要:国家医保谈判作为促进医疗、医保、医药“三医”协同的制度创新,为新时代深化医药卫生体制改革、增进人民健康福祉提供了有效方案。文章基于 2016—2020 年抗癌类医保谈判药品的全国销售数据以及 2010—2018 年各类癌症的死亡率数据,运用多时点双重差分法,评估了国家医保谈判的经济效应与健康效应。研究发现,对于医药厂商而言,医保谈判政策实施使相关抗癌药品的销售量和销售收入均显著上升,其对销售利润的影响则取决于药品的成本水平。对于患者而言,该政策实施后对应癌症类型的死亡人数显著下降。异质性分析表明,该政策效果在有更多对症谈判药品的癌症类型样本中更为显著,并且在较为罕见的癌症类型中,城市地区的政策效果更加显著。进一步的成本收益分析发现,医保谈判在合理的成本范围内拯救了众多患者的生命,具有较好的经济收益。文章综合评估了国家医保谈判在抗癌领域产生的社会经济价值,并为进一步提升医保基金使用效能提供了有益参考。

关键词:国家医保谈判;经济效应;健康效应;抗癌药

中图分类号:F812.0 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2025)09-0064-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250520.402

一、引 言

随着城镇化、工业化的快速推进以及居民生活方式的转变,癌症、心脑血管疾病等重大疾病已成为制约我国居民健康水平提升的重要因素。其中,癌症是近年来我国居民的主要死亡原因之一,其发病率和死亡率在不断增加。2022 年我国新发癌症约 482.47 万人,占全球 24.15%;癌症死亡人数约 257.42 万,占全球 26.42%。^①癌症治疗往往需要多种手段的综合应用,包括手术、放化疗等。据统计,我国癌症治疗的费用区间约为 22 万至 80 万元,^②并且在所有治疗费用中,药物费用占比很大(Yin 等, 2019)。而 2022 年我国居民人均可支配收入约为 3.69 万元,人均存款约为 8.58 万元。^③可见居民一旦患了癌症,药物费用将给其家庭带来沉重的经济负担。

收稿日期:2024-12-09

基金项目:国家社会科学基金一般项目(24BJY059);中央高校基本科研业务费专项研究生科研创新平台项目(202510402)

作者简介:毛 晖(1975—),女,湖北咸宁人,中南财经政法大学财政税务学院教授,博士生导师;

张泽丰(1993—)(通讯作者),男,湖北武汉人,中南财经政法大学财政税务学院博士研究生;

陈政弘(1980—),男,台湾新北人,湖北经济学院财政与公共管理学院讲师,经济学博士。

① 数据来源:世界卫生组织下属国际癌症研究机构(IARC)网站。

② 数据来源:中国精算师协会发布的《国民防范重大疾病健康教育读本》, <http://www.e-caa.org.cn>。

③ 数据来源:国家统计局发布的《中华人民共和国 2022 年国民经济和社会发展统计公报》,其中人均存款数据根据境内住户存款数据与人口数据计算得到。

抗癌药物的高价源于医药研发的巨大不确定性。抗癌专利药的研发往往需要十余年的时间以及高达数十亿美元研发资金的投入(DiMasi 等, 2016)。专利制度作为厂商利益保护机制,一方面保护了药品创新厂商的权益;另一方面也赋予这些厂商较大的垄断能力(Leininger, 1991; 潘士远, 2005)。为了在专利有效期内尽快收回成本并获利,医药厂商会采取垄断定价策略,以高价来保障其收益最大化。对患者个人而言,只能面对接受高昂药价或是放弃治疗的艰难抉择。而从政府角度来说,其要在满足患者需求与鼓励医药创新两者间进行权衡。对药价进行行政干预,这在一定条件下可以提高整体社会福利水平(Armstrong 和 Vickers, 1991; 刘小鲁, 2010; 张新鑫等, 2017),但也可能导致产业创新扭曲、假药泛滥、价格不降反升、药企寻租等问题(Vernon, 2005; 张庆霖和郭嘉仪, 2013; 寇宗来等, 2023)。有研究指出,医疗保险有助于将患者支付价格与医药厂商价格脱钩,从而兼顾患者需求与企业创新(Lakdawalla 和 Sood, 2009)。然而,近年我国医保基金的收支压力日益增大,^①如果将高价抗癌药物直接纳入医保目录,势必会对医疗保险的可持续性产生较大影响。

面对癌症高发的局面,如何在保障患者生存权与鼓励医药厂商研发之间谋求平衡,同时兼顾医保基金的承受能力?国家医保谈判机制为此提供了有效的解决方案。在政府采购过程中,特别是在项目复杂、供应商较少的时候,谈判机制往往能发挥兼顾多维目标的优势(Bajari 等, 2009; Gretschko 和 Wambach, 2016)。国家医保谈判是国家医保局与药品生产企业进行价格谈判,以确定相关药品是否纳入医保目录的协商活动,其优势在于:在面对医药厂商时,个体患者的议价能力极小,但医保部门代表的是成千上万患者。这就使得医保部门具有强大的买方力量,有能力通过更加市场化的谈判方式来打破价格垄断,并可促进供给方创新,提升社会福利水平(Inderst 和 Wey, 2007)。与此同时,以部分抗癌药为代表的专利药普遍具有价格高、技术复杂且独家供应的特点。要将此类药品纳入医保目录,一方面需要深入评估其实际效用;另一方面则需要合适的价格。在国家医保谈判过程中,医保部门通过组织谈判小组,在评审阶段就与企业进行面对面交流,并充分了解企业产品,这一流程缓解了技术复杂产品推广过程中的信息不对称问题(余典范等, 2023)。来自医保方谈判团队的测算证据以及大量来自企业提供的申报证据,有利于医保部门“知己知彼”,精确判断每款药品的效用与价值。并且,多轮的谈判也更容易让双方在价格方面达成共识,最终使医保部门能在医保基金承受范围内,为广大患者提供更多先进药品。已有研究表明,医保谈判让更多先进药品纳入了医保目录,提升了这些药品的可及性与使用量(Moye-Holz 等, 2019; 孙雯娟等, 2021; 李伟等, 2023),改善了药品的市场前景,提高了医药厂商研发积极性(廖义刚和余梁, 2024),并且谈判机制也有利于控制医保基金支出成本(DiStefano 等, 2023)。

在我国,医保谈判由国家医保局主导,谈判的重点通常集中在高负担、高发病率的重大疾病如癌症的治疗药物上,流程包括企业申报、形式审查、专家评审、谈判竞价等环节。如果医保谈判在经过多轮后达成一致,那么就会形成包括药品价格、报销标准、使用条件等在内的最终谈判结果,相关药品纳入医保乙类报销目录,并由医保局负责后续的监督与评估,确保医保支付的合理性和可持续性。

