

创新视角下的反垄断执法改进

——基于反垄断处罚决定书与公司 专利及财务数据的实证分析

潘 宁 陈浩邦*

目次

一、引言

二、文献综述

三、研究设计

四、数据、变量与描述性统计

五、实证结果

六、结果分析与建议

摘要 发展导向的“新发展法治”要求竞争法治也应有助于促进发展。创新是引领发展的第一动力,因此,为完善竞争法治,需要从创新视角审视反垄断执法并思考如何改进。通过实证分析反垄断调查和处罚对上市公司创新的影响,可发现反垄断立案调查和调查结束后做出处理决定都对涉事企业的创新构成了负向冲击,即便其中有部分企业最后并不构成《反垄断法》意义上的违法行为,这种负效应依然存在;对那些被决定处罚的企业来说,被处罚没数额越大,创新支出和产出受影响越大。这意味着反垄断执法可能“误伤”涉案企业的创新,为了降低反垄断执法过程对涉案企业创新的负外部性,做出立案调查决定的公开范围和程序需有所规范,整个执法程序需进一步简化,反垄断执法机构裁量罚款时应注意节制。

关键词 反垄断 创新 实证分析 倾向得分匹配 双重差分法

一、引言

构建“双循环”的新发展格局需要落实新发展理念,确立以发展为导向的“新发展法治”,因此竞争法治也要有助于促进发展。^{〔1〕} 创新是引领发展的第一动力;鼓励创新是《反垄断法》的立法

* 潘宁,北京大学法学院博士研究生;陈浩邦,清华大学经济管理学院博士研究生。

〔1〕 参见张守文:《“双循环”与竞争法治的“内外兼修”》,载《中国价格监管与反垄断》2020年第11期。

目的之一,所以反垄断执法应当体现和落实这一重要价值目标。^{〔2〕}但“应该怎样不等于实际上怎样”^{〔3〕},因此学者仍需站在创新的角度检视过往十来年间反垄断执法的适度性。

反垄断执法机构通过立案调查和做出各项执法决定,来预防或制止具体市场主体的垄断行为。在执法过程中,无论是配合调查,还是执法决定的内容都会对涉案经营者的资金、人员和市场声誉等方面产生不同程度的影响,因此反垄断执法首先可能影响涉案经营者的创新。那么,过去十二年反垄断执法活动究竟是抑制、促进还是没有显著影响到涉案经营者的创新?这有待于通过量化分析反垄断执法和涉案企业创新的数据寻找经验证据。

基于此,本文收集了反垄断处罚决定书数据和企业知识产权及财务相关数据,采用倾向得分匹配方法,并构建双重差分^{〔4〕}模型(PSM-DID)^{〔5〕},实证分析反垄断执法对涉案企业创新的真实影响,并在实证结果的基础上思考如何改进反垄断执法。具体而言,本文第二部分进行文献综述,第三部分提出具体的研究假设以及相应的实证设计,第四部分说明数据来源以及变量的基本情况,第五部分展示实证结果,第六部分分析实证结果,并以改进反垄断执法为目的,提出执法程序和罚款裁量等方面的建议。

二、文献综述

文献是法律实证研究的四大基本要素之一,因此进行研究时必须认真回顾文献,^{〔6〕}通过文献综述论证研究的边际贡献,防止“重复建设”和“伪创新”。^{〔7〕}本文主要探讨如何从创新的视角改进反垄断执法,因此下面笔者将首先梳理过往文献研究反垄断执法问题的视角,论证出创新这一外部视角在研究反垄断执法方面的重要价值。然后在此基础上,回顾研究反垄断法与创新关系的理论和实证文献,总结出从创新视角研究反垄断法实施问题的局限性,以此论证出本文使用多维度数据,结合双重差分和匹配方法,实证研究反垄断执法对涉案企业创新的真实影响,并在结果基础上思考如何改进反垄断执法的三重边际贡献。

对于反垄断执法实践问题,学界多从内部视角反思反垄断法规则的体系完整性,或是法律运行体制的协调性问题来探讨如何改进执法。例如,既往研究指出反垄断规范缺乏对控制权的明确

