



Thèse professionnelle

2023

Open Access

This version of the publication is provided by the author(s) and made available in accordance with the copyright holder(s).

Chinese Pharmaceutical Volume-Based Procurement Policy – Analysis of the Impact on Market Performance

Li, Yinli

How to cite

LI, Yinli. Chinese Pharmaceutical Volume-Based Procurement Policy – Analysis of the Impact on Market Performance. Doctoral thesis of advanced professional studies (DAPS), 2023.

This publication URL: <https://archive-ouverte.unige.ch/unige:178420>



中国医药带量采购政策

对医药市场表现的影响分析

论文提交至

日内瓦大学

用于满足部分要求

专业学位申请

应用金融学博士学位

(财富管理方向)

李音丽

(学号 N° 68403)

教导: Harald Hau 教授
瑞士日内瓦大学

2023 年春

声明

本人声明已阅读清华大学和日内瓦大学发布的相关反抄袭文件。

本人声明本论文由个人独立完成，是个人的研究成果。本论文任何责任归于作者，绝不是清华大学或日内瓦大学的责任，也绝不是导师的责任。

本人声明，论文中所有的信息来源均以完整和准确的方式加以引用，包括因特网上的资料来源。本文还明确指出了对本文所涉研究工作做出贡献的其他个人和团体。

本人清楚地知道不引用来源或没有正确引用是剽窃行为。剽窃在大学内被视为严重错误，会受到相应的惩罚。

鉴于上述情况，我谨此声明本论文为原创作品。

作者签名： 李音丽 日期：2023年1月·31日

目录

声明.....	2
第一部分 研究摘要.....	5
第二部分：制度背景.....	7
一、中国医药政策的发展过程.....	7
二、国家实施药品集中带量采购政策背景：.....	10
三、国家药品集中带量采购政策：.....	10
四、集中采购政策的实施对医药企业的影响及应对措施.....	11
第三部分 文献综述.....	15
一、大量减少交易成本.....	15
二、政府和市场共同管理供求.....	16
第四部分 理论机制和研究假说.....	17
一、研究假说.....	17
二、研究模型.....	18
第五部分 实证方法和数据说明.....	20
一、数据来源.....	20
二、变量测量.....	20
三、实证分析.....	21
四、描述性统计分析.....	21
五、多重共线性.....	23
六、相关性分析.....	23
七、豪斯曼检验.....	25

八、双重差分回归	25
九、稳健性分析：平行趋势检验和安慰剂检验	28
1、平行趋势检验	29
2、安慰剂检验	31
十、异质性检验	33
第六部分 实证结果分析	36
第七部分 参考文献	37

第一部分 研究摘要

中国的医药政策不断发展，长期以来中国医药行业存在的“以药养医”传统。在药品的采购过程中，药品采购方和医药企业为了各自的利益，提高了采购成本，使药品价格居高不下；部分医生开具的药方按照能实现医院、医生利益的最大化来考虑，导致老百姓看病过程中，整体医药费用中药品占比一直偏高，药品价格直接影响到了整体卫生费用，形成了“看病贵”问题。

针对上述问题，国家也一直在出台相关的医药政策，意图切断医院与医药企之间的利益关系，让医生利益与药品、医药企业脱钩，彻底解决老百姓“看病贵”这一民生问题。

2018年开始，国家从药品的生产、流通、销售与使用等多个环节开展医疗制度改革建设，不断探索并选择新型的药品采购模式来控制药品采购成本。2019年1月，国家出台《国家组织药品集中采购试点方案》，实行“4+7”城市试点推行药品带量采购，2019年9月开始逐步全国性推广。

药品集中带量采购要在为患者减负同时，兼顾企业合理利润。对节约的医疗费用按规定给予医疗机构节余留用奖励，努力使这项改革实现患者、医药企业和医疗机构都受益（常蕾，2021）。

该项政策完全改变了试点地区医院的购买药物的方式，

同时对药品生产企业带来了结构性冲击。这一政策的实施，使得中标企业同时面临机遇与挑战。一方面能够使得中标企业可以迅速占据较高的市场份额，有效避免医药产品销售渠道的问题，同时降低了销售与渠道成本（刘子珑，2020）。在这篇论文中，我们主要想讨论在带量采购政策出现后，不同性质的制药公司的经营业绩发生了什么变化？

对此，我们的假设是带量采购政策可能对医药企业销售毛利率产生正向效果，会以带量采购目录的企业设定为实验组（带量采购目录以外的企业设定为对照组）。另外我们假设实验组中不同性质的企业，表现也是不同的，比如：中国北方企业与中国南方的企业绩效受到带量采购政策的影响可能不同；药品企业和医疗器械企业的绩效受到带量采购政策的影响可能不同；拥有高新技术企业与普通企业的绩效受到带量采购政策的影响可能不同。

第二部分：制度背景

医疗问题是每一个国家都要面临的重要民生问题，每个国家都将医疗支出作为一个国家的重要财政支出。长期以来，中国形成了“以药养医”的局面。近年来，我国人均卫生费用支出增长明显，医保支付压力大，国家高度重视药品集中采购改革。集中采购制度可以减少药品交易费用，降低药品零售价，政府和市场共同发力可以避免失灵现象发生。在这种背景下，国家不停的通过出台医药方面的政策，使中国的医药体系更加健康(付硕雄,2021)。

一、中国医药政策的发展过程

中国的医药政策经历了7个不同的阶段,下面做一下简单介绍:

(一) 统购统销阶段:

时间为1949年到1980年。从新中国成立至20世纪80年代中期，我国对药品的生产、流通、销售与使用等各个环节实行全面管制，逐步形成三级医药批发体制（安媛媛等，2021）。当时中国医药资源匮乏，国家对药品实施统一的管控，国家医药公司统一设置采购模式和价格。由于药品由国家包产包销，医药企业缺乏科研创新动力；药品的供应和配送不能完全满足医院和病人需求；不符合市场供需规律，造成供需失调。

（二） 自主采购阶段：

时间为 1980 年到 2000 年。这时中国刚刚改革开放，经济情况有所好转，中国国家药品公司开放了医药行业的管控。部分药品的价格为医院与医药企业共同商议，很多细节流程没有做到公开透明，致使药品价格虚增，“以药养医”趋于严重。对此，国家决定出台集中采购政策。

