

药企合谋对药品招标采购的影响

——以药品集中带量采购为例

朱恒鹏 岳 阳 朱 磊*

摘 要: 本文首先构建了动态招采模型, 分析集中带量采购对投标过程中药企合谋行为的影响。模型预期, 带量采购通过采购所占份额提高企业背离合谋的可能性, 并降低合谋内的价格; 带量采购会通过减少未来企业数量提高未来招标价格。我们通过案例分析现实中招采合谋的特点, 并使用招标数据度量了政策影响。实证结果支持模型预期: 政策使得药物价格平均下降 86.6%; 药品市场集中度越高, 政策降价效果越小; 各类药品招标频率越高, 政策降价效果越小。

关键词: 合谋; 药品招标采购; 集中带量采购

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.06.17

一、引 言

自 2001 年以来, 政府部门不断探索药品集中采购模式, 相继出台了省级药品集中招标采购定价和取消药品加成等政策, 希望通过消除医疗机构卖药营利动机, 来实现抑制药价、减少过度用药的目标。由于这些政策措施无法解决医院和药企通过各种手段规避并消解此类规制的问题, 相关政策降低药价效果有限, “量价脱钩”、采购分散、“以药养医”等问题并未缓解。

为解决上述问题, 相关部门开始逐步推进集中带量采购改革。集中带量采购是指招标部门通过承诺将医保定点医疗机构大部分采购份额给予中标企业的办法来最大程度压低药价, “以量换价”“量价挂钩”就是这个意思。具体而言, 通过整合多省市需求, 组成“联合采购办公室”, 代表公立医疗机构实施集中采购。采购过程首先遴选集采类的药物, 然后各地政府部门通过汇总整理各医疗机构对各类药品的需求, 确定计划集采量。以此为基础, 医保

* 朱恒鹏, 中国社会科学院经济研究所; 岳阳, 厦门大学经济学院经济研究所与王亚南经济研究院、计量经济学教育部重点实验室(厦门大学); 朱磊, 上海财经大学统计与管理学院。通信作者及地址: 岳阳, 福建省厦门市厦门大学经济学院, 361005; 电话: 18060962971; E-mail: yueyang@xmu.edu.cn。本文系世界银行科研项目(SBS-2020-03)、国家自然科学基金项目(72173106、72133004)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家提供的建设性意见。当然, 文责自负。

局召开药厂座谈会,吸引药企应标,最后公布带量采购方案(谭清立等,2021)。自2015年开始,上海市率先试行带量采购政策,期望通过量价挂钩的创新采购模式,斩断医院和药企之间的销售利益连接。2018年开始,国家开始逐步推广药品集中采购试点¹,并逐步提高采购范围和药品种类,推动省级集中采购平台的建设²。2021年1月国务院发布了《国务院办公厅关于推动药品集中带量采购工作常态化制度化开展的意见》,开始将药品带量采购制度化、常态化。

集中带量采购与以往招标采购最大的差异在于,集采公告会承诺交由中标企业承担的采购量,并且采购量占据同种药品采购的大部分份额。未进入集采的药物仍可通过普通中标模式进行采购,不过市场份额已被压缩。较高的采购量一定程度上会促使药企在招标过程中降低投标价格,从而达到以量换价的效果。此外在流通环节,在药企签订合同之后,医院为避免遭受行政处罚会迅速落实采购方案。医保局通过控制药品采购权,减少院方“二次议价”、收受“回扣”的操作空间,并通过承诺集采量达到“以量换价”,有效地降低了药品采购价格。因此,首轮带量采购中,药品降价幅度达到60%;第二批和第三批国家带量采购中,采购药品平均降价幅度为53%(张敏,2020)。由此可见,集中带量采购短期内有效降低了药品采购价格,不过,学界对集中带量采购政策对药价的作用机制以及政策对药品市场的长期影响尚缺乏深入分析。

本文使用理论模型和实证分析,解析药企在药品招标采购中的合谋行为,并评估招标政策和药品市场结构等因素对中标价格的影响。内容具体如下:

本文首先构建一个动态招标模型,分析投标过程中的合谋行为。模型中,药企可以通过合谋提高中标价格,但需要动态动机约束保持合谋。模型结果表明招标频率降低或者采购量提高,会导致药企背离合谋的收益增加,从而破坏合谋,并降低中标价格;此结果也会降低未来市场中企业数量,从而对未来投标价格有提高作用。

在此基础上,本文结合案例和数据分析的方法对模型结论进行验证。首先我们使用调研和收集整理的案例对合谋和医疗市场结构等问题进行讨论,并展示了招采中围标和串标³等合谋行为的特点。其次,本文利用阳光招标平台的药品中标数据,评估了带量采购政策的影响。实证结果与理论预期一致:带量采购政策使得药物价格平均下降86.6%左右;而且药品市场集中度越高,

¹ 2018年11月15日,经中央全面深化改革委员会同意,国家组织药品集中采购试点确定为北京、天津、上海、重庆4个直辖市和沈阳、大连、厦门、广州、深圳、成都、西安7个副省级城市(简称4+7)。

² 2019年12月,国家医保局印发《关于做好当前药品价格管理工作的意见》。

³ 围标是指投标人之间相互约定,一致抬高或压低投标报价进行投标,限制竞争的投标人的手段和行为,排除其他投标人,使某一利益相关者能够中标。串标指的是投标单位之间或投标单位与招标单位相互串通骗取中标(余廷亮,2008)。

药价越高，带量采购政策降价效果越小；各类药品招标频率越高，价格越高，带量采购政策降价效果越小。

根据以上结果，本文有以下贡献。首先，本文使用动态合谋模型解析药企合谋的形成机制。部分文献对招标过程中合谋的形成机制进行了分析（Che *et al.*, 2018; Chassang and Ortner, 2019）。由于招标过程中的合谋关系需长期的激励相容约束来维系。因此市场结构、信息结构或者各类冲击均会影响到合谋关系的形成（Che and Kim, 2009）。在以上分析基础上，相关文献对不同环境下的招标制度运行进行了理论分析，并通过机制设计为优化招标制度提供解决方案（Merlob *et al.*, 2012; 李三希等, 2015; Coviello and Gagliarducci, 2017）。信息不对称导致的合谋现象或其他各类道德风险问题，在一定程度上影响了招标采购的最终结果。故而在面临各类道德风险问题时，政府希望通过相关的机制设计削弱此类问题对招标结果的负面影响，提高招标效率。本文以我国药品招标采购制度为背景，分析集中带量采购对合谋行为的影响，深化了学术界对此类动态合谋机制的认识。

其次，本文拓展了学术界对药品价格管制政策对不同医疗市场影响的认识。政府相较于私立医疗保险或医疗机构有更大的议价能力，因此其价格规制往往能有效降低药价。故而各国政府普遍根据当地医疗体系特征和医疗服务市场格局，引入价格规制，试图降低药品的销售价格和患者的医疗负担（Lakdawalla, 2018）。相关研究表明，各国医疗发展水平和医疗市场结构存在很大不同，且医疗体系和公共医疗保险规模存在巨大差异，导致各类药价规制政策效果不尽相同（Kaiser *et al.*, 2014）。本文通过评估带量采购政策对药品招标价格的影响，阐释了此类规制对药品价格的影响机制。

再次，本文量化评估了带量采购政策对药品价格的影响机制。部分文献利用药品中标价格或医院医药费用的数据，分析了带量采购政策的间接影响与直接影响，并得出了带量采购政策降低药价的结论（谭清立等, 2021; 王煜昊等, 2021）。以上研究多使用统计方法，并未使用经济学方法进行研究，因此其结论多因方法和数据所限无法精确评估政策效果，且缺乏对降价机制的深入分析，故而无法对药品招采制度提供有效的政策建议。本文利用招标数据精确地量化评估带量采购政策对药品价格的具体影响，指出了政策潜在的长期效率问题。