从评审小组商定医保目录到医保谈判确定医保目录,我国医保目录管理经历了从经验决策

^① 根据《2023 年全国医疗保障事业发展统计公报》,2023 年基本医疗保险基金总收入、总支出相比上年分别增长约 7.9% 和 14.4%,这也是 2011 年以来第 5 次医保支出同比增速超过收入增速。

到证据决策的转变。1999 年,劳动和社会保障部等部门联合印发了《关于印发城镇职工基本医疗保险用药范围管理暂行办法的通知》(劳社部发〔1999〕15 号),并于 2000 年正式发布第一版《基本医疗保险药品目录》。2004 年、2009 年先后发布了第二版、第三版药品目录。这一期间主要通过组织专家评审团负责药品目录的增补与删减,目录的更新频率较低,难以与医药技术的发展速度相匹配。在 2016 年前,医保目录中的抗癌药只包括一些传统的化疗类药物,部分更加昂贵但有更好疗效与更小副作用的靶向药物、免疫治疗药物均未能纳入。2009 年,中共中央、国务院颁布《关于深化医药卫生体制改革的意见》,首次提出“探索建立医疗保险经办机构与医疗机构、药品供应商的谈判机制”。2016 年,首批国家医保谈判结果公布,其中抗癌靶向药“吉非替尼”月均药品费用由 15 000 元降至 7 000 元。^①国家医保谈判机制自此开始常态化运作,标志着医保目录管理模式向“证据决策、价值购买”阶段转变。2018 年,国家医保局成立,并连续 5 年开展医保药品目录准入谈判,累计将约 340 种药品通过谈判新增进入目录,价格平均降幅超过 50%,2022 年,协议期内 275 种谈判药报销约 1.8 亿人次,通过谈判降价和医保报销,为患者减少药品开支约 2 100 亿元。^②

医保谈判机制能否兼顾患者与医药厂商利益、促进社会整体福利的提升?对于此问题,目前尚缺乏相应的实证研究。本文基于 2016—2020 年抗癌类医保谈判药品在全国范围内的销售数据和 2010—2018 年各类癌症的死亡率数据,采用多时点双重差分法,全面考察了国家医保谈判机制的经济效应与健康效应。研究发现,对于医药厂商而言,医保谈判政策的实施使得相关抗癌药品的销售量和销售收入均显著增加,而对销售利润的影响则取决于药品的成本水平。对患者而言,政策实施后对应癌症类型的死亡人数显著减少。异质性分析显示,政策效果在有更多对症谈判药品的癌症类型中更为明显,并且在罕见癌症类型中,城市地区的政策效果更加突出。进一步的成本收益分析表明,医保谈判在合理成本范围内显著减少了患者死亡人数,具有较好的经济收益。

本文可能的边际贡献如下:第一,国家医保谈判机制作为我国医疗体制改革的重要制度安排,对其政策效果进行评估的文献较少,特别缺乏对其健康效应的研究。本文在因果推断分析框架下,基于抗癌视角评估了该政策的经济效应与健康效应,拓展了该领域的研究。第二,现有探讨公共医疗保险政策效果的文献,较少同时探讨政策对于居民与企业福利的影响。本文将患者、医保部门与医药厂商三方的诉求置于同一研究框架中,分析医保谈判多方共赢的协同效应,为我国当前促进医疗、医保、医药协同发展和治理提供了有益参考,也为协同所能产生的社会福利效应提供了新的证据。第三,医保基金是关系国计民生的重要财政性资金。本文实证研究表明政府部门治理模式的创新是实现财政支出提质增效的有效途径,从而为提升财政治理能力,实现国家治理体系和治理能力现代化提供了新的思路。

二、理论分析与研究假设

医药厂商愿意通过降价换取市场规模扩大,是国家医保谈判成功的前提。对于医药厂商而言,当其生产的药品纳入医保目录后,药品的市场范围将扩张至所有医保参保人。而在医保报销制度下,纳入医保的药品相较于同类药品会被优先选用和购买,这使得企业能够“以价换

① 陈海波:《药价是怎么降下来的》,光明日报,2016-05-21。

② 数据来源于《2022 年全国医疗保障事业发展统计公报》。

量”。药品市场规模急剧扩张与销售收入提升也将有利于医药厂商进行创新(Blume-Kohout 和 Sood, 2013; Zhang 和 Nie, 2021)。同时,除了前期高昂的研发成本外,药品后期大量的营销成本也是其维持高定价的重要原因。特别是一款新药上市之后,想要尽快获得市场的认可与使用,需要在刊登广告、组织宣传研讨会议、支付销售人员薪酬方面耗费大量资金。而在通过层层挑选与多轮谈判纳入医保后,药品将会有稳定的销量,药品营销成本会大幅下降(王文兵等, 2019)。如果纳入医保后药品的销量有了大幅提升,那么每一份药品分摊的研发成本也可能下降。由此可见,医药厂商将有较为充分的动机在医保谈判中降低药品价格,以进入医保目录范围内。这就为医保部门带来充分的谈判空间,从而有效控制药品的采购成本,并为更多患者谋求福利。

为了清晰地展示政策对各方的具体影响,本文接下来将医保谈判流程分解为“纳入医保报销目录”和“谈判降低药价”两步来分析,^①具体如表1所示。

表1 国家医保谈判的政策影响

	(1)垄断市场	(2)原价纳入医保	(3)谈判纳入医保	(4)政策影响方向
销售量	Q_M	Q_1	Q_2	上升
销售收入	$P_M Q_M$	$P_M Q_1$	$P_N Q_2$	需要实证判断
销售利润	$(P_M - C_M) Q_M$	$(P_M - C_N) Q_1$	$(P_N - C_N) Q_2$	需要实证判断
患者负担	P_M	$(1 - \delta) P_M$	$(1 - \delta) P_N$	下降
医保基金支出	0	$\delta P_M Q_1$	$\delta P_N Q_2$	上升

注: $Q_M < Q_1 < Q_2$, $P_N < P_M$, $C_N < C_M$; 由于本文主要关注医保谈判后药品市场相较于原垄断市场的变化,故列(4)仅比较了列(3)相对列(1)的变化。

谈判药品通常为价格昂贵的专利药,故本文假定谈判药品的生产厂商通常在市场具有较高的垄断地位,因此在药品纳入医保之前,市场处于垄断供给状态。医药厂商会依据边际收益等于边际成本的利润最大化条件来决定药品产量 Q_M ,并将药品价格提高到垄断价格 P_M ,此时医药厂商的销售收入为 $TR_M = P_M Q_M$,销售利润为 $\pi_M = (P_M - C_M) Q_M$ 。其中, C_M 为药品在垄断市场状态的成本,^②后续分析中 C_N 为药品纳入医保目录后的成本。根据前文分析,药品纳入医保后营销成本、分摊的研发成本将下降,因此 $C_N < C_M$ 。