（三） 集中采购建立阶段：

时间为 2000 年-2005 年。中国依托中介招标的方式来确定药品价格，允许药品价格有一定的溢价。

（四） 集中采购调整阶段：

时间为 2006 年-2010 年。中国利用互联网平台，在政府的指导下建立需求药品名单库，录入药品名称、药品编码。医药公司可以在平台上进行投标。

（五） 药品分类购买阶段：

时间为 2010 年-2015 年。2010 年 7 月 15 日，原卫生部颁布《医疗机构药品集中采购工作规范》，药品采购从地方性探索到全国性试点并逐渐推广完善（黄羽舒、陶立波，2020）。政府出台新政策，将所有药品分为基本药物与非基本药物，分项招标。

（六） 医联体采购阶段：

时间为 2015 年-2018 年。2015 年 5 月，国家发展改革委、国家卫计委等 7 部门联合印发了《推进药品价格改

革的意见》，取消实施了近 20 年的政府定价制度（朱佳英等，2019）。决定自 2015 年 6 月 1 日起，取消绝大部分药品的政府定价，药品实际交易价格主要由市场决定，逐步建立以市场为主导的药品价格形成机制，最大程度减少政府对药品价格的直接干预（尚兰成，2019）。取消基本药物与非基本药物的分开招标。药品从省级药品集中采购平台获取，鼓励多家医疗机构一起形成一个购药联盟，通过大量采购来降低医药价格。

（七）国家集中采购阶段：

2018 年后，国家设立医疗保障局，负责制定医疗采购政策，并开始了首批 11 个城市的试点，宣布实行“4+7”药品带量采购政策，旨在降低药品价格，节省医保基金，减轻百姓用药负担，但同时医疗机构、医药企业和患者产生了较大影响（舒茜等，2019）。2018 年 12 月公示药品中标价格，药品价格降幅远超预期，药品供应和流通环节更加透明，患者用药负担进一步减轻（谈在祥、范舜，2019）。2019 年和 2020 年进行了第二批、第三批药品带量采购，药品采购的品种不断丰富，范围不断扩大，规则不断完善，社会接受度稳步提升，我国药品带量采购向着常态化、规范化的方向发展（常峰，2021）。

二、国家实施药品集中带量采购政策背景：

中国医药政策经历了漫长的发展，依然还存在药价高导致的“看病贵”或者“以药养医”的社会问题亟待解决。原有的药品自主采购政策，采购过程不公开，不透明，医院和药品生产企业形成利益共同体，药品价格居高不下，使得就医患者仍然要付出高价买药。另一方面由于医生薪酬与开药和治疗方式挂钩，就医患者的医疗知识不健全、信息不对称，过度担忧自己的健康，往往向医务人员提出有失合理性的治疗要求，所以存在过度检查与过度治疗的情况，导致就医患者的过高医疗消费。因此，因病致贫、因病返贫现象比比皆是。

三、国家药品集中带量采购政策：

针对存在的问题，2019年1月，国务院办公厅《关于印发国家组织药品集中采购和使用试点方案的通知》（国办发〔2019〕2号），决定先于11个试点城市采取“先竞价后议价”的形式组织药品报价，以一致性评价为药品遴选的标准，在国家保障、联盟带量采购和平台协助操作下进行药品“4+7”集中采购。2019年8月15日，联合采购办公室在上海举办了第二次集中采购药品专题讨论会，与会企业代表范围扩大，联盟地区拓宽为25省，真正实现从“4+7”试点城市到“跨区域联盟”的扩围。2019年9月30日，国家联合采购办公室《关于公布联盟地区药品集中采购中选结果的通

知》发布，意味着国家启动试点方案及组织开展药品集中采购工作的近半年后，正式向全国范围推行。2019年12月29日，国家联合采购办公室发布《全国药品集中采购文件（GY-YD2019-2）》，启动第二轮（包含33个品种）带量采购工作；2020年1月17日，第二轮采购在上海正式开标，药价降幅以及采购量持续扩大(谭清立,2020)。

四、集中采购政策的实施对医药企业的影响及应对措施

（一）简单地说，药品带量采购相当于大型的团购，确定药品采购量，价低者中标，通过医药企业之间的竞价，起到以高数量换低价格的作用，从而降低药品采购价格（杜雪等，2020），其核心为“以量换价”“以价保量”（陈昊、饶苑弘，2019）。这一政策的实施，使得中标企业同时面临机遇与挑战。一方面能够使得中标企业可以迅速占据较高的市场份额，有效避免医药产品销售渠道的问题，同时降低了销售与渠道成本；另一方面中标企业通过上述投标过程最终成为集中采购的重要供应商的代价就是销售价格下降，但是由于销售费用和渠道管理费用的降低，并不一定代表企业利润降低，即便利润降低，该中标医药制造业企业只需要采取以成本控制为主的管理方式即可。未中标企业则面临着市场份额被挤占的巨大风险，这对于小规模企业来讲是致命的打击。中小医药企业在控制成本、提升药品生产工艺方面不具备先进能力，而自身的经济体量

又不足以支撑招投标中低于成本的报价，其在价格方面处于劣势（李寿喜、沈婷芝，2020）。因此，医药制造企业在面对政府集中采购招标项目的时候，可以通过科学精准的财务核算并与以往传统销售模式的盈利模式与规模进行对比，同时要在此基础上考虑未中标情况下市场份额被挤占的损失，最终确定能够避免利润下降的投标价格，进而战术性地有效应对“4+7”带量采购新政策给企业自身所带来的利润风险，应鼓励中小医药企业转变经营模式，从低效低质转为高效高质，从分散资源转型为集中资源，从仿制转向创新（谭清立等，2020），最终赢得这场价格与市场的博弈。

（二）“4+7”带量采购新政策实施背景下，中国医药制造业企业需要通过提升自身医药研发与创新能力，进而充分应对该政策所带来的巨大风险。具体来讲，通过引进高技术研发人才和增加科研经费的投入，提升企业自身的医药研制能力，并进行专利申请，以求成为具有特质性稀缺医药资源、规模庞大且具有品牌价值的医药企业，能够提升中标概率。同时，因该政策可能会导致中小企业面临生存困境，所以，相对较大规模的企业可以通过收购的方式进行集约化的发展，并通过协同发挥医药研发中的人力、物力、财力等资源，实现资源配置最优化与价值最大化，进而有效平衡因“4+7”带量采购新政策所压制的盈利空间。

(三) 面对这一新政策背景下的新常态，中国医药制造业企业更需要重视把握与利用这一新趋势。这就要求企业一方面通过调结构、改变方式的战略实现成本的管理与控制，如通过优化升级企业内部的医药生产链，进而能够在降低成本低的同时，以高质量低价格的具有异质性与不可替代性的优势，柔性应对因“4+7”带量采购新政策所导致的利润压缩问题。另外，中国医药制造业企业可以通过引进相关领域内的创新性研发人才，在提升企业研发团队整体创新能力的同时，通过相应的技术应用有效降低医药的研发与制造成本，并能够实现可持续性的成本管理。这一成本管理手段是中国医药制造业企业有效应对新政策实施的重要方式。