最后，本文分析了我国药品招采过程中的价格形成机制。此前已有部分文献对我国药品市场中药价形成机制进行了研究（寇宗来, 2010; 张琼, 2010）。我国政府希望通过一系列政策对药价进行调控，以降低药品价格并解决“以药养医”问题。但各类政策并未对药品市场结构产生根本性影响，故而无法改变供方通过销售药品获利的激励，且未改变供方和药企的市场地位。在此背景下，药企和医院往往会针对规制采取相应的策略性行为调整药品供销和采购模式，以缓解甚至消解政策调控效果。因此，本文厘清了我国医疗

体系中药品价格规制政策影响定价的微观机制,为改进我国招标制度的效率提供了理论支持。

二、理论模型

我们首先构建一个动态合谋模型,以分析药企在招标采购中的合谋行为。模型逻辑如下:政府对药品进行招采,招标频率和采购量外生给定。合谋表现为药企间的隐性契约,通过合谋药企可以抬高中标价格以增加各自收益。这一契约需满足参与约束和激励相容约束,以保证药企按照合谋约定进行投标。出于简化目的,模型中避免了讨论企业和医院的合谋行为。⁴这一假设能够使本文专注于研究药企一方的策略反应,重点分析目前带量采购政策的效果及有效条件。

(一) 模型设定

定义一个无穷期的招采模型。定义跨期折现因子 β ,其值满足 $\beta \in [0, 1]$ 。在每期有一个政府和 J_i 家在位药企,另每期有 m 家药企作为进入者。为简化分析,假设第 t 期有 k 次招标。当 $\tau \in [kt, kt+k)$ 时,第 τ 次招标发生在第 t 期。招标频率 k 对应现实中招标的市场分割程度, k 越大表明单次招标的市场份额占比越低。

假设政府采取一级价格拍卖,价格最低者中标。如有多家药企同时中标,则在中标药企中平均分配采购量,并按照中标价格 p_τ 从中标者进行采购。以上假设是对模型的简化。而现实招采过程中,中标企业一般为投标价格最低的三家企业。⁵每期的采购量 $B_\tau(p_\tau, k)$ 由价格决定的需求决定。假设各期市场需求存在不确定性,则 $D_\tau(p_\tau, k) = d(p_\tau, k) + \epsilon_\tau^r$,其中 $\epsilon_\tau^r \in \{\epsilon^1 \cdots \epsilon^r \cdots \epsilon^R\}$ 。出现 ϵ^r 的概率满足 $g(\epsilon^r)$,其方差代表市场需求的不确定性。

为简化分析,即 $\sum_{r=1}^R g(\epsilon^r) = 1$,且 $\sum_{r=1}^R \epsilon^r \times g(\epsilon^r) = 0$ 。可以看出价格增长会降低需求,招标次数越多,则每次招标需求越低。假设存在两种采购模式。第一种是非带量采购模式,采购量满足 $B_\tau^N(p_\tau, k) = D_\tau(p_\tau, k)$,即采购量完全由市场需求决定。第二种是集中带量采购模式。存在保底量 D_τ 为集中带量

⁴ 为简化模型,本文给定招标方行为不变,仅考虑企业合谋的影响。这一设定能帮助我们集中考虑带量采购政策下药企的策略性行为。由于目前采购量比重仍然很低,尚不足以影响供方在招采过程中的策略性行为,因此医院和药企的合谋行为尚无较大变化,进而本文将医院和药企的合谋行为设为外生给定较符合目前现实状况。

⁵ 此外现实中这一现象的出现是政府对药企和医院呼吁的响应。政策最初规定一家企业中标,导致企业、医院和其他政府部门都强烈不满,单一货源风险太大是最重要的反对意见。所以修订的政策规定价格最低的三家企业中标。而在本文中,将最低价格中标修改为多家企业中标会降低合谋难度,但不改变模型对合谋行为的预期。

采购的下限。不失一般性的情况下，假设非带量采购情况下， $D_\tau=0$ 。因此，采购量满足 $B_\tau^c(p_\tau) = \min\{D_\tau(p_\tau, k), D_\tau\}$ 。为简化分析，假设各次招标平分整个 t 期的固定需求⁶，即招标的频率不影响 t 期的总需求：

$$D_t(p_\tau, k) = d(p_\tau, k) \times k + E\left(\sum_{\tau=kt}^{k(t+1)-1} \epsilon_\tau\right). \quad (1)$$

定义药企 i 的投标值为 b_τ^i ，则在第 τ 次药企投标的向量定义为 $\varphi_\tau = \{b_\tau^1, \dots, b_\tau^I\}$ 。中标价格满足 $p_\tau = \min\{b_\tau^1, \dots, b_\tau^I\}$ 。投标药企成本由药品生产的边际成本 c 、当期进行招投标的固定成本 G_{it} 和进入医药市场的固定成本 Z 组成，其值满足：

$$G_{it} = \begin{cases} F + \eta_{it}, & \text{如果为在位者} \\ F + \eta_{it} + Z, & \text{如果为进入者,} \end{cases} \quad (2)$$

其中 F 为各企业进入市场的固定成本中中相同的部分。 η_{it}^a 为各次招标的浮动成本，其值满足独立同分布。 $\eta_{it}^a \in \{\eta^1 \dots \eta^a \dots \eta^A\}$ 。出现 η^a 的概率满足 $m(\eta^a)$ ，即 $\sum_{a=1}^A m(\eta^a) = 1$ ，且 $\sum_{a=1}^A \eta^a \times m(\eta^a) = 0$ 。这一扰动对应现实中不同厂商在不同时间药品营销成本的差异。如果药企为新进入市场者，则需额外支付进入市场的固定成本 Z 。本成本对应药企为进入市场在设备和营销网络等方面的投入成本。 τ 期市场中投标企业数量为 I_τ 家。为简化分析，假设各次招标平分整个 t 期的固定成本，即招标的频率不影响 t 期的总固定成本，可得：

$$G_{it} = F \times k + E\left(\sum_{\tau=kt}^{k(t+1)-1} \eta_{it}\right). \quad (3)$$

企业合谋类似于隐性契约，合谋定义了各种成本和冲击状况下企业的投标策略。如加入合谋，药企按照承诺投标。如企业违反合谋，作为惩罚合谋终止，药企以完全竞争状况进行未来的投标。假设各期合谋企业有 l 的可能性被政府发现合谋，如被发现则处以 z 的惩罚。

(二) 时间顺序

如图 1 所示，第 τ 次招标的时间顺序如下：

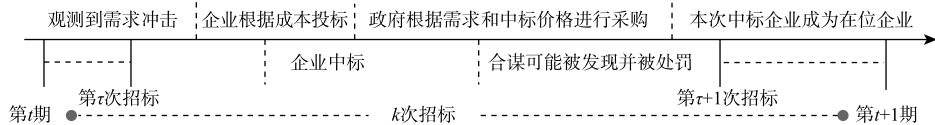


图 1 时间顺序示意图

(1) $\tau-1$ 期的中标企业成为 τ 期的在位企业。药企观察到企业成本和需求冲击。如果无合谋，药企单独确定投标价格。如合谋，则按照合谋计划进

⁶ 做出本假设以简化分析。如假设分配额为非平均分配或者随机分配，基本结论不会有变化。

行投标。

(2) 选择价格最低者进行采购。中标药企需支付固定成本 G_{ir} 。

(3) 政府根据价格和需求进行采购。合谋有 l 的可能性被政府发现, 如发现, 企业被处以 z 的处罚。

(4) 如合谋中药企违背合谋, 合谋结束。未来药企进行完全竞争的竞标。如无药企违背合谋, 则合谋进入下一期。中标企业成为下期的在位企业。如未中标, 企业退出市场。