本文先考虑医保部门将药品原价“纳入医保报销目录”的政策效果。假定医保部门按照垄断价格直接将相关药品纳入医保报销目录,医保支付比例为 δ ,此时患者支付价格由 P_M 下降至 $(1 - \delta) P_M$,而药品的销售量将会增加到 Q_1 。与此同时,医药厂商通过患者与医保支付合计获得的药品价格仍然维持在 P_M ,此时厂商的销售收入为 $TR_1 = P_M Q_1 > P_M Q_M$,销售利润为 $\pi_1 = (P_M - C_N) Q_1 > (P_M - C_M) Q_M$ 。由此可见,在药品直接按原价“纳入医保报销目录”的政策之下,医药厂商的销售收入与利润均得到提升。不过尽管患者和医药厂商相较于垄断市场状态都获得了福利的改进,但此政策将会新增医保基金支出 $FB_1 = \delta P_M Q_1$,并且考虑到 P_M 为垄断价格,此时新增的医保基金支出可能会非常大,因此该方案不具备现实的可行性。

接下来本文继续分析如何通过谈判降低药价。假设医保部门与医药厂商开展价格谈判,如果双方就价格最终达成一致,则药品纳入医保报销目录的价格由 P_M 降低至 P_N ,此时患者支付价

① 在现实中,医保谈判是先谈判降低药价,谈判成功后再纳入医保报销目录。而此处“纳入医保报销目录”与“谈判降低药价”的先后顺序不会对结论产生影响,但将“纳入医保报销目录”置于前面,更便于分析与理解引入谈判机制所带来的优势。

② 药品的成本通常包括研发、生产和营销成本。

格由 $(1-\delta)P_M$ 继续降低至 $(1-\delta)P_N$ 。对于患者而言,药品的负担进一步减轻,所以药品的销售量也会进一步增加到 Q_2 。因此,本文提出以下假说:

假说 1: 国家医保谈判可以显著提升谈判药品销售量。

对医药厂商而言,政策对其的影响具有不确定性。尽管在谈判前,医药厂商会根据药品的成本、市场表现等因素对能接受的谈判底价进行测算,但仍无法精确预测接受该谈判价格后药品未来的销售情况。假设医药厂商接受了谈判价格,此时药品价格下降为 P_N ,药品销售收入为 $TR_2 = P_N Q_2$,销售利润为 $\pi_2 = (P_N - C_N) Q_2$ 。虽然药品销售量进一步增加至 Q_2 ,但由于药品价格下降至 P_N ,所以此时药品销售收入和销售利润相较垄断市场状态的变化是不确定的:若药品纳入医保后市场表现良好或者药品的成本 C_N 相较于纳入医保前的成本 C_M 得到较大幅度降低,即使谈判降低了药品价格,未来仍可以通过销售量的大幅提升实现销售收入与利润的增长;反之,若药品谈判后市场表现不及预期或者药品的成本 C_N 仍然较高,则厂商的销售收入与利润可能会下降。因此,即使医药厂商接受了谈判价格,医保谈判对其药品销售收入与利润的影响方向也是不确定的,本文提出以下假说:

假说 2a: 国家医保谈判可以显著提升药品销售收入。

假说 2b: 国家医保谈判后,药品的销售收入没有显著变化或者显著下降。

假说 3a: 国家医保谈判可以显著提升药品销售利润。

假说 3b: 国家医保谈判后,药品的销售利润没有显著变化或者显著下降。

由于抗癌药品用途的特殊性,其销售量可以近似等于使用量。同时,谈判药品均为经过医学专家团队挑选审核,具有良好临床效果的药品。因此,谈判药品使用量提升能为患者带来显著的健康效应。基于此,本文提出以下假说:

假说 4: 抗癌药的医保谈判可以降低对应疾病的死亡人数。

虽然每单位药品的医保支付由 δP_M 降低为 δP_N ,但由于药品使用量由 Q_1 增加到 Q_2 ,新增医保基金支出 $FB_2 = \delta P_N Q_2$ 。尽管相较于垄断市场,医保基金需要新增这部分支出用于医保谈判药品。但考虑到纳入医保的医保谈判药品能大幅缓解患者的经济压力,拯救更多的生命。并且,如果谈判降价的力度足够大,相较于原价纳入医保也能节约大量的医保基金。因此这部分新增的支出很可能具备良好的成本收益比。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文使用多时点双重差分法,选取 2016—2020 年医保局印发的 5 批国家医保谈判准入药品名单中所有抗癌药品为处理组样本。关于控制组,本文则选用协议期在 2021—2022 年的非抗癌类国家医保谈判准入药品为样本。这样的处理基于三方面原因:一是协议期在 2021—2022 年的谈判药品在 2016—2020 年期间未受到政策影响。二是使用双重差分法的重要前提之一是单位处理变量值稳定假设(SUTVA),即处理组与控制组之间应当彼此互不干涉(黄炜等, 2022)。如果选择抗癌药作为控制组,则可能出现处理组中抗癌药品销售量与控制组中同类抗癌药物销售量相互影响的情况,从而导致估计结果的偏误。选用非抗癌药物作为样本,则可以尽量避免这一问题。三是处理组与控制组同为谈判药品,说明它们除对症疾病不同之外,很可能具有较高的相似之处,从而更能满足平行趋势假设。本文将部分价格较低或不会长期使用的药物从控制组中删去。控制组中保留下来的主要为针对罕见病以及“糖尿病”“艾滋病”“精神分裂症”等需要长期服药且经济负担较重疾病的医保谈判药品。经过上述处理,使得控制组药物的用药场景与

用药开销尽可能与抗癌药物接近，从而提高了处理组和控制组药物之间的可比性。样本最终包含 115 种药品，其中处理组 71 种，控制组 44 种。此部分药品销售数据来源于“药智网”医院销售数据挖掘系统，^①具体选取了相关药品全国销售量与全国销售收入数据进行实证研究。

本文关注抗癌谈判药品产生的健康效应，参考 Zhang 和 Nie(2021)的研究，以疾病类型作为研究样本，选取 2010—2018 年全国范围内分类型癌症死亡人数数据进行分析。^②具体而言，以第一部分药品样本中，2016—2018 年所有抗癌谈判药品对症的癌症类型作为处理组。如遇一种药品有多项对应的主治癌症，则将这几种癌症类型都纳入处理组。控制组则为样本期间未被谈判药品覆盖到的癌症类型。本部分药品清单与对应癌症类型来源于医保局印发的谈判药品医保目录，癌症死亡人数数据来源于国家癌症中心发布的 2010—2018 年《中国肿瘤登记年报》。该报告详细统计了在国际疾病分类编码 ICD-10 之下 58 种癌症的死亡率数据，其中有 15 种为处理组，剩余 43 种为控制组。为了能更加直观地展示实证结果的现实意义，本文基于报告中的死亡率数据以及当年人口数据计算得到癌症死亡人数数据，并进行回归分析。