(四) 营销模式的转型升级也是中国医药制造业企业有效应对“4+7”带量采购新政策所带来风险与挑战的重要核心竞争力。具体来讲，首先，企业应当通过渠道管理提升自身医药产品的研发资源优势。这就需要企业能够打破以往传统的营销理念，从市场需求出发逆向提升研发创新。

换言之，企业需要通过详尽的市场调查、临床需求的考察，为组织内部研发创新部分提供信息，进而使得企业能研制出市场需求最大、最能够满足客户需求的产品，甚至能够弥补一定的市场空白。其次，通过企业内外的创新融资渠道的建立，吸收与融合政府、社会、个体等多元的资金，进而

为企业的研发创新提供了有利的资金保障，进而降低研发费用等相关成本。最后，医药制造业企业可以通过与医学、医药研究院等机构建立合作，以充分实现产学研相融合的协同创新，以降低研发成本并提升自身的外部创新网络柔性(刘子琰,2020)。

第三部分 文献综述

通过一系列的调控政策，在一定程度上缓解了长期以来的医药诟病。带量采购政策出台后，通过以下几个方面改变现有的医疗开销状况。

一、大量减少交易成本

交易费用指为了完成一项交易所需要付出的成本代价，包括传播信息、广告、与市场有关的运输以及谈判、协商、签约、合约执行的监督等活动所花费的成本。在传统的分散采购模式中，公立医疗机构及医师具有很大的话语权，生产企业为了将自己的商品销售出去，难免要与医疗机构进行多次交流互动，每一次的谈判、拜访、签订合同等过程都会产生交易费用，甚至会出现一些行贿行为，而在这些行为中所消耗的费用绝对不会由企业及个人来买单，会加入到药品的成本当中，药品的价格随之上升，最终的经济压力落在了消费者肩上，如此循环下去让患者“看病贵”、因病致贫，严重破坏了我国医药市场的运行（付硕雄,2021）。

从另一方面来说，在实行带量采购政策之前，医药企业需要有一部分成本去营销，增加医药企业的知名度。如今有这种政策后，医药企业不需要再花费资金去做广告。在以往，药厂的医药代表需要去每家医院进行谈判，而实施了该项政策后，减少了谈判的次数，减少了谈判的开销。

二、政府和市场共同管理供求

纯市场管理无法防止大药厂的垄断行为；对于特效药，无法控制药品价格；无法控制公立医院对于药品的涨价，同时无法控制假冒伪劣的药品流入医院。

纯政府管理无法使供求关系灵活反映到政策上，政府的政策反应永远滞后于市场。如果一个政府不作为，往往会导致医院自己的全力强力干预药品买卖。另外政府人员对与药品实际作用了解度不会有医疗机构更为了解，也有知识水平的限制。

所以，带量采购政策是要求整个政府与与市场机制共同参与，确保供求和价格的合理。

第四部分 理论机制和研究假说

基于文献里对于带量采购政策的背景、过程、结果的描述，我们通过以下模型进行验证，证明我们通过文献分析出的四个假设是否是真实的。

一、研究假说

由于带量采购政策会让企业在短时间内带来大量的市场份额，并同步减少了渠道成本费，导致市场毛利率增加。所以故提出了以下假设。

假设 1：带量采购政策对上市医药企业的销售毛利率产生正向影响。

在“4+7”执行城市中，对于同一种政策，不同城市的执行方法会有差别，我们将按照中国的南方区域和北方区域进行划分，故提出第二个假设。

假设 2：在北方地区，带量采购政策对营业收入的影响并不显著，在南方地区，带量采购政策对营业收入的正向影响则十分显著。

在“4+7”执行城市中，同样为医疗行业的企业，带量采购政策主要目的是降低药品的价格。预测对制造医疗器械的企业影响较小，故有以下假设。

假设 3：对于药品企业而言，带量采购政策对营业收入的正向影响显著；对于医疗器械企业而言，带量采购政策对

营业收入并不显著。

文献中提到（谭清立等，2020年），“4+7”药品带量采购中，一些知名药企（如辉瑞、赛诺菲等）一线品牌，因报价最高而落选。往往非高新技术企业药品价格较低，所以在被选取的优势，故做出以下假设。

假设 4：对高新技术医药企业而言，带量采购政策对营业收入影响并不显著。对于不是高新技术的医药企业而言，带量采购对企业的营业收入则产生显著的正向影响。

二、研究模型

双重差分方法是一种有效识别政策处理效应的方法，其思路是将新政策的实施视为一种“准自然实验”，检验与对照组相比，受冲击影响的处理组的平均变化的差异(刘张立、吴建南，2019)。在本文的 433 个地级及以上城市上市医药企业样本中，截至 2021 年，中国有 11 个城市开始进行带量采购试点，这为采用双重差分方法来检验带量采购对企业营业收入的影响提供了良好的基础。具体而言，11 个带量采购试点城市涉及到的上市医药试点企业组成了处理组，从未试点带量采购的城市组成了对照组。同时，带量采购试点政策出台时间为 2018 年，实施时间为 2019 年，实施期为 3 年，由此本文在时间上选择 2019 年为政策实施时间节点，即 2019 年之前为对照组，2019 年及其之后为实验组。由于实施期一致，本文采用双重差分模型 (Differences-in-Differences)，构

造一下双向固定效应计量模型来实现双重差分(Heyman et al., 2007), 检验带量采购政策对中国上市医药企业营业收入影响的净效应。

$$\ln inc_{it} = \beta_0 + \beta_1 Didit + \beta_2 Zit + \mu_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中 $i=1, 2, \dots, 443$; $t=2016, 2017, \dots, 2021$ 。

式(1)中参考 Beck 等人(2010)的双重差分法, $Didit$ 的系数 β_1 是双重差分模型重点关注的系数, 反映采购政策对于营业收入影响的净效应, 其数值的正负与大小表示影响程度的大小, 值为正且越大表示正向效应越大, 否则相反。 $\ln inc_{it}$ 为被解释变量, 表示各企业的营业收入; Zit 为一组控制变量, 选取其他影响营业收入的因素; i 表示企业, t 表示年份; μ_{it} 为时间固定效应; v_{it} 为企业固定效应; ε_{it} 为误差项。

第五部分 实证方法和数据说明

一、数据来源

带量采购政策来自于官方报告的政策试点信息，企业经营业绩、地区特征、企业特征（企业类型，企业性质、高新技术、毛利率）均来自于 2015-2021 年的 WIND 数据库，专利研发来自于 2015-2021 年的 CNRDS 数据库。考虑到资料可得性的考虑，最终，本文选取 2015-2021 年 433 家城市上市的医药企业样本的面板数据，合计 2259 个观测值。