(三) 药企投标结果

定义 $r_{ir}(\varphi_{kr})$ 为药企 i 在第 τ 次招标的中标结果, 其值满足:

$$r_{ir}^i(\varphi_{\tau}) = \begin{cases} 1, & \text{if } b_{\tau}^i = \min(b_{\tau}^1, \dots, b_{\tau}^l) \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

定义 $q_{\tau}(\varphi_{\tau})$ 为药企 i 在 τ 期的采购份额:

$$q_{ir}(\varphi_{\tau}) = \frac{r_{ir}^i(\varphi_{\tau})}{\sum_{k=1}^l r_{ir}^k(\varphi_{\tau})} \quad (5)$$

药企 i 在 τ 次招标的利润为:

$$\pi(\varphi_{\tau}, \varepsilon_{\tau}) = (B_{\tau}(b_{\tau}^i) - c) \times D_{\tau}(b_{\tau}^i, k) \times q_{ir}(\varphi_{\tau}) - r_{ir}^i(\varphi_{\tau}) \times G_{ir} \quad (6)$$

(四) 无合谋状态

定义无合谋状态为基准状况, 本状态下药企独立投标, 其中 H_{τ} 为招标采购的历史信息, 其值满足 $H_{\tau} = \{\varphi_0 \dots \varphi_{\tau}\}$ 。定义本状况下企业 i 的贝尔曼方程为 $V_{\tau}^i(H_{\tau})$ 。定义均衡状态下, 在位药企 j 的投标为 b_{τ}^{j*} 。给定需求冲击 ε_{τ}^r , 其值函数为:

$$v_{\tau}^i(H_{\tau}, \varepsilon_{\tau}^r) = \max_{b_{ir}} \pi(\varphi_{\tau}, \varepsilon_{\tau}^r) + \beta V_{\tau+1}^i(H_{\tau+1}) \quad (7)$$

进入第 τ 次招标前, 企业的贝尔曼方程为:

$$V_{\tau}^i(H_{\tau}) = E[v_{\tau}^i(H_{\tau}, \varepsilon_{\tau}^r)] \quad (8)$$

因此可得均衡中标企业满足:

$$r_{\tau}^{i*}(\varphi_{\tau}) = \begin{cases} 1, & \text{if } G_{ir} = \min(G_{1r}, \dots, G_{lr}) \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (9)$$

进入下期后投标企业数量满足:

$$I_{\tau+1}^* = \sum_{i=1}^l r_{\tau}^{i*}(\varphi_{\tau}) + m \quad (10)$$

(五) 合谋状态

由于药企没有承诺能力, 因此也可能违背合谋约定进行投标。假设违背合谋的惩罚为合谋终止, 即之后的竞标以无合谋状态进行。定义企业 i 的贝

尔曼方程为 $U_{\tau}^i(H_{\tau})$ 。在这一框架中，定义如参加投标，药企 i 的最优投标为 $b_{k\tau}^{i**}$ 。在给定需求冲击 ϵ_{τ}^r 的状况下，定义值函数为：

$$u_{\tau}^i(H_{\tau}, \epsilon_{\tau}^r) = \max_{b_{i\tau}} [\pi(\varphi_{\tau}, \epsilon_{\tau}^r) - l z + \beta U_{\tau+1}^i(H_{\tau+1})], \quad (11)$$

其贝尔曼方程为：

$$U_{\tau}^i(H_{\tau}) = E[u_{\tau}^i(H_{\tau}, \epsilon_{\tau}^r)]. \quad (12)$$

药企进入市场，其期望收益不低于 0。因此 t 期前，企业进入市场决策满足：

$$r_{\tau}^{i**}(\varphi_{\tau}) = \begin{cases} 1, & \text{if } b_{k\tau}^{i**} = p_{\tau}^{**} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}. \quad (13)$$

可得，进入下期后投标企业数量满足：

$$I_{\tau+1}^{**} = \sum_{i=1}^I r_{\tau}^{i**}(\varphi_{\tau}) + m. \quad (14)$$

定义均衡状态下药企 i 的投标为 b_{τ}^{i**} ，定义最优的合谋契约满足：

$$\varphi_{\tau}^{**} = \operatorname{argmax} E\left(\sum_{i=1}^I U_{\tau}^i(H_{\tau})\right). \quad (15)$$

为保证企业参加合谋，需保证合谋中药企的期望效应大于无合谋状态。因此，定义第 τ 次招标时合谋的参与约束 (PC_{τ}^i) 满足：

$$U_{\tau}^i(H_{\tau}) \geq V_{\tau}^i(H_{\tau}), \forall i. \quad (16)$$

合谋契约需要保证企业在不同状况下，按照合谋投标的长期效用高于其他状况下的长期效用。给定成本结构 η_i 和需求冲击 ϵ_{τ} 时，合谋的激励相容约束 (IR_{τ}^i) 满足：

$$\begin{aligned} u_{\tau}^i(H_{\tau}, \epsilon_{\tau}^r) &\geq (B_i(b_{\tau}^i) - c) \times D_i(b_{\tau}^i, k) + \beta V_{\tau+1}^i(H_{\tau+1}), \\ \forall b_{\tau}^{i'} \neq b_{\tau}^{i**}; \forall \eta_{i\tau}^a, \epsilon_{\tau}^r. \end{aligned} \quad (17)$$

(六) 均衡结果

均衡状况下的投标状况保证了各企业没有动机偏离其投标选择。因此，完全竞争环境下的均衡结果中，中标者为成本最低的药企。而在合谋环境中，合谋契约满足药企的动机约束和激励相容约束，且保证药企的投标为其最优选择。招标政策变化对企业合谋的影响体现在两个角度：首先，招标政策变化会影响企业达成合谋的可能性，即政策对合谋的广度边际 (extensive margin) 的影响。其次，招标政策变化会影响达成合谋后企业间达成的合谋价格，即政策对合谋的强度边际 (intensive margin) 的影响。

定理 1 存在合谋门槛值 χ ，当 $l z > \chi$ 时，合谋都无法达成。

合谋存在被发现且受惩罚的风险，可能会抵消掉合谋带来的收益增加。为此，我们定义各个状态下与合谋收益相等的惩罚风险值为达成合谋的门槛

值。高于这一门槛值的惩罚风险会导致合谋失败,低于这一门槛值的惩罚风险意味着药企能够达成合谋。通过门槛值的计算,我们能够得出各项指标变化对合谋形成的广度边际的影响。

定理 2 $p_{\tau}^{**} \geq p_{\tau}^*$, 即如果能够形成合谋,给定相同的成本参数和招标历史,合谋的投标价格高于完全竞争的投标价格。

首先,企业投标合谋会提高投标价格,从而提高合谋厂家的获利。其次,合谋过程中,过高的中标价格可能会提高合谋药企违反合谋约定的可能性,因此为保证药企的激励相容约束,合谋状况下的中标价格要低于完全合谋状况下的中标价格。同时通过对招标价格的计算,我们能够得出各项指标变化对合谋形成的强度边际的影响。