(二)模型设计与变量定义

如前所述，国家医保谈判自 2016 年开始，因此本文选用多时点双重差分模型，对国家医保谈判的政策效果进行估计。本文以式(1)来检验假说 1，具体回归方程如下：

$$\ln sales_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 negotiate_a_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下角标 i 为药品个体， t 为年份；被解释变量 $\ln sales_{it}$ 为药品全国销售量的对数；解释变量中 $negotiate_a_{it}$ 为医保谈判虚拟变量，如果药品在 t 年进入国家医保谈判准入药品名单，则取值为 1，其余为 0；由于使用双向固定效应模型，且药品的关键特征如对症疾病、主要成分等都不随时间变化，所以不再把这些因素作为控制变量加入； γ_i 为样本个体固定效应，以控制该款药品特有但不随时间变化的因素； δ_t 为年份固定效应，以控制时间趋势的影响； ε_{it} 为随机扰动项，并将标准误差聚类到药品个体层面。

本文以式(2)检验假说 2a 和假说 2b，以式(3)来检验假说 3a 和假说 3b，具体回归方程如下：

$$\ln revenue_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 negotiate_a_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln profits_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 negotiate_a_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

相较于式(1)，式(2)和式(3)只需分别将被解释变量更换为 $\ln revenue_{it}$ 或 $\ln profits_{it}$ ，其余部分设定同式(1)。被解释变量 $\ln profits$ 销售利润的计算方式如下：本文根据 i 药品在 t 年的销售收入与销售量之比计算出在该年份的平均售价。成本部分参考世界卫生组织(2019)对癌症药物成本的分析报告以及已有文献对药品普遍成本范围的估计(Caves 等, 1991; Linnosmaa 等, 2004)，将处理组的单位成本设定为垄断售价，即谈判前平均售价的 35%，具体为研发成本 7%、生产成本 3% 和营销成本 25%。考虑到医保谈判后营销费用和分摊的研发成本可能下降，本文将政策后的成本设定为垄断售价的 10% 至 35%。控制组药品的单位成本统一设定为平均售价的 35%。^③最后得到销售利润后再取对数。

① 该系统基于全国省级行政单位中 3000 多家医院的销售数据，建立了一个反映国内公立医疗机构在全国范围内药品销售情况的数据库，具有数据真实准确、样本量大、覆盖面广的优势。

② 由于《中国肿瘤登记年报》未公布 2019 年及之后的癌症死亡率数据，受限于数据的可得性，此处疾病类型的样本期间未能和药品样本期间一样同步到 2020 年。

③ 虽然控制组虽然不是抗癌药，但同为纳入谈判范围的高价专利药，并且未受政策冲击，因此可不考虑成本降低的问题。本文沿用处理组的成本率标准，将控制组的单位成本设为药品在样本期间，平均售价的 35%。本文还尝试了其他的控制组成本比率设定，如 20%、25% 等，均与后续实证结果差异极小。

本文以式(4)来检验假说 4, 具体回归方程如下:

$$\ln death_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 negotiate_b_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln death_cs_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 negotiate_b_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln death_nc_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 negotiate_b_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, 下角标 i 为癌症类型, t 为年份; 被解释变量 $\ln death_{it}$ 为基于癌症全国标准化死亡率乘当年全国人口数量得到的全国标准化死亡人数后再取对数; $\ln death_cs_{it}$ 为基于城市地区统计的癌症标准化死亡率乘当年全国城市人口数量得到的城市标准化死亡人数后再取对数; $\ln death_nc_{it}$ 为基于农村地区统计的癌症标准化死亡率乘当年全国农村人口数量得到的农村标准化死亡人数后再取对数;^① 解释变量中 $negotiate_b_{it}$ 为医保谈判虚拟变量, 如果该癌症类型的对症药物在 t 年公布的国家医保谈判准入药品名单中, 则取值为 1, 否则为 0; γ_i 为样本个体固定效应, 以控制该类型癌症特有但不随时间变化的因素; δ_t 为年份固定效应, 以控制时间趋势的影响; ε_{it} 为随机扰动项, 并将标准误差聚类到癌症类型层面; 为了减小异方差问题可能带来的影响以及便于分析回归结果的经济含义, 本文在回归时对绝对值变量取对数; 药品销售利润存在负值, 这部分负值本文对其绝对值取对数后, 再取相反数。主要变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义(单位)	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
被解释变量	<i>sales</i>	药品销售量(万份)	5949.9578	44882.2255	0.0012	518900.0000	383
	<i>revenue</i>	药品销售收入(万元)	70929.1609	116173.6459	0.2600	915600.0000	384
	<i>death</i>	癌症全国标准化死亡人数(人)	27154.8252	63985.7868	0 [*]	393990.9375	522
	<i>death_cs</i>	癌症城市标准化死亡人数(人)	14678.8801	33815.3502	0	233124.0469	522
	<i>death_nc</i>	癌症农村标准化死亡人数(人)	12464.2575	31071.5100	0	189182.9688	522
解释变量	<i>negotiate_a</i>	医保谈判政策_药品层面(虚拟变量)	0.2829	0.4508	0	1	615
	<i>negotiate_b</i>	医保谈判政策_疾病层面(虚拟变量)	0.0556	0.2293	0	1	522

注: 由于样本的个体特征如药品的对症疾病、成分等不会随时间变化, 且本文均采用双向固定效应模型进行回归分析, 所以不再添加与样本个体特征有关的控制变量。销售利润 *profits* 由于是一组按单位成本占比分段计算出的估算数据, 仅用于政策效应方向的判断以及效应临界点的试算, 并非实际统计数据, 因此未在描述性统计中展示。由于《中国肿瘤登记年报》中死亡率数据精确到小数点后两位, 因此对于少数罕见的癌症, 其死亡率在某些年份为 0 人/十万人, 导致了计算得到的死亡人数最小值为 0。

四、实证结果与分析

(一) 国家医保谈判对医药厂商的影响

1. 国家医保谈判对药品销售量与销售收入的影响

为研究国家医保谈判对医药厂商市场规模的影响, 本文首先分别对式(1)与式(2)进行回归。表 3 展示了相应的实证结果。列(1)被解释变量为销售量 $\ln sales$, 列(2)被解释变量为销售收入 $\ln revenue$ 。可以发现, 两列的 $negotiate_a_{it}$ 系数均在 1% 的水平下显著为正, 说明在药品通过医保谈判进入医保目录之后, 该药品在全国范围内的销售量、销售收入均有了显著提升, 假说 1 与假说 2a 得到证实。从系数大小来看, 医保谈判使得受影响的药品销售量平均提升了 316.6182%, 销售收入平均提升了 228.2154%,^② 意味着医保谈判使有关药品的市场份额得到急剧