二、变量测量

本研究的被解释变量是企业经营业绩，用营业收入取对数予以衡量；解释变量是采购政策，带量采购出台时间为 2018 年，实施时间为 2019 年，实施期为 3 年，由此本文以 2019 年为政策实施的时间节点。同时，有 11 个城市开始实行（北京、天津、上海、重庆、沈阳、大连、厦门、广州、深圳、成都、西安）。特定的 11 个城市的医药企业为实验组，剩余城市药企为对照组。最后，本文将政策实施的时间虚拟变量与政策实施的企业虚拟变量进行交互相乘，设置政策实施的虚拟变量。

在控制变量方面，本文从地区和企业特征两个方面选取变量予以控制主效应。地区特征主要是北方省份和南方省份，北方地区为 0，南方地区为 1。企业特征包括企业行业，即是

药品企业还是医疗器械企业，药品企业为 1，医疗器械企业为 0。是否为国有企业，是国有企业则为 1，不是则为 0。是否是高新技术企业，是则为 1，不是则为 0。企业的销售毛利率和研发投入，研发投入方面取对数处理。

表 1 变量测量与数据来源

变量名称	变量测量	数据来源
营业收入	企业营业收入取对数	WIND 数据库
采购政策	实验组为 1，控制组为 0	WIND 数据库
南北地区	北方地区为 0，南方地区为 1	WIND 数据库
国有企业	国有企业为 1，非国有企业为 0	WIND 数据库
高新技术	高新技术企业为 1，非高新技术企业为 0	WIND 数据库
销售毛利率	销售毛利率	WIND 数据库
研发投入	专利研发投入取对数	CNRDS 数据库
企业行业	药品企业为 1，医疗器械企业为 0	WIND 数据库

三、实证分析

本研究在实证分析部分对数据进行描述性统计分析、多重共线性分析、相关性分析、豪斯曼检验、双重差分回归分析、稳健型分析和异质性检验。

四、描述性统计分析

本研究对变量进行描述性统计分析，结果见表 2。被解释变量营业收入的均值为 21.24，中位数为 21.14，标准差为 1.34，表明各样本的差距较大，最小值为 0，最大值为 26.10。

解释变量带量采购医药政策的均值为 0.18，中位数为 0，标准差为 0.39，最小值为 0，最大值为 1，表明试点的上市医药企业仍然较少。

在控制变量方面，国有企业的均值为 0.22，中位数为 0，标准差为 0.42，最小值为 0，最大值为 1。南北地区的均值为 1.66，中位数为 2，标准差为 0.47，最小值为 0，最大值为 1。高新技术的均值为 0.72，中位数为 1，标准差为 0.45，最小值为 0，最大值为 1。销售毛利率的均值为 0.51，中位数为 0.51，标准差为 0.24，最小值为 -2.63，最大值为 1。研发投入的均值为 17.36，中位数为 17.97，标准差为 3.66，最小值为 0，最大值为 22.98。企业行业的均值为 1.77，中位数为 2，标准差为 0.42，最小值为 0，最大值为 1。

表 2 描述性统计分析

变量	样本	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
营业收入	2259.00	21.24	21.14	1.34	0.00	26.10
政策	2259.00	0.18	0.00	0.39	0.00	1.00
南北地区	2259.00	1.66	2.00	0.47	0.00	1.00
国有企业	2259.00	0.22	0.00	0.42	0.00	1.00
高新技术	2259.00	0.72	1.00	0.45	0.00	1.00
销售毛利率	2259.00	0.51	0.51	0.24	-2.63	1.00
研发投入	2259.00	17.36	17.97	3.66	0.00	22.98
企业行业	2259.00	1.77	2.00	0.42	0.00	1.00

五、多重共线性

变量之间的多重共线性是判定能否进行基准回归的重要前提,是衡量变量选取是否可信的重要依据。结果见表 3,本文对变量进行多重共线性分析,发现所有变量的 VIF 值均远在于 5 以下,平均 VIF 值也在 5 以下。可以初步判断,各变量之间确实不存在严重的多重共线性,可以进行后续回归分析。

表 3 多重共线性

变量	VIF	1/VIF
销售毛利率	1.37	0.728008
研发投入	1.28	0.778723
企业行业	1.21	0.825743
研发投入	1.15	0.871652
高新技术	1.08	0.928377
国有企业	1.05	0.953148
政策	1.04	0.959279
Mean VIF	1.17	

六、相关性分析

本文通过对数据进行相关性分析,初步判断变量之间关系的基本情况,并基于现有情况进行后续分析。通过相关性分析,可以初步判断带量采购医药政策对营业收入有着显著

的正向影响，且影响系数为 0.048，这初步印证了本文的基本假设。

在控制变量方面，国有企业和研发投入对营业收入有着显著的正向积极影响，国有企业影响系数为 0.230，研发投入的影响系数为 0.187。其余控制变量，高新技术、销售毛利率和企业行业对营业收入则有显著的负向影响，高新技术的影响系数为-0.167，销售毛利率的影响系数为-0.214，企业行业的影响系数为-0.121。可以基本预判，企业行业可能会对政策影响营业收入的系数有异质性影响。根据以上相关性分析，我们可以初步判断：一是本文提出的假设基本合理，但是仍然需要科学和严谨的回归模型进一步分析；二是多个变量之间的影响系数均未大于 0.6，因此可以初步判断变量之间不存在严重的多重共线性，可以进行回归分析。

表 4 相关性分析

变量	营业收入	政策	南北地区	国有企业	高新技术	销售毛利率	研发投入	企业行业
营业收入	1							
政策	0.048**	1						
南北地区	-0.0100	-0.0300	1					
国有企业	0.230***	0.054***	-0.121***	1				
高新技术	-0.167***	0.0340	0.00700	-0.127***	1			
销售毛利率	-0.214***	0.122***	-0.072***	-0.191***	0.274***	1		
研发投入	0.187***	0.113***	0.043**	-0.037*	0.300***	0.378***	1	
企业行业	-0.121***	-0.074***	-0.107***	-0.0200	0.156***	0.347***	0.279***	1