(七) 单次采购市场占比的影响

集中带量采购与以往招标采购机制的一个主要差异在于其单次采购量占据同种药品采购的大部分份额。这一变化对应模型中的单次采购占比上升,这意味着同一时期招标频率的降低。

定理 3 $\frac{\partial \chi}{\partial k} \leq 0; \frac{\partial p_{\tau}^{**}}{\partial k} \geq 0$ 。单次采购占比越高,达成合谋可能性越高,且合谋状况下的投标价格越低。

单次采购占比上升或者说招标频率下降,可以通过提高合谋形成的门槛来降低合谋药企的中标价格。

(八) 保底采购量的影响

集中带量采购与以往招标采购机制的另外一个差异在于保证采购量的完成。这对应模型中的采购下限,这意味着中标药企面临更小的需求不确定性,避免了市场需求过低导致的采购量过低现象。

定理 4 $\frac{\partial \chi}{\partial D_{\tau}} \geq 0; \frac{\partial p_{\tau}^{**}}{\partial D_{\tau}} \leq 0$ 。带量采购保底量越高,则达成合谋的可能性越低,且合谋状况下的投标价格越低。

提高集采量保底线,提高了背离合谋的收益,从而降低了形成合谋的可能性。此时为维持合谋,合谋药企会降低投标价格。

推论 1 $\frac{\partial I_{\tau+1}^{**}}{\partial D_{\tau}} \leq 0; \frac{\partial I_{\tau+1}^{**}}{\partial k} \geq 0$ 。单次采购占比越高或者提高集采保底线,会降低未来企业数量。

较高的单次采购占比或集采保底线提高通过降低违背合谋的可能性压低了中标价格,导致较高成本企业无法中标,这会使得未来的投标药企数量下降。

(九) 企业数量的影响

招采机制也会对市场结构产生长期影响。这体现在招标制度通过影响当期中标企业状况影响未来在位药企数量。这种招标采购和市场结构的相互作用，会影响带量采购政策的长期效果。

定理 5 $\frac{\partial \chi}{\partial J_{\tau}} \leq 0; \frac{\partial p_{\tau}^{**}}{\partial J_{\tau}} \leq 0$ 。给定相同的浮动成本分布，在位企业数量越少，则达成合谋的可能性越高，且合谋中投标价格越低。

企业数量越少，合谋获益越高，因此背离合谋的可能性越小，即市场集中度上升提高了达成合谋的可能性。因为企业数量的增加会提高企业背离合谋的收益，只有通过降低投标价格才能保证合谋的激励相容。

推论 2 $\frac{\partial p_i^{**}}{\partial k} = \frac{\partial p_i^{**}}{\partial I_i^{**}} \frac{\partial I_i^{**}}{\partial k} + \frac{\partial p_i^{**}}{\partial k}, \forall l > \tau; \frac{\partial p_i^{**}}{\partial D_{\tau}} = \frac{\partial p_i^{**}}{\partial I_i^{**}} \frac{\partial I_i^{**}}{\partial D_{\tau}} + \frac{\partial p_i^{**}}{\partial D_{\tau}}, \forall l > \tau$ 。招标频率变化和带量采购保底量变化能够通过影响未来在位企业数量对未来价格产生影响。

招标频率或保底量的变化，可通过影响未来在位企业数量来影响未来价格。如果招标频率或保底量变化仅为一期，则招标频率降低或集采保底量提高会通过减少未来在位企业数量而提高价格。若招标频率或保底量变化为多期，则其对未来价格的影响取决于多期效果的加总。

综上，集采可以通过三种渠道降低价格：第一，采购频率降低提高了背离合谋的收益，降低了合谋的可能性，从而降低了合谋价格。我们将在实证部分对这一渠道的影响进行检验。第二，采购量底线的提高，提高了背离合谋的收益，同样导致合谋可能性降低。第三，带量采购影响了未来投标企业数量，对未来的投标状况产生长期影响，因此我们将使用案例对长期影响渠道进行讨论。

三、案例讨论

(一) 招标采购中的合谋行为

企业合谋体现为招标过程中的围标和串标行为。由于串通投标属于违法行为⁷，企业会掩盖围标和串标行为。因此，虽然药品和医疗器械招标中普遍存在串通投标行为，但是暴露出来的事件却极为有限。其中在大型医疗设备的招标中，单次交易金额较高，围标现象较为明显，故报道略多。而药品和

⁷ 根据《中华人民共和国刑法》第二百二十三条规定，串通投标罪，指投标人相互串通投标报价，损害招标人或者其他投标人利益，或者投标者与招标者串通投标，损害国家、集体、公民的合法权益，情节严重的行为。

耗材集中采购中,涉及品规众多,参与企业众多,招标频次较高,相关报道较少。我们只能从有限的案例中推断企业合谋行为的一些规律。

投标企业之间可以通过短期利益输送或者长期合作形式,在招标过程中形成合谋。如2021年分宜县人民检察院某起诉书⁸、阿坝州医疗系统腐败案⁹、牟平区医疗系统腐败案¹⁰、嘉禾县人民医院腐败案¹¹和湘雅医院药品腐败案¹²等诸多案例所示,围标企业通过拉高招标价格获取较高收益。在中标之后,中标企业会通过直接支付或在未来支持其他合谋者中标的方式来回报合谋企业。在医院招标中,常常由代理商与医院相关人员相互串通,给投标企业“量身定做”围标方案,以确保围标成功。因此,围标企业通常也会向医院相关人员支付贿赂作为回报(王颖天,2017)。上述案例中,采购方通过设定某些特定招采标准,方便企业围标。

我们在调研访谈中,也发现过个别药品围标串标案例。例如2012—2013年间某药品几个主要生产厂家的¹³在几个省份进行围标,从而确保了中标价格的提高。围标结果是各参与药企分别在不同省份中标,通过分割市场确保各自获得了一定的市场份额。我们将此类药品某规格(0.1克,片剂)的药品中标价格展示在图2中。图中y轴为药品中标价格,其中浅灰色为参与投标企业确定有围标行为的四个省份的价格,而深灰色为其他地区。可以看出,在2013年的招标过程中,此类药品在确定有围标的地区,中标价格大幅上升。随后2013—2014年间,获得此类药品生产许可审批的药企由56家上升至90家。2014年此类药品价格在部分地区小幅下降,而在2015年随着大量企业进入市场,这一类药品的中标价格由130元左右下降至100元以下。其中围标地区的平均价格仍然略高于其他地区,表明这种合谋关系仍有存在的可能性。本案例表明企业的围标行为是通过约定分隔市场的方法提高中标价格。

现行法规中已针对招采过程中的围标串标行为提供了判定依据和处罚手段。例如《中华人民共和国政府采购法》明确提出“与采购人、其他供应商或者采购代理机构恶意串通的”和“在招标采购过程中与采购人进行协商谈判”为违法行为。¹⁴除此之外,《中华人民共和国政府采购法实施条例》¹⁵和

⁸ 原文详见12309中国检察网: https://www.12309.gov.cn/12309/gj/jx/xys/fyx/zjxflws/202107/t20210730_10101111.shtml, 访问时间:2021年10月20日。

⁹ 原文详见四川在线: <https://sichuan.scol.com.cn/sczh/202108/58235008.html>, 访问时间:2021年10月20日。

¹⁰ 详情见常洪波和徐洪坤(2016)。

¹¹ 原文详见澎湃新闻官网: https://m.thepaper.cn/baijiahao_3952425, 访问时间:2021年10月20日。

¹² 原文详见财新网: <https://magazine.caixin.com/2011-06-11/100268393.html>, 访问时间:2021年10月20日。