〔2〕《反垄断法》第1条确定了一个立法目的层次体系,“促进社会主义市场经济健康发展”是其根本目的,“预防和制止垄断行为”是其直接目的,也是实现“保护市场公平竞争”这一目的的手段,“保护市场公平竞争”的正当性源自其对发展的有益性。由于根本目的“促进社会主义市场经济健康发展”要求发展应当是状态健康的,即有活力的、可持续的,这要求有持续的发展动力,因此从创新发展的视角来看反垄断执法机构执法必须具有节制性。参见潘宁:《论鼓励创新作为〈反垄断法〉立法目的》,载《科技与法律(中英文)》2022年第5期,第49页。

〔3〕白建军:《法律实证研究方法》(第2版),北京大学出版社2014年版,第8页。

〔4〕左卫民指出,必须在传统的观察描述数据的方法之外,多参考、借鉴并使用追寻因果关系的成熟的实证研究方法,在此理念指引下,其引入双重差分法评估诉前调解缓解诉讼爆炸的效果,为法律制度改革从试点到推广提供了充分的技术论证。参见左卫民:《实证研究:正在兴起的法学新范式》,载《中国法律评论》2019年第6期;左卫民:《通过诉前调解控制“诉讼爆炸”——区域经验的实证研究》,载《清华法学》2020年第4期。

〔5〕张永健指出,实验、断点回归、双重差分、工具变量、配对和事件研究法是六种重要的量化法律实证研究中的因果推论研究范式。参见张永健:《量化法律实证研究的因果革命》,载《中国法律评论》2019年第2期。此处是将配对和双重差分这两种范式有机结合起来的模型。

〔6〕参见程金华:《迈向科学的法律实证研究》,载《清华法学》2018年第4期,第152页。

〔7〕参见金善明:《中国反垄断法研究进路的反思与转型》,载《法商研究》2017年第4期,第77—78页。

规定,法律应当明确执法机关接受承诺的条件;^[8]反垄断执法在科处罚款时以罚代没等不规范情况,应理清不同责任形式之间的适用关系,^[9]完善罚款情形设定条款^[10]和罚款裁量因素条款^[11],或通过特定形式的法律文件来细化裁量方法^[12]等。同时,学者还探讨如何通过事后司法审查来监督反垄断执法;^[13]探讨如何疏解反垄断执法机构与政府产业规制部门之间的紧张关系;^[14]指出执法机构缺乏独立性;^[15]分析反垄断执法机构间统一与多头竞争的取舍等体制问题。^[16]

对于反垄断法与创新的关系问题,目前学界主要从两方面展开探讨。一方面,是从定性角度出发,探讨创新是否应成为反垄断法的目的价值。例如,有学者指出技术的进步和革新是经济成长的决定性因素,也是衡量资源配置效率的重要基准,那么建立市场结构相关的竞争制度应该有助于促进经济技术的进步和企业的革新。^[17]有学者从与知识产权法的适用关系来看创新对反垄断法实施的影响,其在总结美国和欧盟使用必要设施原则的相关经验并分析其经济学原理的基础上,认为中国反垄断执法机构应当审慎使用该原则干涉企业技术授权,尽可能降低由于过度强调短期竞争效应而挫伤企业创新积极性的可能性。^[18]有学者在梳理了产业经济学关于市场结构与企业创新的争论基础上提出,反垄断执法直接影响市场竞争格局,不论关系是什么,反垄断法应当在维护竞争的同时促进创新,至少不能阻碍创新。^[19]有学者指出,如何通过反垄断法的实施更好地推动创新驱动发展战略,是我国当前亟待解决的重大理论问题,^[20]而且数字经济下竞争模式的客观变化也使反垄断法必须将创新纳入其价值目标体系。^[21]

另一方面,由于执法活动调整了市场竞争结构而间接地对整个行业创新发展产生影响,过往还有不少经济学界关于市场结构与创新关系的实证研究。反垄断法的直接立法目的是通过预防和制止垄断行为来调整市场结构,基于市场结构与创新之间的密切关系,反垄断法的实施会通过市场结构的影响而对创新也产生实质影响。因此,市场结构与创新关系的经济学理论是反垄断