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著，括号内为稳健标准误。

七、豪斯曼检验

本文对相关变量进行豪斯曼检验，结果见表 5。本文选取 2015-2021 年 433 家城市上市的医药企业样本的面板数据，混合截面与时间序列数据要求同时考虑横向截面和纵向时序的变化，因此考虑构建如下两个模型：模型 1 通过 Hausman 检验选择固定效应或随机效应模型进行估计；模型 2 则考虑到时间效应，因而设置改革第 i 年的时间虚拟变量。对相关变量进行豪斯曼检验，P 值为 0.0000，拒绝“随机效应模型最绩效”的原假设；同时，以 2019 年为参照对其余年份虚拟变量进行检验，P 值为 0.0000，拒绝“时间固定效应为 0”原假设。本文选择建立双向固定效应模型控制个体与时间固定效应，避免遗漏变量问题产生的估计偏差。

表 5 豪斯曼检验

$$\text{chi2}(13) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 210.81$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$$

八、双重差分回归

如表 6 所示，本文采用依次放入控制变量的方式逐步回归以验证本文回归结果的稳健性，模型 1 不放入控制变量，模型 2-模型 5 逐步放入控制变量，直至模型 5 全部放入控制变量。模型 1 表明，带量采购医药政策显著提升了中国上市

医药企业的营业收入，且提升大小为 17.7%，影响在 0.05 以内显著；模型 2-模型 5 表明，在模型加入控制变量后，带量采购医药政策依旧显著提升了中国上市医药企业的营业收入，且提升大小为 17.5%，影响在 0.05 以内显著，假设 1 得以验证。该结果论证了，带量采购政策会让企业在短时间内带来大量的市场份额，并同步减少了渠道成本费。

在控制变量中，仅南北地区、销售毛利率和研发投入会对实施带量采购医药政策的中国上市医药企业的营业收入产生实质影响，但是国有企业和高新技术并未产生实质影响。其中，南北地区对营业收入产生显著的负向影响，影响系数为-0.719，销售毛利率和研发投入则产生显著的正向影响，销售毛利率的影响系数为 0.747，研发投入的影响系数为，0.0187，且影响均在 0.01 以内显著。南北地区对带量采购医药政策对中国上市医药企业的营业收入的影响有明显作用，后续可以进行异质性分析。

表 6 回归分析

变量	(1) 因变量	(2) 因变量	(3) 因变量	(4) 因变量	(5) 因变量
DID	0.177** (0.0746)	0.180** (0.0748)	0.180** (0.0745)	0.180** (0.0747)	0.175** (0.0743)
place		-0.485*** (0.0554)	-0.476*** (0.0617)	-0.483*** (0.107)	-0.534*** (0.124)
国有企业			0.0266 (0.128)	0.0273 (0.127)	0.0256 (0.129)
高新技术				0.00999 (0.122)	-0.0204 (0.120)
研发投入					0.0265*** (0.00870)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	20.82*** (0.0363)	21.63*** (0.120)	21.61*** (0.130)	21.61*** (0.141)	21.28*** (0.211)
Observations	2,259	2,259	2,259	2,259	2,259
R-Squared	0.107	0.108	0.108	0.108	0.115
Number of id	443	443	443	443	443

注: ***, **、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著, 括号内为稳健标准误。

如表 7 所示, 本文采用依次放入控制变量的方式逐步回归以验证本文回归结果的稳健性, 模型 1 不放入控制变量, 模型 2-模型 5 逐步放入控制变量, 直至模型 5 全部放入控制变量。模型 1 表明, 带量采购医药政策显著提升了中国上市医药企业的销售毛利率, 且提升大小为 2.67%, 影响在 0.1 以内显著; 模型 2-模型 5 表明, 在模型加入控制变量后, 带量采购医药政策依旧显著提升了中国上市医药企业的营业收入, 且提升大小为 2.31%, 影响在 0.1 以内显著, 假设 1 得以验证。

在控制变量中，仅南北地区和研发投入会对实施带量采购医药政策的中国上市医药企业的营业收入产生实质影响，但是国有企业和高新技术并未产生实质影响。其中，南北地区对销售毛利率产生显著的正向影响，影响系数为 0.249，研发投入对销售毛利率产生显著的正向影响，影响系数为 0.0105。

表 7 回归分析

变量	(1) 销售毛利率	(2) 销售毛利率	(3) 销售毛利率	(4) 销售毛利率	(5) 销售毛利率
DID	0.0266* (0.0142)	0.0248* (0.0142)	0.0247* (0.0141)	0.0251* (0.0140)	0.0231* (0.0135)
区域		0.248*** (0.0770)	0.251*** (0.0747)	0.269*** (0.0830)	0.249*** (0.0657)
国有企业			0.0101 (0.0321)	0.00838 (0.0323)	0.00771 (0.0329)
高新技术				-0.0267 (0.0304)	-0.0387 (0.0279)
研发投入					0.0105** (0.00475)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.478*** (0.00757)	0.0648 (0.128)	0.0574 (0.125)	0.0491 (0.135)	-0.0820 (0.119)
Observations	2,259	2,259	2,259	2,259	2,259
R-Squared	0.023	0.032	0.032	0.033	0.071
Number of id	443	443	443	443	443

九、稳健性分析：平行趋势检验和安慰剂检验

尽管前文初步证实了带量采购政策显著改善了中国上市公司的营业收入和销售毛利率，但是这一结果仍然可能受到遗漏变量和自主选择等问题的干扰。为了验证选择双重差

分法的可靠性和基准回归结果的稳健性，本文从以下几个方面进行检验。

1、平行趋势检验

双重差分模型首先要满足“平行趋势假设”，即如果没有政策干预时，处理组和对照组的时间效应或趋势应基本相同。如果不存在政策的外部冲击，实施和未实施的企业发展趋势应该平行，具有类似的时间趋势，或者说不随时间而发生系统性差异。为了验证处理组和对照组样本的营业收入在实施政策之前是否存在差异变动，我们采用事件分析法进行平行趋势检验。由此，本文构建如下计量模型：

$$Y_{it} = \beta_{-3}DID_{-3} + \dots + \beta_0DID_0 + \dots + \beta_3DID_3 + \beta X + \lambda_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中， DID_0 表示政策开始实施的虚拟变量， DID_{-m} 表示政策实施之前第 m 年的虚拟变量， $m=1, 2, 3, 4$ ； DID_n 表示政策实施后第 n 年的虚拟变量， $n=1, 2, 3$ 。需要强调的是，由于政策实施并非同时在所有城市实施，因此对于不同城市而言， DID_0 表征不同的年份。

图 1 平行趋势检验结果报告了以营业收入作为被解释变量的估计参数的大小及对应的 95%置信区间。可以发现，政策实施前年份虚拟变量的估计系数均未通过 5%的显著性水平，满足平行趋势假定，即政策实施之后相对未实施政策的企业营业收入出现显著提升，并非事前差异的结果。