¹³ 按访谈当事人要求,隐去药品及企业名称。

¹⁴ 详见2002年6月29日第九届全国人民代表大会常务委员会第二十八次会议通过的《中华人民共和国政府采购法》。

¹⁵ 详见2014年12月31日国务院第75次常务会议通过的《中华人民共和国政府采购法实施条例》。

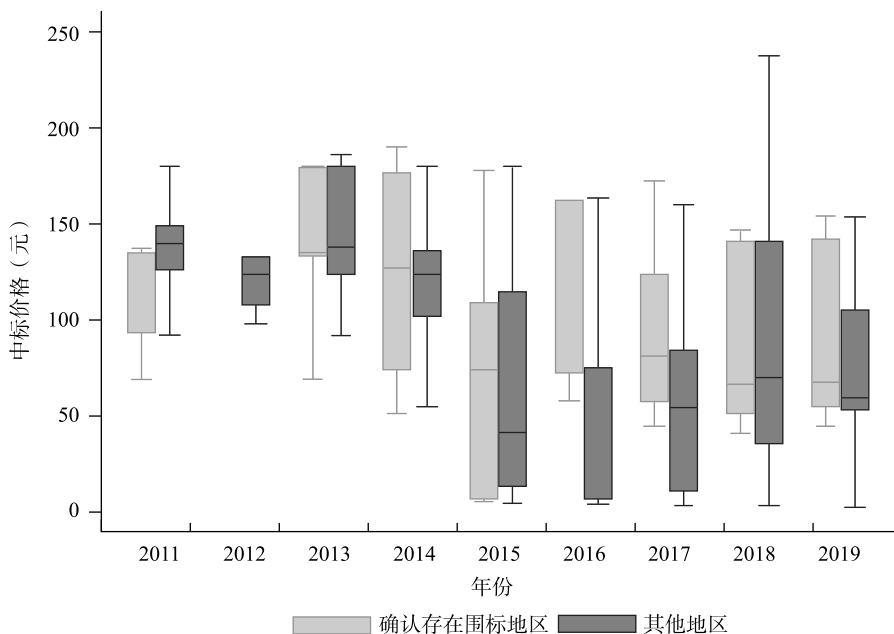


图2 某药品中标价格分布

《政府采购货物和服务招标投标管理办法》¹⁶也对围标串标的判定和处罚进行了规定。虽然上述法律法规明确了围标串标的法律界定，但在执行过程中，调查取证难度较大，且主观故意等问题的界定较为困难，故在执行过程中较难判定恶意串通行为，因此可供详细分析的案例不多（林博宇，2020）。

我国政府提出各种政策预防围标串标现象的出现。例如按照以往惯例，全国各级各类政府采购、医疗设备采购等项目，均存在投标报名环节。设置投标报名环节常致使投标报名不充分、容易泄露潜在投标人名单等现象，并易导致串标、围标、劝阻其他投标人放弃投标等行为的发生。针对以上问题，2019年5月19日国务院办公厅发布《国务院办公厅转发国家发展改革委关于深化公共资源交易平台整合共享指导意见的通知》，希望通过取消投标报名，缓解招标过程中的围标串标行为。

（二）市场结构和药品招标采购

相关部门长期以来尝试了各种方式的价格规制试图降低药价，其中部分政策短期内有所成效。但由于忽视了政策对医疗市场的影响，带来了部分药品供应紧张和药企停产等长期负面影响。

前文理论预测，市场结构能够显著影响各类价格规制的效果。例如2017

¹⁶ 详见2017年7月11日，财政部颁布的《政府采购货物和服务招标投标管理办法》。

年福建省进行联合限价阳光采购¹⁷，将药品分为非竞争性和竞争性目录。其中非竞争性目录包括原研药品、通过FDA认证且在欧美有销售的仿制药，以及通过仿制药一致性评价和独家生产的药品。非竞争性药品的生产门槛普遍较高，故而生产企业较少。这一政策效果是大部分竞争性药品价格明显下降，但是非竞争性品类价格则基本没有下降。此前部分省份发生过外资原研药拒绝降价选择弃标的现象，最终相关部门发文允许医院自行采购原研药，以应对此类药品的短缺。长期以来各省市在对药品进行招标时，很少对原研药进行大幅压价。

以上现象在集中带量采购过程中也有体现。在国家医保局等相关部门组织的第五批药品集采中，61种拟采购药品采购成功，平均降价56%，但是大批原研药选择退出。据统计，前四批157个品种中，只有18个品种的原研药中标。¹⁸这一结果的深远影响，值得深入分析。

本文理论预测，集采会通过改变市场结构影响未来招标价格。类似政策影响此前已有发生。例如2009年推行的基药制度¹⁹，为保证药品廉价性，政府在招采过程中采取多种措施压低药价。短期看政策有效降低了药价。但是低价产生了长期负面影响。政策执行之后，部分进入目录的低价药开始逐步出现断供和停产现象。例如硝酸甘油片²⁰、鱼精蛋白²¹和优甲乐²²等药品普遍出现停产现象。其中虽存在原料上涨和医院不开具廉价药等原因，但是价格规制导致此类药品利润空间较小，且无法根据需求变化和成本波动调整其定价，则是导致此类药品短缺的关键因素。而且随着药厂逐步停产，此类药品供给逐步减少，供需失衡导致的价格上涨成为必然。例如上文提到的优甲乐，由于短缺在2015年出现了大幅涨价²³。

针对药品短缺问题，政府通过多种手段限制价格暴涨，并通过放松价格管制的方法来提高相关药品的供给。例如国家发展和改革委员会在2017年11月23日发布的《短缺药品和原料药经营者价格行为指南》，明令禁止经营者

¹⁷ 2017年2月3日，福建省医疗保障管理委员会办公室发布《关于开展以医保支付结算价为基础的药品联合限价阳光采购工作的通知》。

¹⁸ 原文详见八点健闻：https://mp.weixin.qq.com/s/dQg4zX4J3mZSjr6nre_KPQ，访问时间：2021年10月20日。

¹⁹ 卫生部和国家发展和改革委员会等九部门于2009年8月18日发布了《关于建立国家基本药物制度的实施意见》。

²⁰ 详见中国新闻网：<http://www.chinanews.com/jk/2019/05-16/8837952.shtml>，访问时间：2021年10月20日。

²¹ 详见新浪财经：<http://finance.sina.com.cn/chanjing/cywx/2016-05-11/doc-ifxyrhh8627625.shtml>，访问时间：2021年10月20日。

²² 同上。

²³ 详见中国财经：<http://finance.china.com.cn/industry/medicine/qxpl/20160310/3619003.shtml>，访问时间：2021年10月20日。

通过达成横向或纵向的价格垄断协议操纵市场价格，禁止经营者滥用市场支配地位以不合理价格进行交易、限制交易、拒绝交易、附加不合理费用和实行差别待遇等行为。2019年10月11日国务院办公厅发布《关于进一步做好短缺药品保供稳价工作的意见》，除采取多种措施抑制药价之外，还允许对短期药进行自主报价和自主采购。意见规定对于短缺药品清单中的品种，允许企业在省级药品集中采购平台上自主报价、直接挂网，医疗机构自主采购；对于短缺药品清单和重点监测清单中的药品，医疗机构可线下搜寻药品生产企业，在省级药品集采平台自主备案。这些手段虽然能够在一定程度上补救药品短缺带来的部分问题，但是更关键的是应该在相关药品政策制定过程中重视政策的长期效应，尽量避免对医疗市场和药品价格的长期负面影响。