① 由于直接按死亡人数比人口数量计算得来的死亡率容易受到人口年龄结构的影响, 因此为了使不同地区、不同人群之间的死亡率具有可比性, 需要按照年龄结构对死亡率进行标准化调整, 调整之后的死亡率即为标准化死亡率。

② 计算过程为: $316.6182\% = (e^{1.4270} - 1) \times 100\%$, $228.2154\% = (e^{1.1885} - 1) \times 100\%$ 。

扩张，而市场规模的扩张不仅能激励医药企业创新(Duggan 和 Morton, 2010; Blume-Kohout 和 Sood, 2013)，更意味着能承担这些药物的患者数量大幅提升。

表 3 国家医保谈判对药品销售量和销售收入的影响

	(1)	(2)
	ln sales	ln revenue
<i>negotiate_a</i>	1.4270*** (4.2461)	1.1885*** (3.7164)
<i>Constant</i>	2.7754*** (17.945)	8.7837*** (59.4807)
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	352	353
<i>R</i> ²	0.9024	0.8656

注：*、**和***分别表示系数估计值在10%、5%和1%水平下显著；系数下方括号内为*t*值；下表同。

2. 国家医保谈判对药品销售利润的影响

本文接下来考察国家医保谈判对药品销售利润的影响。表 4 报告了对药品销售利润的敏感性检验结果。列(1)为假设处理组药品在政策实施后单位成本为谈判前平均售价 10% 的回归结果，列(2)—列(6)依次为单位成本为谈判前平均售价 22%、23%、29%、30% 和 35% 的回归结果。^①根据回归结果，列(1)与列(2)*negotiate_a_{it}*系数均显著为正，说明按照样本期间的谈判力度和药品市场中的供求关系，当谈判药品成本为垄断售价 22% 及以下时，该药品在全国范围内的销售利润将显著提升。根据列(3)—列(6)的回归结果，*negotiate_a_{it}*系数不显著，说明当谈判药品在政策实施后，其成本为垄断售价 23%—35% 时，该药品在全国范围内的销售利润没有显著变化。

根据世界卫生组织(2019)对癌症药物成本的分析报告以及已有文献对药品普遍成本范围的估计(Caves 等, 1991; Linnosmaa 等, 2004)，一款抗癌药的成本约为其垄断售价的 35%，具体包括研发成本 7%、生产成本 3%、营销成本 25%。经过谈判并纳入医保后，医药厂商几乎不需要对该药品进行大规模的市场推广，其营销成本只要能降低到垄断售价的 10%，那么纳入医保后单位成本约为垄断售价的 20%。结合表 4 中的回归结果，该款药品的销售利润在政策后将有显著提升。同时，分摊的研发成本部分也会随销售量的大幅提高而下降。因此本文认为医保谈判可以明显提升企业的销售利润，假说 3a 成立。

(二) 国家医保谈判对患者健康的影响

1. 国家医保谈判对癌症死亡人数的影响

先进抗癌药物的广泛使用能否降低癌症的死亡人数？本文继续对国家医保谈判的健康效应进行检验。表 5 报告了相应的实证结果，列(1)为对癌症全国标准化死亡人数的回归结果，*negotiate_b_{it}*系数在 5% 的水平下显著为负，说明在药品通过医保谈判并进入医保目录之后，该药品对症治疗的癌症类型全国死亡人数显著下降，假说 4 得到证实。具体而言，医保谈判使得受影响的癌症类型死亡人数下降了 9.11%，^②表明医保谈判产生了明显的健康效应。列(2)与列(3)分别为将被解释变量替换为城市标准化死亡人数和农村标准化死亡人数后的回归结果，

① 限于篇幅，表 4 中仅报告了成本上下限以及系数显著性、方向发生变化时的回归结果，留存备案。

② 计算过程为： $9.11\% = (e^{-0.0955} - 1) \times 100\%$ 。

$negotiate_b_i$ 系数均显著。可以发现列(2)与列(3)的回归系数大小与显著性相较列(1)无显著差异,说明整体而言,医保谈判的健康效应并没有表现出明显的城乡差异。

表 4 国家医保谈判对药品销售利润的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln profits$ (C: 10%)	$\ln profits$ (C: 22%)	$\ln profits$ (C: 23%)	$\ln profits$ (C: 29%)	$\ln profits$ (C: 30%)	$\ln profits$ (C: 35%)
$negotiate_a$	1.5251*** (4.6572)	1.1947** (2.5141)	0.8502 (1.3353)	0.4347 (0.5697)	-0.0577 (-0.0680)	-1.2091 (-1.2756)
Constant	8.2855*** (62.3699)	7.9294*** (41.1335)	7.9857*** (30.9170)	7.5419*** (24.3661)	7.4151*** (21.5154)	7.2454*** (18.8435)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	318	318	318	318	318	318
R^2	0.8686	0.5780	0.5301	0.4121	0.4247	0.4579

表 5 国家医保谈判对居民健康的影响

	(1)	(2)	(3)
	$\ln death$	$\ln death_cs$	$\ln death_nc$
$negotiate_b$	-0.0955** (-2.3673)	-0.0924** (-2.6292)	-0.1011* (-1.9030)
Constant	8.5352*** (3777.4083)	8.0180*** (4067.3482)	7.6154*** (2545.0771)
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	518	517	515
R^2	0.9935	0.9933	0.9887

2. 异质性分析

为了探究政策效果在不同癌症类型中的异质性,本文按照处理组癌症发病率的中位数将处理组癌症样本分为较高发病率与较低发病率组,按照谈判药品数量的中位数将医保谈判药品数量分为较多药品数量与较少药品数量组,并分别进行回归分析。此外,尽管整体上医保谈判在城市地区与农村地区都取得了显著的健康效应,但考虑到城乡之间在医疗资源分布、患者收入水平等方面存在明显差异,因此要进行异质性分析。本文在不同癌症类型的回归中,将被解释变量分别替换为城市标准化死亡人数与农村标准化死亡人数,以检验城市地区与农村地区在不同癌症类型中政策效果的异质性。

(1) 基于癌症发病率的异质性分析

表 6 列(1)–列(3)为将处理组中较高发病率样本纳入回归方程的实证结果,列(4)–列(6)为将较低发病率样本纳入回归方程的实证结果。列(1)–列(3) $negotiate_b_i$ 系数均显著,说明医保谈判政策在较高发病率的癌症样本中取得了良好的效果。列(4) $negotiate_b_i$ 系数在 5% 的水平下显著,说明从全国层面看,医保谈判在较低发病率的癌症样本中也取得了良好的效果。

政策效果的异质性主要体现在表 6 列(5)与列(6)回归结果中。列(5) $negotiate_b_i$ 系数在 1% 的水平下显著,而列(6) $negotiate_b_i$ 系数并不显著。说明对于较低发病率的癌症,医保谈判在城市地区产生了显著的健康效应,但在农村地区并没有产生显著的健康效应。这很可能是由