[8] 参见王晓晔:《我国反垄断执法 10 年:成就与挑战》,载《政法论丛》2018 年第 5 期。

[9] 参见黄勇、刘燕南:《垄断违法行为行政处罚款计算标准研究》,载《价格理论与实践》2013 年第 8 期。

[10] 参见潘宁:《〈反垄断法〉修订中罚款情形设定条款的缺憾与完善》,载《经济法论丛》2020 年第 2 期。

[11] 参见潘宁:《反垄断罚款裁量权控制》,载《财经法学》2021 年第 3 期。

[12] 参见王健:《追寻反垄断罚款的确定性——基于我国反垄断典型罚款案例的分析》,载《法学》2016 年第 12 期。

[13] 参见游钰:《论反垄断执法的司法审查》,载《中国法学》2013 年第 6 期。

[14] 参见孟雁北:《我国反垄断执法机构与政府产业规制部门的关系》,载《中国人民大学学报》2015 年第 2 期。

[15] 参见林平:《关于中国建立反垄断法体系的几个基本问题》,载《管理世界》2005 年第 8 期。

[16] 参见李剑:《中国反垄断执法机构间的竞争——行为模式、执法效果与刚性权威的克服》,载《法学家》2018 年第 1 期。

[17] 参见陈秀山:《我国竞争制度与竞争政策目标模式的选择》,载《中国社会科学》1995 年第 3 期。

[18] 参见林平、马克斌、王轶群:《反垄断中的必需设施原则:美国和欧盟的经验》,载《东岳论丛》2007 年第 1 期。

[19] 参见王先林:《反垄断法与创新——兼论反垄断与保护知识产权的协调发展》,载《法学》2016 年第 12 期。

[20] 参见韩伟:《创新在反垄断法中的定位分析》,载《中国物价》2019 年第 8 期。

[21] 参见杨建辉:《数字经济动态性特征对现行反垄断规则的挑战》,载《竞争政策研究》2018 年第 5 期;时建中:《〈中华人民共和国反垄断法〉专家修改建议稿及详细说明》,中国政法大学出版社 2020 年版,第 4 页;杨东:《论反垄断法的重构:应对数字经济的挑战》,载《中国法学》2020 年第 3 期。

法运行不可或缺的知识基础。但是自熊彼特在《资本主义、社会主义和民主》中开创性地提出垄断性市场结构对促进创新的重要作用后,^[22]经济学学者们提出了一系列理论,对市场结构之于创新的影响做出了不同甚至相互矛盾的预测。一些研究支持和发展熊彼特假说,认为在集中度高的市场中企业有更强的投资创新的动力;^[23]一些研究则提出或表明,在一个事前竞争更激烈的市场中,企业从边际创新中获得的收益更大,竞争性市场结构中的企业有更大的创新动机;^[24]还有学者通过实证研究揭示出市场结构与创新呈非线性关系。^[25]以域外这些经典研究为参考和基础,中国学者也采用不同的本国数据实证研究市场结构对创新的真实影响。如有学者采用中国工业企业数据对熊彼特假说进行检验,描述了不同所有制经济下市场结构与创新关系的异质性 U 型关系,^[26]有学者用前者数据库中不同年度的数据揭示出中国情境下竞争与创新之间显著且稳健的正向关系。^[27]

与既往的反垄断执法研究不同的是,本文从外部视角出发,审视反垄断执法给涉案企业创新带来的影响,在此基础上讨论是否应当以及如何改进执法。与此同时,对于反垄断法与创新之间的关系这一主题而言,一方面,虽然已有不少法学学者撰文强调应当发挥创新发展理念对于反垄断执法的价值指引作用,但却未能深入结合经济学理论和实证发现,提出具体的可操作的完善方法;另一方面,经济学研究者也更多侧重于从行业整体层面宏观分析市场结构之于创新的影响。但实际上,反垄断法的实施除了会通过对市场结构的影响而对创新产生实质影响之外,还可能通过执法活动(尤其是行使执法裁量权)直接影响涉案经营者的创新。通常,牵涉到反垄断案件当中的经营者也具有较强的创新潜能,因此执法不适度造成的影响不容小觑,有必要在整体层面的分

[22] See Joseph A. Schumpeter, *Capitalism, Socialism and Democracy*, Taylor & Francis e-Library, 2003, p. 106.