在集采过程中，药价过低同样导致断供或企业停产，进而威胁到未来的药品供给。其中2021年8月，华北制药因中标产品布洛芬缓释胶囊在山东省未按供应量供货，放弃集采中选资格。导致国家药品联合采购部门作出处罚，取消了华北制药9个月的集采参与资格。²⁴实际上，此类集采断供事件绝非孤例，此前已在多地频繁出现。例如2020年11月，北京市药品阳光采购平台宣布，因为2个中选品种蓬莱诺康药业二甲双胍片和南京长澳制药匹伐他汀钙片短期无法足量供应，而增加3个月过渡期。²⁵此外，集采执行以来，普遍存在着中标厂家配送不积极现象。²⁶集采对药品供给的负面影响已经部分显现。

更关键的是，前几轮集采的采购量占整个公立医疗机构药品采购总量的比重较低，因此药企尚能应对这一损失。仍未摆脱以药养医格局的公立医院也尚未出现策略性应对现象。但随着集采范围逐渐扩大，药企因成本压力出现断供或停产的现象会逐步增加，公立医院的策略性应对现象也会出现，这些都会对未来药品市场和集采结果产生愈来愈大的压力。

四、描述性统计

本文数据主要来源于各省市阳光采购平台中2011—2020年间1万余种药品的中标记录和各省市带量采购药品中标报告中140余种入选带量采购名单药品的采购记录。记录的内容包含了药品的剂型种类、药品规格、采购日期、

²⁴ 详见新浪财经：<https://finance.sina.com.cn/roll/2021-08-26/doc-ikqcfnce4997603.shtml>，访问时间：2021年10月20日。

²⁵ 2020年11月3日，北京市医药集中采购服务中心发布《北京市第三批国家集采中选药品约定采购量有关事宜的通知》。

²⁶ 原文详见深蓝观：<https://mp.weixin.qq.com/s/mA3yTcdXF1k2qK4pLA6wcQ>，访问时间：2021年10月20日。

中标价格、中标企业名称等。此外,我们还使用药品名称和规格匹配了各轮次的集中带量采购目录、国家医保目录、各地区医保目录和基本药物目录。描述统计如表1所示:

表1 数据统计描述

变量	全体药品		集采类药品		非集采类药品	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
观察值	1 419 895		3 622		1 416 273	
价格对数(单位:元)	2.923	1.411	2.823	1.575	2.923	1.411
口服剂占比	0.023	0.150	0.009	0.092	0.023	0.150
散剂占比	0.008	0.088	0.018	0.134	0.008	0.087
注射剂占比	0.344	0.475	0.069	0.254	0.344	0.475
片剂占比	0.257	0.437	0.735	0.442	0.256	0.436
胶囊剂占比	0.146	0.353	0.136	0.342	0.146	0.353
颗粒剂占比	0.064	0.245	0.025	0.157	0.064	0.245
医保乙类药品占比	0.418	0.493	0.629	0.483	0.417	0.493
医保甲类药品占比	0.241	0.428	0.322	0.467	0.240	0.427
中标企业数	16.162	23.477	2.885	1.622	16.195	23.497
基药类药品	0.065	0.246	0.022	0.148	0.065	0.246
限价类药品	0.853	0.354	0.850	0.358	0.853	0.354
当地企业生产	0.060	0.237	0.039	0.193	0.060	0.237

从表1可以看出药品平均中标价格为95元,其中注射剂占比最大,达到34.36%。医保类药品占65.9%,同一种药品平均有16家企业中标。其中集中带量采购占比为0.28%,且集采类药品的中标企业数平均为2.88个,小于非集采类药品的平均中标企业数16.19个,表明政府施行带量采购政策后,缩减了中标企业数,增加了单个企业的中标药品数,提高了药品的市场集中度。此外截至本文完成时,集采药品只占药品采购总量的很少部分,从数据中可以看出,仅有3622次采购为集中带量采购。

我们将集中带量采购的药品定义为“集采类集采组药品”,将入围集中带量采购目录但通过普通招标采购的药品定义为“集采类非集采组药品”,将未入围集中带量采购目录的药品定义为“非集采类药品”。图3展示了三组药品中标价格的分布。可以看出,同一种药品通过集中带量采购的价格显著低于其普通招标采购的价格。图4展示了三组药品中标价格分布随时间的变化。可以看出,带量采购政策实施之后,相较于其他分组,集采类集采组药品的药价降幅较为明显。

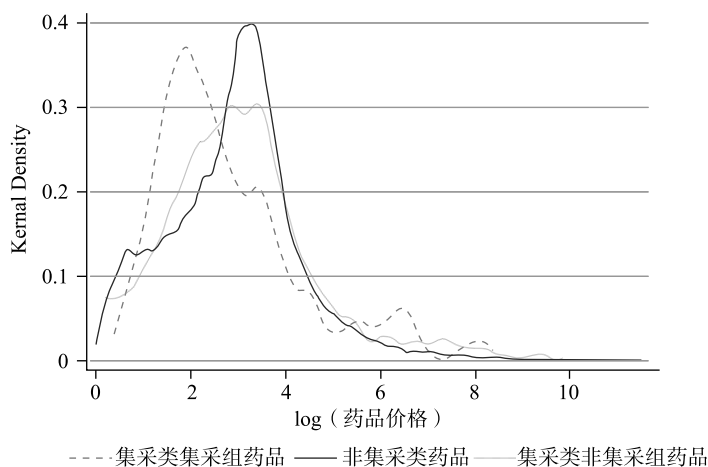


图3 药价核密度图

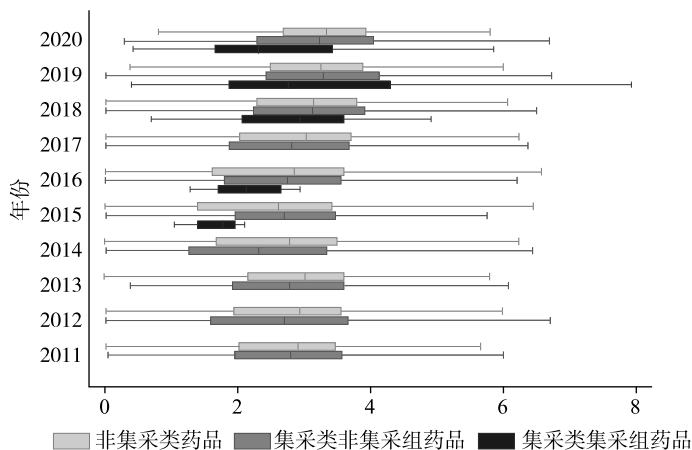


图4 历年药价图

五、实证分析

(一) 回归模型

本文使用渐进双重差分模型估计带量采购政策对药品定价的影响，其回归模型如下：

$$\ln(y_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_{ijt} + \eta X_{ijt} + \xi_i + \xi_j + \xi_t + \epsilon_{ijt}, \quad (18)$$

其中， y_{ijt} 表示药品*i*（按药品名称和品规定义药品）在*j*省份*t*时间的中标价格。 treat_{ijt} 是带量采购政策的干预变量，如果药品通过带量采购政策中标，则 treat_{ijt} 取1，否则取0。模型控制了药品是否为各类医保目录、基药目录和药品类型等特征，其中模型中 X_{ijt} 为控制变量。此外，模型控制了药品名称

和品规的固定效应, 省份的固定效应以及年度的时间固定效应。 ξ_i 表示药品固定效应, ξ_j 表示省份固定效应, ξ_t 表示时间固定效应。系数 β_1 说明了政策对药价的影响。本文的回归模型都采用了省市层面的聚类标准误。