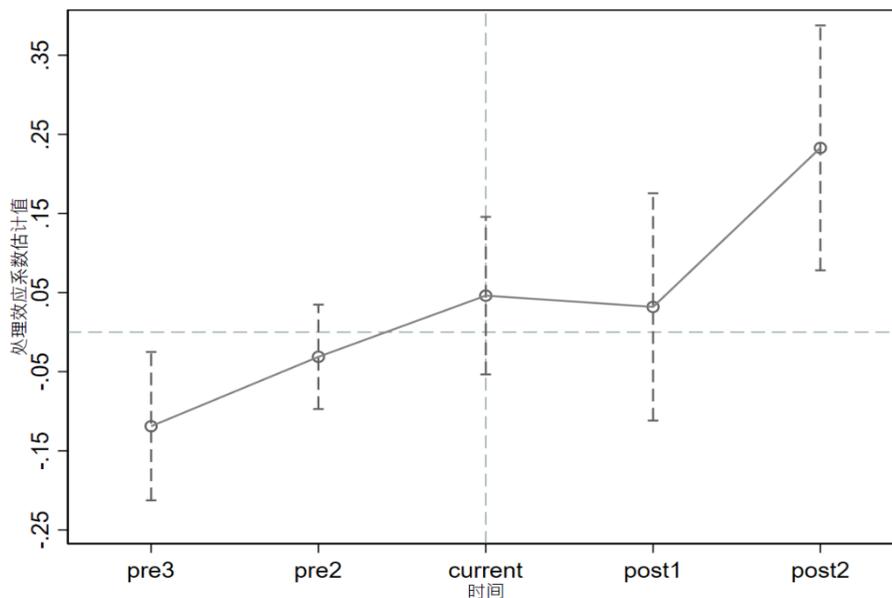
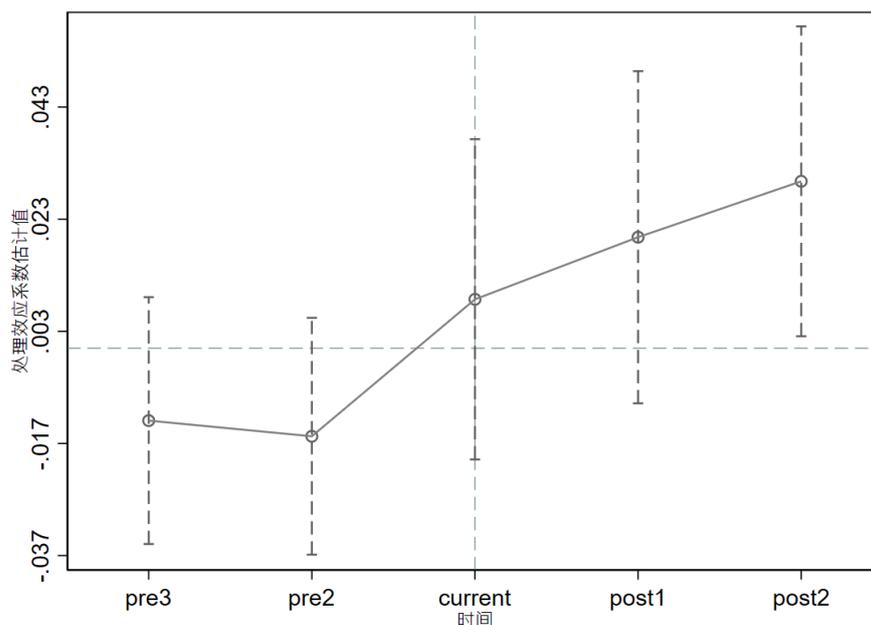


图 1 营业收入的平行趋势检验

图 2 平行趋势检验结果报告了以营业收入作为被解释变量的估计参数的大小及对应的 95%置信区间。可以发现，政策实施前年份虚拟变量的估计系数均未通过 5%的显著性水平，满足平行趋势假定，即政策实施之后相对未实施政策的企业的销售毛利率出现显著提升，并非事前差异



的结果。

图 2 销售毛利率的平行趋势检验

2、安慰剂检验

在平行趋势检验通过的情况下，借鉴刘瑞明等(2020)的做法，通过虚构处理组的方法进行安慰剂检验，来判断带量采购政策效应是否由其他随机因素引起。本文通过随机设定处理组来开展安慰剂检验。本文将中国城市上市的医药企业进行分组，每组随机抽取政策实施的样本，重新构建安慰剂检验的政策实施的交互项 $Post*Teat$ 。具体做法为，从 2259 个样本中随机选取 443 个样本作为处理组，其他企业为对照组，利用随机分组后的样本再次进行双重差分估计。除非随机抽样的企业和原有带量采购政策控制样本完全一致，否则估计结果应不显著。若随机分组后估计结果仍显著，说明基准回归结果存在偏差。

为防止随机小概率事件对安慰剂检验的影响，进行了 500 次重复循环实验。图 3 和图 4 展示了估计值的概率密度分布及其相关估计值。由图 3 和图 4 安慰剂检验结果可知，重复循环实验得到的系数基本分布在 0 点左右且符合正态分布，说明基准回归结果没有受到偶然因素或者遗漏变量的影响，验证了政策提升营业收入和销售毛利率的有效性。这进一步表明，带量采购医药政策显著提升了中国上市医药企业的营业收入和销售毛利率，即带量采购医药政策对中国上市医药企业的营业收入和销售毛利率起着显著的积极正向影响，且研究结果不受偶然因素或者遗漏变量的影响，具有一