药品可及性导致的。根据李伟等(2023)的研究，一方面，在公立医院中，常见疾病医保谈判药品的配备率要高于非常见疾病医保谈判药品；另一方面，三甲医院的医保谈判药品配备率要大幅高于二甲医院。因此，对于相对罕见的癌症，三甲医院更可能配备相应的医保谈判药品。而二甲医院本身医保谈判药品配备就较少，已配备的更可能是应对较为常见癌症的医保谈判药品。考虑到在我国，三甲医院基本上集中于城市地区，农村地区主要为二甲及以下等级医院。这就导致对于相对罕见的癌症，农村地区获得医保谈判药品的可能性可能要远低于城市地区，这使得政策效果在这些癌症类型中呈现出明显的城乡差异。

表 6 基于疾病发病率特征的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	较高发病率			较低发病率		
	ln death	ln death_cs	ln death_nc	ln death	ln death_cs	ln death_nc
<i>negotiate_b</i>	-0.0971*	-0.0807*	-0.1391**	-0.0911**	-0.1099***	-0.0434
	(-1.9701)	(-1.9018)	(-2.0744)	(-2.2711)	(-3.1792)	(-0.7964)
<i>Constant</i>	8.4145***	7.8897***	7.5068***	8.1044***	7.5915***	7.1778***
	(4569.1139)	(4963.9052)	(2975.6680)	(7508.3211)	(8143.2955)	(4863.1978)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	455	454	452	446	445	443
<i>R</i> ²	0.9932	0.9930	0.9885	0.9897	0.9893	0.9828

(2) 基于对症药物数量的异质性分析

表 7 列(1)—列(3)为将处理组中较多对症药物数量样本纳入方程的结果，列(4)—列(6)为将处理组中较少对症药物数量的样本纳入方程的结果。列(1)—列(3) *negotiate_b_{it}* 系数均显著，说明医保谈判政策在有较多对症医保谈判药品的癌症类型中取得了良好的效果。列(4) *negotiate_b_{it}* 系数不显著，这说明医保谈判的政策效果在拥有较少对症医保谈判药品的癌症类型中不明显。这可能是因为，癌细胞的耐药性导致抗癌药物失效，更多同类的谈判药物可以为患者与医生提供更加丰富的选择空间，以制定更符合个体情况的长期治疗方案，故能带来更明显的健康效应，这也意味着增加谈判药品种类有利于提升医保谈判政策效果。

表 7 基于疾病对症药物数量的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	较多对症药物			较少对症药物		
	ln death	ln death_cs	ln death_nc	ln death	ln death_cs	ln death_nc
<i>negotiate_b</i>	-0.1330***	-0.1222***	-0.1555**	-0.0654	-0.0705*	-0.0557
	(-2.6887)	(-2.9180)	(-2.3117)	(-1.6148)	(-1.9438)	(-0.9373)
<i>Constant</i>	8.3114***	7.7904***	7.3978***	8.2136***	7.6966***	7.2933***
	(5647.3098)	(6236.5994)	(3670.4757)	(5877.5620)	(6144.9200)	(3537.9874)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	437	436	434	464	463	461
<i>R</i> ²	0.9926	0.9923	0.9875	0.9911	0.9908	0.9850

政策效果的异质性也体现在表 7 列(5)与列(6)中。列(5) *negotiate_b_{it}* 系数在 10% 的水平下显著，而列(6) *negotiate_b_{it}* 系数不显著，说明医保谈判在对症医保谈判药品较少的癌症类型中，

政策效果也存在城乡差异。这同样可能是药物可及性差异导致的。对症医保谈判药品较少的癌症类型都是较晚批次才被医保谈判覆盖到的,而较晚批次的医保谈判药品获得率相对较低(李伟等,2023)。这种情况在医疗资源相对匮乏的农村地区可能会更加突出,从而导致政策效果不显著。

五、稳健性检验

(一)事前平行趋势与政策动态效应

处理组与控制组之间的事前趋势大致相同是使用双重差分法进行分析的重要前提。本文进一步采用事件研究法对于实证部分的平行趋势进行检验,并对政策的动态效应进行分析。研究均以前一期为基准组。图1、图2和图3都展示了国家医保谈判对不同被解释变量的动态效应。其中,纵轴坐标为回归系数,横轴坐标为政策前后期数,系数坐标点上下的线段代表90%显著性水平下的置信区间。可以发现,在国家医保谈判开展之前,相关谈判药品的销售量、销售收入以及对应癌症的死亡人数相较基准期没有显著的差异,这验证了事前平行趋势。对于药品的销售量与销售收入,政策效果呈现出了递减趋势,这可能是由于:第一,抗癌药的总体市场有限,更多的谈判药品进入市场势必会加剧医保谈判药品市场的竞争,导致药品销售量相对于政策初期有所下降;第二,医保谈判药品的协议期一般为一年,在之后的续约谈判中药品价格可能会继续降低,再加上销售量的下降,从而导致销售收入较政策初期有所减少。

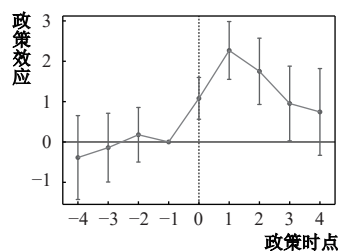


图1 销售量

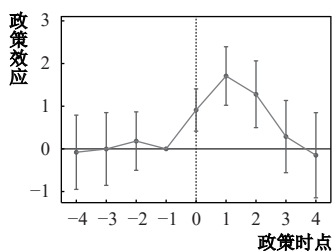


图2 销售收入

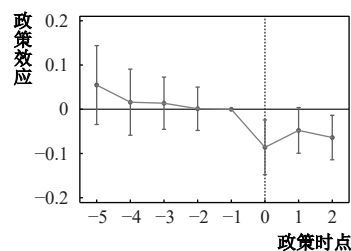


图3 死亡人数

(二)其他稳健性检验^①

本文接下来进行了以下稳健性检验:Goodman-Bacon分解、安慰剂检验、提高标准误聚类层级、倾向得分匹配与熵平衡法以及更换被解释变量方法。根据回归结果,本文结论是稳健的。

六、成本收益分析

实证结果表明,国家医保谈判兼顾了医药厂商的销售需求与患者的用药需求,其经济效应与健康效应显著。然而,按照乙类医保目录的报销比例,谈判药品大约80%的费用是由医保基金支付,^②医保基金支出会增加。因此,有必要从医保基金的角度来进行成本收益分析。

(一)抗癌药医保谈判的成本

基于本文样本数据,预计在医保谈判政策实施后,在2016—2018年,纳入医保谈判的抗癌药品销售收入约为374.0004亿元,平均每年销售收入约为124.6668亿元。按照80%的比例,医保基金平均每年需要支付约99.7334亿元,患者支付约24.9334亿元。进一步,根据实证部分的销售收入反事实估计结果,医保谈判使得受影响药品的销售收入平均提升了228.2154%。^③因此,