[23] See Ira Horowitz, *Firm Size and Research Activity*, 28 Southern Economic Journal 298, 298 - 301 (1962); D. Hamberg, *Size of Firm, Oligopoly, and Research: The Evidence*, 30 The Canadian Journal of Economics and Political Science 62, 62 - 75 (1964); Partha Dasgupta & Joseph Stiglitz, *Uncertainty, Industrial Structure, and the Speed of R&D*, 11 The Bell Journal of Economics 1, 1 - 28 (1980); Richard J. Gilbert & David M. G. Newbery, *Preemptive Patenting and the Persistence of Monopoly*, 72 American Economic Review 514, 514 - 526 (1982).

[24] See K. J. Arrow, *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention*, in R. R. Nelson ed., *The Rate and Direction of Inventive Activity*, Princeton University Press, 1962, p. 609 - 626; Oliver E. Williamson, *Innovation and Market Structure*, 73 Journal of Political Economy 67, 67 - 73 (1965); Arun K. Mukhopadhyay, *Technological Progress and Change in Market Concentration in the U. S., 1963 - 77*, 52 Southern Economic Journal 141, 141 - 149 (1985); Michael E. Porter, *The Competitive Advantage of Nations*, Free Press, 1990, p. 118.

[25] See F. M. Scherer, *Market Structure and the Employment of Scientists and Engineers*, 57 American Economic Review 524, 524 - 531 (1967); Morton I. Kamien & Nancy L. Nancy, *On the Degree of Rivalry for Maximum Innovative Activity*, 90 Quarterly Journal of Economics 245, 245 - 260 (1976); Richard C. Levin, Wesley M. Cohen & David C. Mowery, *R&D Appropriability, Opportunity, and Market Structure: New Evidence on Some Schumpeterian Hypotheses*, 75(2) American Economic Review 20, 20 - 24 (1985); Philippe Aghion et al., *Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship*, 120 Quarterly Journal of Economics 701, 701 - 728 (2005).

[26] 参见陈林、朱卫平:《创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验》,载《经济学(季刊)》2011 年第 2 期。

[27] 参见张杰、郑文平、翟福昕:《竞争如何影响创新:中国情景的新检验》,载《中国工业经济》2014 年第 11 期。

析之外补充微观个体层面的观察。基于此,本文收集了反垄断执法和企业专利申请等数据,采用倾向得分匹配方法并构建双重差分模型(PSM-DID),实证分析反垄断执法对企业创新的真实影响,并在结果的基础上思考如何改进反垄断执法。

本研究对改进反垄断执法、完善竞争法治具有重要现实意义,而且创新地借鉴经管领域学者的常用方法,为法学界的反垄断法制度完善研究提供了经验事实,能够提升反垄断执法改进观点的科学性,同时推进经济学领域制度效应的研究,反过来促进法和经济交叉问题研究方法的深度融合,对后续法律和经济交叉领域问题的研究有显著的方法论上的启发性。^[28] 具体而言,本文创新地采用实证研究方法揭示反垄断执法对涉案企业创新的真实影响——研究结果表明反垄断执法对牵涉到反垄断案件中的企业产生创新抑制效应——并在此基础上针对性地提出了反垄断执法改进建议,因此本研究对完善竞争法治具有现实意义。与此同时,现有研究视反垄断执法为外生冲击,进而动态观察其对创新的影响,但未能充分结合法律事实展开。例如,有学者将《反垄断法》确定的法律实施日概括地视为外生冲击之开始,^[29]但实际上《反垄断法》自实施日起的头几年内,公共执行聊胜于无,难以谓之足够的外生冲击。真正的冲击应当是反垄断执法事件,所以本文创新地基于反垄断执法机构公示的全部决定书数据,更为直接地衡量了真实的执法事件给涉案企业造成的冲击,而且创新地利用法律事实细化了假设并简化了实证设计。因此,本文不仅和前述此类文章共同丰富了这一问题的实证研究方法,而且推进了对《反垄断法》实施效应的研究。

三、研究设计

(一) 研究假设

竞争、垄断与创新关系的经济学探讨中,如何理解创新的内涵,在某种程度上决定了研究方法和研究结论。例如,熊彼特分析的是垄断市场结构下垄断者的创新能力和创新动力问题,阿罗主要致力于推动垄断条件下的垄断者与竞争条件下潜在创新者的创新动力的差别研究,两人主要关注的是个体层面的创新,而阿吉翁等人主要研究的是市场结构与行业整体创新水平之间的关系。可见,创新的内涵具有多维性,统合来看过往研究可知,研究创新至少可从三组对应维度展开:一是创新行为与创新结果;二是创新动力与创新能力;三是个体层面的创新与整体层面的创新。^[30] 本文选择对个体层面的涉案企业的创新行为和创新结果进行研究。