定程度的可靠准确科学性。

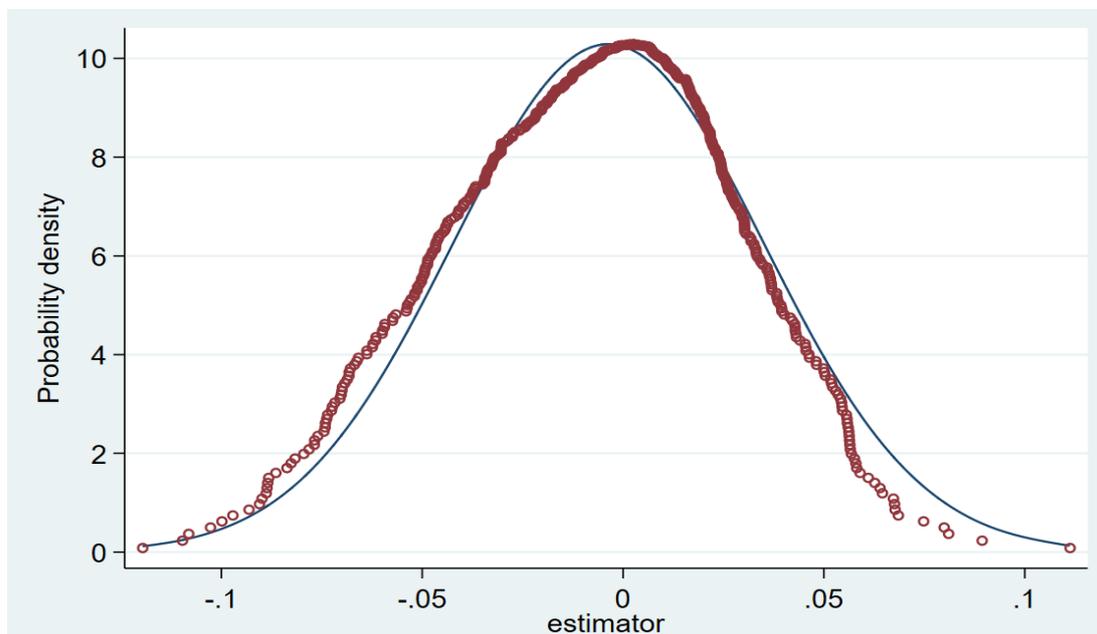


图3 安慰剂检验

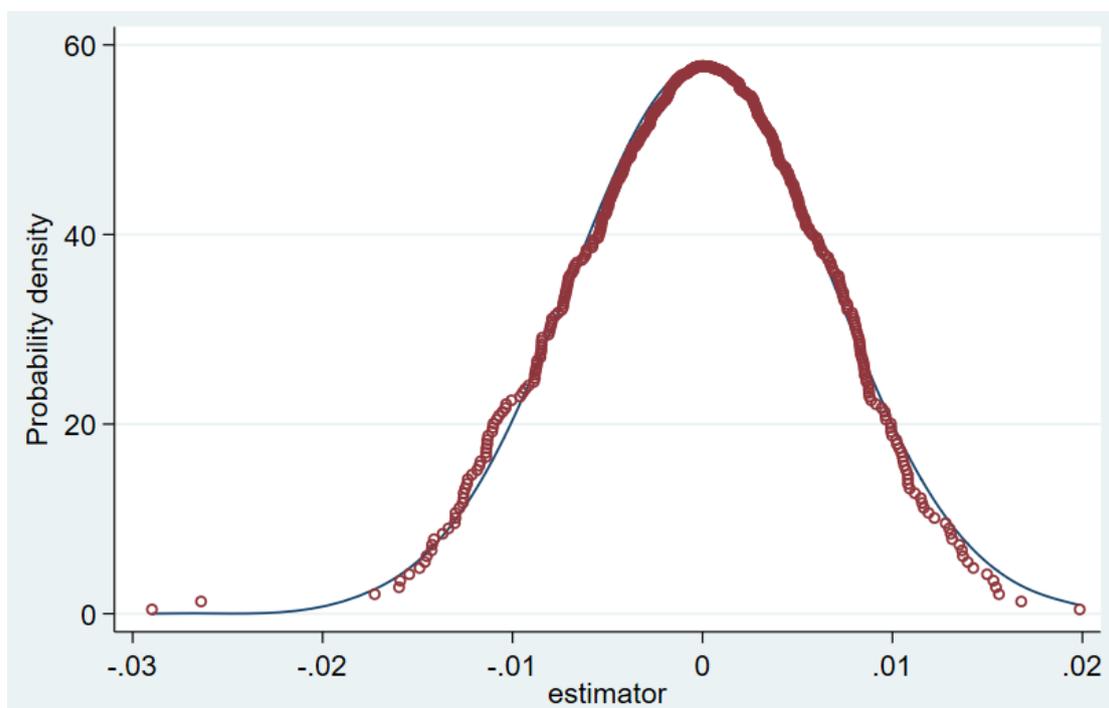


图4 安慰剂检验

十、异质性检验

带量采购医药政策对上市医药企业营业收入的影响在不同的地区，根据不同的企业类型有所差异。在地区层面，在北方地区带量采购政策对营业收入的影响并不显著，在南方地区带量采购政策对营业收入的正向影响则十分显著，影响系数为 0.140，低于总样本的影响系数，假设 2 得以验证。这可能表明南方的产业环境和政策执行可能更加符合带量采购医药政策的执行，而北方则影响并不显著，这表明北方的上市医药企业营业收入不受带量采购医药政策影响。这进一步论证了，在“4+7”执行城市中，对于同一种政策，不同城市的执行方法会有差别。

在企业类型层面，药品企业的带量采购政策对营业收入的正向影响显著，影响大小为 0.124，而医疗器械营业收入并不显著，假设 3 得以验证。这可能表明在不同类型的企业中，带量采购政策对营业收入的影响有所区别。带量采购医药政策只对药品企业的营业收入产生显著的积极影响，而对于医疗器械企业的营业收入并不显著。这表明在不同的企业类型中，带量采购政策对营业收入的影响确实有所区别。这进一步论证了，带量采购政策主要目的是降低药品的价格，对制造医疗器械的企业影响较小。

是高新技术的医药企业，带量采购影响并不显著，不是高新技术的医药企业带量采购对企业的营业收入则产生显

著的正向影响，影响大小为 0.358，假设 4 得以验证。带量采购药品政策对拥有高新技术的医药企业并不显著，对不是高新技术的医药企业显著。这表明数字化转型的企业不受带量采购药品政策的影响，而没有数字化转型靠规模效应实现企业收入增长的企业影响较大。带量医药采购政策具有较为明显的倾向性，对是否是高新技术企业的影响具有显著的差异。这可能是因为，在“4+7”执行城市中，一些知名药企（例如辉瑞、赛诺菲等）一线品牌，因报价最高而落选。反而非高新技术企业药品价格较低，所以存在被选取的优势。

四、表 7 异质性分析

	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
	北方地区	南方地区	医疗器械	药品企业	是高新技术	不是高新技术
变量	营业收入	营业收入	营业收入	营业收入	营业收入	营业收入
政策	0.202 (0.151)	0.140* (0.0747)	0.285 (0.250)	0.124* (0.0701)	0.0451 (0.0694)	0.358** (0.175)
国有企业	0.0922 (0.127)	0.00761 (0.173)	0.674** (0.336)	-0.0685 (0.110)	-0.140 (0.124)	0.329* (0.170)
高新技术	0.0301 (0.165)	0.0102 (0.128)	0.194 (0.222)	-0.0388 (0.116)		
销售利率	1.364** (0.668)	0.360 (0.258)	0.895* (0.491)	0.617 (0.375)	0.430 (0.409)	0.650* (0.346)
研发投入	0.0106 (0.00950)	0.0278*** (0.00924)	0.00288 (0.00871)	0.0407*** (0.0138)	0.103 (0.0643)	0.00926 (0.00651)
南北地区			-0.229 (0.359)	-0.880*** (0.177)		-0.706*** (0.202)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	20.06*** (0.382)	20.10*** (0.191)	20.87*** (0.575)	21.20*** (0.209)	18.62*** (1.097)	22.03*** (0.317)
Observations	762	1,497	522	1,737	1,626	633
R-Squared	0.059	0.318	0.061	0.274	0.414	0.042
Number of id	145	300	110	333	360	123