^① 受限于篇幅,省略此部分稳健性检验结果,留存备索。

^② 谈判药品属于医保目录乙类药品,其支付需要参保人与医保基金共同承担。数据来源于《北京市医疗保障局关于进一步做好国家医保谈判药品落地试点工作的补充通知(试行)》。

^③ 基于表3列(2)的回归系数计算得到,计算过程为:228.2154%=($e^{1.1885}-1$) $\times 100\%$ 。

可以合理推算出这些药品在没有受到医保谈判影响时的销售收入，即 $374.0004/(1+228.2154\%)=113.9497$ 亿元。在没有进行医保谈判并纳入医保的情况下，此部分药品费用全部需要患者个人负担。在 2016—2018 年，患者平均每年需要支付约 37.9832 亿元。

从表 8 中可以发现，相比谈判前药品未纳入医保的情况，谈判后纳入医保会使得医保基金每年为样本中的抗癌药新增约 99.7334 亿元的支出。而对于患者而言，在药品使用量大幅上升的同时，年均支付总金额也下降了约 13.0498 亿元。以上结果意味着，从社会宏观角度来看，针对抗癌药的医保谈判每年新增成本约为 86.6836 亿元（ $99.7334-13.0498=86.6836$ ）；从医保基金的角度来看，每年新增成本约为 99.7334 亿元。

表 8 医保谈判前后抗癌药品支付情况

	年均药品销售收入(亿元)	年均医保基金支付金额(亿元)	年均患者支付金额(亿元)
谈判前药品未纳入医保	37.9832	0	37.9832
谈判后药品纳入医保	124.6668	99.7334	24.9334
谈判带来的变化	86.6836	99.7334	-13.0498

（二）抗癌药医保谈判的收益

质量调整生命年（Quality-adjusted Life Years，简称 QALYs）指标目前被广泛应用于疾病负担的衡量与药物经济学的评估。基于样本数据，在受到国家医保谈判政策冲击前，全国每一年约有 117.1910 万人死于处理组中的癌症，按照回归结果中死亡人数下降 9.1082% 的水平，^①国家医保谈判的实施每年减少了约 10.6740 万人的死亡。该结果也可以理解为医保谈判使得这 10.6740 万患者的生命延长了至少 1 年。因此，我们将国家医保谈判的政策效果设定为每年为 10.6740 万人带来 1 个质量调整生命年。

医药卫生部门在决策过程中，需要将政策带来的健康收益转化为可量化的经济价值，从而评估公共资金配置效率。而评价一项公共卫生政策是否具有成本收益优势，通常会基于支付意愿阈值（Willingness to Pay，简称 WTP）来判断。中国药学会发布的《中国药物经济学评价指南 2020》提到，对于质量调整生命年的支付意愿阈值，建议采用全国人均 GDP 的 1—3 倍。从经济学评估的价值标准来看，世界卫生组织的参考建议为：如果一款新药使用后，能够延长患者一年有质量的生命，即 1 个质量调整生命年，而其增加的费用不超过所在国家人均 GDP 的 3 倍，则认为此药品是物有所值的（刘国恩，2024）。

本文选用 3 倍的人均 GDP 作为标准。2018 年我国人均 GDP 为 6.4644 万元，^②可以计算出样本期间抗癌药医保谈判的总体支付意愿阈值为 207.0030 亿元（ $10.6740 \times 1 \times 6.4644 \times 3 = 207.0030$ ）。显然，该数值既高于社会宏观角度的新增成本 86.6836 亿元，也高于医保基金角度的新增成本 99.7334 亿元，这充分体现了医保谈判有较好的经济收益。

七、结论与政策建议

本文基于抗癌药品销售数据和癌症死亡率数据，采用多时点双重差分法，考察了国家医保谈判的经济效应与健康效应。研究结果表明：对医药厂商而言，医保谈判使抗癌药品的销售量和销售收入显著提升，而对销售利润的影响则取决于药品的成本水平。对患者而言，医保谈判

① 基于表 5 列（1）的回归系数计算得到，计算过程为： $9.1082\%=(e^{-0.0955}-1) \times 100\%$ 。

② 数据来源于《2018 年国民经济和社会发展统计公报》。

政策实施使相关癌症类型的死亡人数显著下降。异质性分析表明,在有更多对症谈判药品的癌症类型样本中,医保谈判降低死亡人数的效果更加显著。在较为罕见的癌症类型中,城市地区的政策效果相较农村地区更为显著。本文通过成本收益分析,进一步发现医保谈判在合理的成本范围内拯救了众多患者的生命,具有较好的经济收益。由此可见,国家医保谈判对医药厂商、患者和医保基金而言,均产生了良好的政策效果,取得了“和衷共济,利在其中”的多方共赢效果,今后应继续以医保目录管理方式常态化推行此政策。

基于已有研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,增加谈判药品种类,持续降低谈判药品价格。在未来的医保谈判中,可继续加大对于高发病率疾病的关注,增加对症药物数量,让政策惠及更多的患者群体。一方面,对已进入医保目录但因成本降低等原因未来仍有降价空间的药物,在续约谈判时应进一步争取更低的价格。另一方面,对于成本高昂的创新药,也应适当给予价格支持,满足企业合理的利润诉求,以激发创新的积极性。这就需要建立科学的药品评估体系,并通过建立常态化的沟通机制,增进医保部门与制药企业之间的理解和信任。

第二,提升供药保障程度。药品通过谈判纳入医保目录,最终目标是让参保人“买得到、用得上、能报销”。一方面,要加大对医疗资源欠发达地区、低级别医院供应谈判药品的支持力度,提升各类医保谈判药品的可及性,明确医疗机构使用医保谈判药品的主体责任,定点医疗机构也应当在较短时间内将谈判药品按需纳入医院采购目录范围;另一方面,积极探索完善定点药店与指定医疗机构购买谈判药品的“双通道”政策,发挥定点零售药店分布广泛、市场化程度高、服务灵活的优势,与医疗机构互为补充,进而使医疗条件欠发达地区的患者也能享受到医保谈判带来的健康福利。

第三,优化医保药品准入机制,促进医药市场健康可持续发展。已通过谈判纳入医保的药品使用优先级与销量都会得到明显提升,但也可能对尚未纳入医保的同类药物产生“挤出”效应。为了维护医药市场稳定运行、保护企业创新动力与患者多样化用药权益,应持续优化医保药品目录动态调整机制,及时将符合条件的新药好药纳入医保目录,不断提升目录内品种的数量和质量。此外,要加强对谈判药品的监督评估,贯彻医保谈判的“价值购买”原则,确保药品的临床效果和质量始终处于高标准。在促进药企持续提升研发和生产能力的同时,避免低价但低疗效的药品进入医保谈判药品市场,进而提升医保基金的使用效率。

主要参考文献:

- [1]黄炜,张子尧,刘安然.从双重差分法到事件研究法[J].产业经济评论,2022,(2):17-36.
- [2]寇宗来,胡文皓,朱恒鹏,等.上限管制与加成管制能降低价格吗?[J].经济学(季刊),2023,(6):2119-2135.
- [3]李伟,陈红斗,陆伟,等.2016-2021年国家医保谈判药品可及性研究——基于全国大数据的实证分析[J].中国现代应用药学,2023,(10):1405-1410.
- [4]廖义刚,余梁.医保价格谈判与医药企业研发积极性[J].经济管理,2024,(9):147-167.
- [5]刘小鲁.产品多样化、产品质量与中国药品价格管制绩效[J].经济评论,2010,(6):76-84.
- [6]潘士远.最优专利制度研究[J].经济研究,2005,(12):113-118.
- [7]孙雯娟,唐彦,邹羽真,等.北京协和医院17种国家医保谈判抗癌药临床应用情况调查[J].协和医学杂志,2021,(6):958-964.
- [8]王文兵,王雨卉,干胜道.药品带量采购背景下中标药企成本构成探析[J].价格理论与实践,2019,(1):56-59.

- [9]余典范, 王超, 李鑫. 何种政府采购能发挥靶向创新效应?——来自上市公司的证据[J]. *会计研究*, 2023, (10): 88–100.
- [10]张庆霖, 郭嘉仪. 政府规制、买方势力与技术创新: 中国制药产业的研究[J]. *当代财经*, 2013, (6): 98–109.
- [11]张新鑫, 侯文华, 申成霖. 价格管制、战略性创新激励与创新药市场绩效[J]. *科研管理*, 2017, (10): 68–75.
- [12]Armstrong M, Vickers J. Welfare effects of price discrimination by a regulated monopolist[J]. *The RAND Journal of Economics*, 1991, 22(4): 571–580.
- [13]Bajari P, McMillan R, Tadelis S. Auctions versus negotiations in procurement: An empirical analysis[J]. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 2009, 25(2): 372–399.
- [14]Blume-Kohout M E, Sood N. Market size and innovation: Effects of Medicare Part D on pharmaceutical research and development[J]. *Journal of Public Economics*, 2013, 97: 327–336.
- [15]Caves R E, Whinston M D, Hurwitz M A. Patent expiration, entry, and competition in the U.S. pharmaceutical industry[J]. *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, 1991: 1–66.
- [16]DiMasi J A, Grabowski H G, Hansen R W. Innovation in the pharmaceutical industry: New estimates of R&D costs[J]. *Journal of Health Economics*, 2016, 47: 20–33.
- [17]DiStefano M J, Levy J F, Odouard I C, et al. Estimated savings from using added therapeutic benefit and therapeutic reference pricing in United States Medicare drug price negotiations[J]. *Value in Health*, 2023, 26(11): 1618–1624.
- [18]Duggan M, Morton F S. The effect of Medicare Part D on pharmaceutical prices and utilization[J]. *The American Economic Review*, 2010, 100(1): 590–607.
- [19]Gretschko V, Wambach A. Procurement under public scrutiny: Auctions versus negotiations[J]. *The RAND Journal of Economics*, 2016, 47(4): 914–934.
- [20]Inderst R, Wey C. Buyer power and supplier incentives[J]. *European Economic Review*, 2007, 51(3): 647–667.
- [21]Lakdawalla D, Sood N. Innovation and the welfare effects of public drug insurance[J]. *Journal of Public Economics*, 2009, 93(3–4): 541–548.
- [22]Leininger W. Patent competition, rent dissipation, and the persistence of monopoly: The role of research budgets[J]. *Journal of Economic Theory*, 1991, 53(1): 146–172.
- [23]Linnoosmaa I, Hermans R, Hallinen T. Price-cost margin in the pharmaceutical industry: Empirical evidence from Finland[J]. *The European Journal of Health Economics*, 2004, 5(2): 122–128.
- [24]Moye-Holz D, Van Dijk J P, Reijneveld S A, et al. The impact of price negotiations on public procurement prices and access to 8 innovative cancer medicines in a middle-income country: The case of Mexico[J]. *Value in Health Regional Issues*, 2019, 20: 129–135.
- [25]Vernon J A. Examining the link between price regulation and pharmaceutical R&D investment[J]. *Health Economics*, 2005, 14(1): 1–16.
- [26]Yin X J, Xu Y, Man X W, et al. Direct costs of both inpatient and outpatient care for all type cancers: The evidence from Beijing, China[J]. *Cancer Medicine*, 2019, 8(6): 3250–3260.
- [27]Zhang X, Nie H H. Public health insurance and pharmaceutical innovation: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 148: 102578.

Working Harmoniously, Benefiting Mutually: The Economic and Health Effects of National Drug Price Negotiation

Mao Hui¹, Zhang Zefeng¹, Chen Zhenghong²

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. School of Finance and Public Administration, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China)

Summary: Cancer has become a critical public health challenge in China. While patented anti-cancer drugs hold life-saving potential, their prohibitively high prices render them inaccessible to most patients. From the government's perspective, this presents a dilemma: (1) The health insurance fund faces growing financial pressures, limiting its capacity to expand reimbursement coverage. (2) Direct price controls, though potentially lowering drug prices, could stifle pharmaceutical innovation. To solve this dilemma, China has innovatively implemented the National Drug Price Negotiation (NDPN) policy since 2016. This policy establishes a negotiation framework between National Healthcare Security Administration and pharmaceutical manufacturers, effectively reducing drug reimbursement prices to balance the interests of patients, pharmaceutical manufacturers, and the insurance fund.

This paper employs a staggered DID approach to evaluate the economic and health effects of the NDPN policy. It uses sales data for anti-cancer drugs and cancer mortality statistics as primary data sources. The results indicate that the implementation of the NDPN policy leads to a significant increase in both sales and revenue for relevant anti-cancer drugs among pharmaceutical manufacturers. However, the impact on sales profits depends on the costs of the drugs. For patients, the number of deaths from corresponding types of cancer has significantly decreased after the implementation of the policy. Heterogeneity analysis reveals that the policy has a more significant impact on cancer types, with more negotiated drugs available for treatment. For rare cancers, the impact of this policy is more prominent in urban areas. Cost-benefit analysis shows that the policy significantly reduces patient mortality at a reasonable cost.

This paper provides the first comprehensive assessment of both the economic and health effects of China's NDPN policy within a causal inference framework. Based on the findings, the following recommendations are proposed: (1) Expand the coverage of negotiated drugs to provide more treatment options. (2) Ensure the supply of negotiated drugs, especially in rural areas. (3) Establish dynamic price adjustment mechanisms to optimize the use of health insurance fund.

Key words: National Drug Price Negotiation; economic effect; health effect; anti-cancer drugs

(责任编辑 顾 坚)