(二) 带量采购政策对药品价格的影响

表2中的第(1)列表示模型不加入协变量的直接回归结果, 第(2)列表示加入协变量的回归结果。列(1)结果表明政策变量的系数是-0.866, 并且在1%的水平上显著, 表明带量采购使得药品招标价格下降了86.6%。列(2)结果表明政策变量的系数是-0.86, 并且在1%的水平上显著, 表明带量采购使得药品招标价格下降了86%。除此以外, 本文还采用倾向匹配得分策略, 消除控制组和观测组的协变量差异, 从而更加稳健地估计带量采购政策对药品价格影响的程度。

表2 带量采购政策对药价影响基准回归结果

变量	log(药品价格)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
实施带量采购	-0.8660*** (0.0921)	-0.8601*** (0.0909)	-0.8631*** (0.0928)	-0.8606*** (0.0923)
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
匹配协变量	否	否	是	是
控制变量	否	是	否	是
观测值	1 419 892	1 419 892	1 190 231	1 190 231
Adj. R ²	0.7812	0.7813	0.7832	0.7833

注: 括号中为稳健标准误; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

由图5可知, 匹配后实验组和控制组的协变量差异控制都在0%左右, 倾向得分匹配的结果如表2第(3)列所示, 政策变量的系数是-0.863, 并且在1%的水平上显著, 表明带量采购使得药品招标价格下降了86.3%。第(4)列表明政策变量的系数是-0.8606, 并且在1%的水平上显著, 表明带量采购使得药品招标价格下降了86.06%。可以看出, 匹配后结果并未出现显著变化, 带量采购政策使得药价平均降低86%, 显著降低了药品价格。

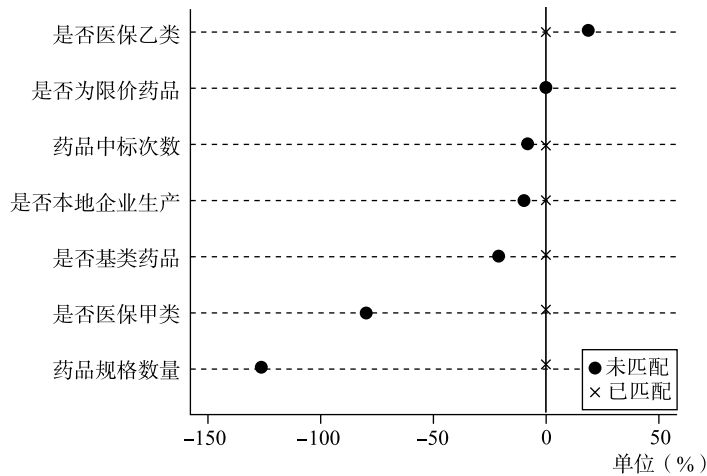


图 5 倾向得分匹配效果图

(三) 影响机制分析

为深入探究政策的影响机制，本文引入市场集中度和采购频率指标。其中市场集中度由同类药品在之前一年中标记录数除以同年的中标企业数计算得到。采购频率定义为同种药品采购时间的前半年和后半年的中标记录数总和。将市场集中度与干预变量的交叉项、采购频率与干预变量的交叉项分别加入回归方程，结果如表 3 所示：

表 3 带量采购政策影响机制回归结果

	log (药品价格)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
市场集中度	0.0504** (0.0171)	0.0313 (0.0471)	0.0227 (0.0488)			
实施带量采购政策		-0.5944*** (0.1203)	-0.5784*** (0.1205)		-5.2727*** (0.3122)	-5.3048*** (0.3003)
市场集中度×实施带量采购		0.0803* (0.0293)	0.0703* (0.0291)			
采购频率				0.0596* (0.0294)	0.0359 (0.0488)	0.0568 (0.0616)
采购频率×实施带量采购					0.6704*** (0.0497)	0.6698*** (0.0519)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	1 416 275	1 419 892	1 190 231	1 416 275	1 419 188	1 190 024
Adj. R ²	0.7849	0.7806	0.7814	0.7994	0.7803	0.7853

注：括号中为稳健标准误；* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

结果表明,第(1)列“市场集中度”的系数为正,即在位企业数越多,则药品中标价格越低。第(2)、(3)列“市场集中度×实施带量采购”的系数为正,并且在10%的水平上显著,表明在位企业数较少的情况下,带量采购对价格的影响较低。第(4)列“采购频率”的系数为正,即招标频率越高,中标价格越高。第(5)、(6)列表明“采购频率×实施带量采购”的系数为正,并且在1%的水平上显著,表明招采频率较高的情况下,带量采购对价格的影响较低。这些结果与理论预期基本一致,即招采频率越高,集采对价格的影响越低,中标价越高。

(四) 动态趋势分析

为更稳健地证明导致药价下降的因素来源于带量采购政策,本文采用动态多期回归模型,将干预变量和政策执行年份的前置项和滞后项的交互项加入回归方程,结果如表4所示。

表4 动态趋势分析

变量	Log(药品价格)	
	集采类非集采组药品	集采类集采组药品
实验组	(1)	(2)
$t-3$ 期×干预变量	0.1713*	0.1540*
	(0.0752)	(0.0741)
$t-2$ 期×干预变量	0.1722***	0.1541***
	(0.0430)	(0.0421)
$t-1$ 期×干预变量	-0.0186	0.0373
	(0.1641)	(0.1577)
t 期×干预变量	0.1797	-0.7337***
	(0.1303)	(0.0994)
$t+1$ 期×干预变量	-0.0224	-1.0283***
	(0.1412)	(0.1248)
其他控制变量	是	是
观测值	1 419 892	1 419 892
R^2	0.7806	0.7805

注:括号中为稳健标准误;* $p < 0.05$,** $p < 0.01$,*** $p < 0.001$ 。

图6展示了时间趋势。图中的纵坐标表示执行政策的后 x 年, $-x$ 时表示执行政策前 x 年。横坐标表示干预变量与年份的交互项回归系数。图中表明,政策当期,实验组价格快速下降。图中黑线则是为了检验带量采购的溢出效应,结果表明,带量采购政策对于未进入带量采购的同种药品的价格影响十分微弱,溢出效应不显著。

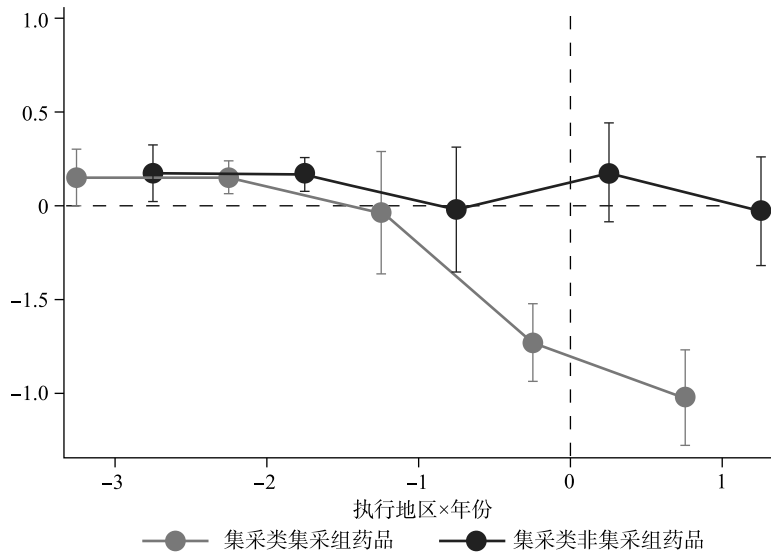


图6 价格趋势

(五) 异质性检验

在上述回归模型的基础上，本文考虑不同时期带量采购政策对药价影响的异质性，将药品根据不同的施政时期进行回归，结果如表5所示。由表5可以看出，各轮集采对各种药品的价格影响为负，且皆在1%水平上显著。结果表明各轮带量采购都显著降低了招标价格，但不同轮次政策影响大小不同。其中，第三批集采效果最大，其政策回归系数为-0.947，其次为上海试点，其系数为-0.915。而政策对“4+7”扩围的影响最小，其值为-0.763。出现以上差异的原因可能是各轮次的地区、药品种类和规模存在不同。