注: **、*、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著, 括号内为稳健标准误。

第六部分 实证结果分析

中国政府从药品的生产、流通、销售与使用等多个环节开展医疗制度改革建设，不断探索并选择新型的药品采购模式来控制药品采购成本。本文采用 2015 年-2021 年 7 年 2259 个样本，结合双重差分模型，深入研究带量采购政策如何通过控制价格和采购量对医药企业经营绩效产生的影响，并对其结果进行稳健性和异质性分析，研究结果如下：就全样本而言，带量采购政策对上市医药企业的销售毛利率产生正向影响；在北方地区，带量采购政策对营业收入的影响并不显著，在南方地区，带量采购政策对营业收入的正向影响则十分显著；对于药品企业而言，带量采购政策对营业收入的正向影响显著，对于医疗器械企业而言，带量采购政策对营业收入并不显著；对高新技术医药企业而言，带量采购政策对营业收入影响并不显著，对于不是高新技术的医药企业而言，带量采购对企业的营业收入则产生显著的正向影响。

综上所述，带量采购政策对中国的医疗体制改革产生了重要的影响，达到了降低成本的效果。在未来，中国的药品采购会更加集中，更有利于医药市场的健康发展。

第七部分 参考文献

- 安媛媛、阮艺宏、周辉、陈丹镝。我国药品采购制度的演变及当前带量采购制度的实施与完善[J]。《中国药事》，2021（8）：19-26. DOI: [10.16153/j.1002-7777.2021.08.001](https://doi.org/10.16153/j.1002-7777.2021.08.001)。
- Beck T., Levine R., Levkov A., Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]。《The Journal of Finance》，2010，65（5）：1637-1667。
- 常峰。药品带量采购的核心要素分析[J]。《中国卫生资源》，2021,24（1）：15-19。DOI: [10.3969/j.issn.1007-953X.2021.01.005](https://doi.org/10.3969/j.issn.1007-953X.2021.01.005)。
- 常蕾。药品集采冲击波：兼顾药企利润[J]。《中国外资》，2021（4）：19-20。
- 陈昊、饶苑弘。新时代的药品带量采购实践与思考[J]。《中国药物经济学》，2019（7）：19-26。DOI: [10.12010/j.issn.1673-5846.2019.07.004](https://doi.org/10.12010/j.issn.1673-5846.2019.07.004)。
- 杜雪马璐、黎雯霞。药品带量采购存在的问题与对策分析[J]。《卫生经济研究》，2020,37（8）：42-44+49。
- 付硕雄。基于经济学视角对我国药品集中采购改革的优势分析[J]。《中国集体经济》，2021，34（27）：67-68。
- Heyman F., Sjöholm F., Tingvall P. G. Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer-Employee Data[J]。《Journal of International Economics》，2007, 73(2): 355-376.
- 黄羽舒、陶立波。药品集中带量采购对我国医药产业集中度的影响——基于产业经济学视角的分析[J]。《中国医疗保险》，2020（2）：64-67. DOI: [10.19546/j.issn.1674-3830.2020.2.014](https://doi.org/10.19546/j.issn.1674-3830.2020.2.014)。
- 李寿喜、沈婷芝。我国实施药品带量采购政策效果研究[J]。《价格理论与实践》，2020（11）：49-52+97。

刘瑞明、毛宇、亢延锟。制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革

改革的证据[J]。《经济研究》，2020，55（1）：2115-131。

刘张立、吴建南。中央环保督察改善空气质量了吗？——基于双重差分模型的实证研究[J]。

《公共行政评论》，2019（2）：23-42。

刘子珑。“4+7”带量采购新政策下医药制造业企业的挑战与应对[J]。《中国市场》，

2020（19）：180+185。DOI: [10.13939/j.cnki.zgsc.2020.19.180](https://doi.org/10.13939/j.cnki.zgsc.2020.19.180)。

马昌、袁勃。中华人民共和国中央人民政府[J]。《新华社》，2019（1月17日）。

检索来源: http://www.gov.cn/xinwen/2019-01/17/content_5358643.htm。

尚兰成、常峰、路云。药价改革后我国药品价格形势分析——基于我国省际面板

数据的实证研究[J]。《卫生经济研究》，2019，36（4）：59-63。

舒茜、姚峥嵘、王艳翠、王丹丹。药品带量采购政策的利益相关者分析[J]。《卫

生经济研究》，2019，36（8）：8-9+12。

DOI: [10.14055/j.cnki.33-1056/f.2019.08.002](https://doi.org/10.14055/j.cnki.33-1056/f.2019.08.002)。

谈在祥、范舜。药品“4+7”带量集中采购背景下医药企业的挑战与应对[J]。《卫

生经济研究》，2019,36（8）：13-15+19。

谭清立、陈依婷。药品带量采购政策的推进对我国药企的动态影响分析[J]。《中

国卫生经济》，39（8）：13-17。DOI: [CNKI:SUN:WEIJ.0.2020-08-006](https://doi.org/CNKI:SUN:WEIJ.0.2020-08-006)。

谭清立、杨思远、李文静、张婉萍。“4+7”药品带量采购的效果、关键问题与对

策——基于广州的实践[J]。《卫生经济研究》，2020（4）：46-50。DOI:

[CNKI:SUN:WSJJ.0.2020-04-015](https://doi.org/CNKI:SUN:WSJJ.0.2020-04-015)。

徐伟、路娜娜、张圣和、尚波波、刘朝一、黄晓青、王煜昊。“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[J]。《中国卫生政策研究》，

2021，14（2）：36-43。DOI: [10.3969/j.issn.1674-2982.2021.02.006](https://doi.org/10.3969/j.issn.1674-2982.2021.02.006)。

朱佳英、任晋文、华恃彬。“4+7”城市药品带量采购在公立医院的实施效果预测与探讨[J]。《浙江医学》，2019，41（10）：1103-1107。DOI：[10.12056/j.issn.1006-2785.2019.41.10.2019-447](https://doi.org/10.12056/j.issn.1006-2785.2019.41.10.2019-447)。