本文旨在通过定量分析揭示反垄断执法对涉案企业创新的真实影响。在界定了何为本文研究的“创新”之后,进一步需要被探讨的是何为“反垄断执法”。一般来说,反垄断执法机构在得到垄断案件线索、进行初步调查之后,会决定是否立案开展深入调查,然后根据系统调查的事实,分析论证后做出处理决定。其中,正式立案调查意味着宣告涉案企业涉嫌垄断,涉案企业需要积极提供经营数据等相关材料,配合执法机构进行市场竞争影响评估。最后做出处理决定意味着将确定涉案企业应当承担的法律责任,最典型的处理决定就是做出反垄断处罚决定书。基于此,本文

[28] 数字经济大发展也要求经济法研究内容和方法都因时而变,经济法学者不仅要致力于数字经济法研究,而且要发展数字化的经济法研究方法,开拓计量经济法学。参见潘宁、李泽轩:《证券市场发展导向型适度监管的实证检验》,载《中国物价》2022年第6期,第49页。

[29] 参见余明桂等:《垄断与企业创新——来自〈反垄断法〉实施的证据》,载《南开管理评论》2021年第1期。

[30] 见前注[2],潘宁文,第47页。

将具体考察反垄断执法机构做出立案调查决定、做出处理决定以及做出处罚决定中裁量罚没数额对涉案企业创新的真实影响。

1. 反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新的影响

当反垄断执法机构决定立案后,反垄断执法机构将进一步系统地调查事件,立案调查决定可能会被媒体报道。那么,反垄断执法机构决定立案调查这一事件会对涉案企业的创新产生什么影响吗?

大企业在效率和资金力量上的优势使其成为创新的引擎。^[31]一方面,研发项目可以从大企业所经营业务的规模经济中获益,实现范围经济;另一方面,大企业能够凭借其市场地位获得丰厚的利润,从内部融资层面保证了研发活动的资金投入。当反垄断执法机构决定正式立案调查某一上市公司时,涉案公司因应付调查会产生一些额外成本,^[32]而且被立案调查这一信息如果被媒体报道,可能会通过信号传递作用被公众视为负面信息而影响企业声誉,^[33]一定程度削弱了涉案企业的经营效率和资金运作能力,^[34]从而对涉案企业的研发行为和创新产出产生负面影响。^[35]基于此,本文提出如下假设:

假设 1: 反垄断执法机构决定立案调查会给涉案企业的创新带来负面影响。

2. 反垄断处理决定对涉案企业创新的影响

在正式调查开始后,有些因涉嫌垄断而被立案调查的企业可能的确实施了违反《反垄断法》的行为,为了避免调查完全结束后被反垄断法执行机构给予严厉处罚,这些企业可能会倾向于主动说明违法事实,承诺积极改正和消除竞争损害的结果,并向执法机关申请中止调查。如果中止调查申请审查通过,执法机构会做出中止调查决定,并对在规定期限内履行改正承诺的企业做出终止调查的决定。有些企业可能想方设法躲避调查,或者因认为其行为不构成违法行为而等待执法机构做出最后的决定,此时执法机构可能做出诸如处罚决定书、无条件批准决定书、附条件批准决定书或禁止决定书等不同决定书。那么,这些反垄断处理决定将对涉案企业的创新产生什么影响?

反垄断执法机构做出处理决定对于涉案企业的影响是终局性的,将直接影响涉案企业的人员安排、资金运转和项目运作。例如,如果反垄断执法机构决定中止或终止调查,或者是决定附条件批准涉案企业申报的集中,那么涉案企业必须积极行动履行承诺或者满足附加的行为性或结构性条件。又如,反垄断执法机构如果决定处罚涉案企业,涉案企业可能需要支付罚没款,或者是需要采取整改行动恢复到集中前的状态。这些旨在减少反竞争效果的举措会占据涉案企业本可用于

[31] See Schumpeter, *supra* note [22], at 87.