表5 各轮结果比较

	上海试点	“4+7”试点	“4+7”扩围	第二批	第三批
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
实施带量采购	-0.9151*** (0.0599)	-0.7966*** (0.1380)	-0.7628*** (0.1005)	-0.8386*** (0.1082)	-0.9473*** (0.1088)
其他变量	是	是	是	是	是
观测值	880 098	582 099	496 118	1 103 305	858 902
Adj. R ²	0.7845	0.7774	0.7754	0.7862	0.7836

注：括号中为稳健标准误；* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

六、结 论

本文通过构建药商合谋的理论模型,解析合谋行为提升药价的机制。理论模型表明,带量采购政策正是通过集中采购和增加集采数量来提高药商之间合谋的难度,达成降低药价效果的。不过,集中带量采购政策降低了市场中企业的数量,会对未来药价有一定提升作用。本文采用各省市招采数据,评估了带量采购政策降低药价的效果。实证结果表明:执行带量采购政策使得药品中标价格降低了86.6%。带量采购政策通过降低招标频率和提高药品集采数量,达成了降低药价的效果,印证了理论预期。

本文的分析结果显示,集中带量采购政策通过影响企业的合谋和定价策略,可以有效降低药价。本文通过对影响招标采购结果的相关因素的分析,深化了对我国药品招标采购中价格形成机制的认识,为改进招标采购制度提供了理论和实证基础。

需指出的是,目前的药品集采量占整个公立医疗机构药品采购总量的比重很低,集采达成的药价下降尚不足以引起公立医院的策略性反应,相关文献早已指出,最终的药品价格和药品费用取决于公立医院的药品购销行为,理顺公立医院激励机制才是解决药价问题的根本之道。

当集采规模超过一定限度后,医院将不可避免地采取策略性行为,来应对集中带量采购制度。这种反应会扭曲医疗机构及其医生的行为,从而影响医疗服务的质量。并且在公立医院的医疗服务价格和收入制度,尤其是绩效工资受到严格管制的情况下,医院和医生会针对集采政策调整运营模式或者医疗服务供给以抵消政策对其收入的影响。对这种策略性反应的分析将是一个非常有价值的研究课题。我们的下一篇文章将专注于这个问题,以分析集采大规模展开后医院和医生的策略性反应,并剖析药企和医院的合谋关系的形成机制,进而讨论集采政策对这一关系的影响。

参 考 文 献

- [1] 常洪波、徐洪坤,“医药购销黑幕,缺口是这样撕开的——山东省烟台市牟平区医疗系统腐败窝案侦破始末”,《公诉人》,2016年第8期,第31—32页。
- [2] Chassang, S., and J. Ortner, “Collusion in Auctions with Constrained Bids: Theory and Evidence from Public Procurement”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (5), 2269-2300.
- [3] Che, Y. K., D. Condorelli, and J. Kim, “Weak Cartels and Collusion-proof Auctions”, *Journal of Economic Theory*, 2018, 178, 398-435.
- [4] Che, Y. K., and J. Kim, “Optimal Collusion-proof Auctions”, *Journal of Economic Theory*, 2009, 144 (2), 565-603.
- [5] 陈广品、谭卓翌,“第五批国采开标:8分钱一片药再现,降幅56%,大批原研药退出主流市

- 场”，2021年6月23日，网址：https://mp.weixin.qq.com/s/dQg4zX4J3mZSjr6nre_KPQ。
- [6] Conley, T. G., and F. Decarolis, “Detecting Bidders Groups in Collusive Auctions”, *American Economic Journal: Microeconomics*, 2016, 8 (2), 1-38.
- [7] Coviello, D., and S. Gagliarducci, “Tenure in Office and Public Procurement”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2017, 9 (3), 59-105.
- [8] 胡善联, “国家组织药品集中采购的卫生经济学理论基础及完善建议”, 《中国卫生资源》, 2021年第1期, 第12—14页。
- [9] Kaiser, U., S. J. Mendez, T. Rønne, and H. Ullrich, “Regulation of Pharmaceutical Prices: Evidence from a Reference Price Reform in Denmark”, *Journal of Health Economics*, 2014, 36, 174-187.
- [10] 寇宗来, “‘以药养医’与‘看病贵, 看病难’”, 《世界经济》, 2010年第1期, 第49—68页。
- [11] Lakdawalla, D. N., “Economics of the Pharmaceutical Industry”, *Journal of Economic Literature*, 2018, 56 (2), 397-449.
- [12] 李三希、喻俊、尹训东, “是否捆绑拍卖? 公私合营下最优招标的机制设计”, 《经济学》(季刊), 2015年第15卷第1期, 第321—340页。
- [13] 林博宇, “围标、串标情形的判定”, 《中国政府采购报》, 2020年6月5日。
- [14] Merlob, B., C. R. Plott, and Y. Zhang, “The CMS Auction: Experimental Studies of a Median-bid Procurement Auction with Nonbinding Bids”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (2), 793-827.
- [15] 谭清立、高江源、林岱衡, “药品集中带量采购政策与我国医保支付制度的协同作用探讨”, 《中国药房》, 2021年第2期, 第146—151页。
- [16] 谭卓墨, “华北制药集采断供真相: 产能受限、原料涨价, 老牌药企们路在何方?”, 2021年8月23日, 网址：<https://mp.weixin.qq.com/s/mA3yTcdXFIk2qK4pLA6wcQ>。
- [17] 王煜昊、徐伟、路娜娜、张圣和、尚波波、刘朝一、黄晓青, “‘4+7’集中带量采购实施效果分析——基于9试点地区药品销售数据”, 《中国卫生政策研究》, 2021年第2期, 第36—43页。
- [18] 王颖天, “揭开医疗设备串通投标的黑幕”, 《中国审计》, 2017年第6期, 第28—33页。
- [19] 余廷亮, “浅析围标、串标行为及其防范”, 《建设监理》, 2008年第1期, 第26—28页。
- [20] 张琼, “事件研究法在我国药品降价政策评估中的应用”, 《财经研究》, 2010年第12期, 第4—15页。
- [21] 张敏, “第三批国采平均降价53% 仿制药市场竞争激烈”, 《证券日报》, 2020年8月26日。

Effects of Collusion on Drug Procurement Auctions

—Evidence from the National Centralized Drug Procurement Policy in China

ZHU Hengpeng

(Chinese Academy of Social Sciences)

YUE Yang*

(Xiamen University)

ZHU Lei

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: We evaluate the effects of China's National Centralized Drug Procurement Policy (NCDPP) on drug procurement results. We construct a dynamic procurement model to study bidders' collusion behavior. The model shows that: increasing procurement amounts or reducing procurement frequency incentivizes bidders to deviate from collusion, which causes lower bidding prices; the changes also reduce the number of bidders, which raises the future price. Then, we use the drug procurement data to examine the theoretical predictions. The results show that the NCDPP decreased the drug price by 87% on average; a high market concentration caused lower prices in the drug procurement.

Keywords: collusion; procurement auctions; national centralized drug procurement policy

JEL Classification: I11, I18, L51

* Corresponding Author: Yue Yang, School of Economics and Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-18060962971; E-mail: yueyang@xmu.edu.cn.