[32] 比如,反垄断诉讼造成诉讼费用、分散管理层注意力等,see George Bittlingmayer & Thomas W. Hazlet, *DOS Kapital: Has Antitrust Action Against Microsoft Created Value in the Computer Industry?* 55 *Journal of Financial Economics* 329, 329 - 359 (2000); Robert W. Crandall & Clifford Winston, *Does Antitrust Policy Improve Consumer Welfare? Assessing the Evidence*, 17(4) *Journal of Economic Perspectives* 3, 3 - 26 (2003). 又如,企业为获得并购批准需要付出高昂的资金成本,see Alan A. Fisher & Robert H. Lande, *Efficiency Considerations in Merger Enforcement*, 71(6) *California Law Review* 1580, 1580 - 1696 (1983).

[33] J. L. Jiménez, J. Perdiguerro & I. Gutiérrez, *Bias in Media Coverage of Antitrust Actions*, 72 *International Review of Law and Economics* 1, 1 - 9(2022).

[34] 例如,2020 年 12 月 24 日,阿里巴巴因涉嫌垄断被市场监管总局立案调查,当日阿里巴巴美股股价下跌 13.34%,港股股价下跌 8.13%。

[35] David H. Henard & Peter A. Dacin, *Reputation for Product Innovation: Its Impact on Consumers*, 27 *Journal of Product Innovation Management* 321, 321 - 335 (2010).

创新的各方面投入,而且也可能会影响涉案企业的创新战略。另外,理论上反垄断立案调查所作决定对涉案企业创新的影响包括了立案调查的影响,如果立案调查与做出决定两个事件的时间间隔较短,则两者的效应叠加的可能性越大。由此看来,反垄断执法最终做出决定对企业创新可能是更大的负面外生冲击。因此,本文提出下列假设:

假设 2: 反垄断处理决定会给涉案企业的创新带来负面影响。

3. 反垄断罚没数额对企业创新的影响

反垄断处罚决定是典型的反垄断处理决定;金钱罚是反垄断执法机构经常采用的处罚种类。当反垄断执法机构做出没收违法所得和大额罚款处罚决定时,被处罚企业不仅将实际支出大量资金缴纳罚没款,而且可能会因声誉受损引发人才流失。在过去的反垄断执法实践中,反垄断执法机构有时候会对垄断违法行为做出千万元乃至亿元级别的罚款决定,比如茅台因维持转售价格被罚款 2.47 亿元,奶粉企业垄断案中执法机构合计罚款约 6.687 亿元,以及近来先声药业因原料药垄断问题被罚 1.007 亿元等。由于反垄断罚款是以企业市场销售额为倍率基准计算的,市场规模越为庞大的上市公司往往越可能因相关市场上较大份额而被处数额较大罚款,而且与 2008—2020 年上市公司 2.02 亿的平均研发费用^[36]相比,反垄断罚款会给企业创新和研发的投资资金带来较大压力,从而影响涉案企业的创新。^[37]

创新依靠丰富的人力资源和庞大的资金支持,当那些铤而走险的垄断行为者被处罚而缴纳不同规模的罚款时,其创新支出和实际产出受到影响的程度也可能不同。一般来说,企业规模越大,对罚款的承受能力也相对越大,因此衡量罚款对企业创新的影响时应当将此因素纳入考量。但因为《反垄断法》本身的规范构造较为特殊,为了实现威慑效果,其罚款情形设定条款将罚款方式一般性地设置为销售额基准的倍率式罚款,罚没数额本身即与企业承受能力相匹配。鉴于此,为了探究反垄断罚没的具体数额对涉案企业创新能力的影响,本文提出以下假设:

假设 3: 企业被处罚罚没数额越大,创新支出和产出受影响越大。

(二) 实证模型

本文采用双重差分法评估反垄断执法对企业创新的影响。参考权小锋、刘佳伟和孙雅倩的研究思路,^[38]本文构造两个虚拟变量 $treat$ 和 $post$,建立双重差分模型(1)检验假设 1 和假设 2:

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times treat_i + \beta_2 \times treat_i \times post_{i,t} + \beta_3 \times controlvariable_{i,t} + \sum year + \sum industry + \sum province + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, y 分别为企业创新行为和结果的五个代理变量 $\ln RD$ 、 $\ln pat1$ 、 $\ln pat2$ 、 $\ln CPP1$ 、 $\ln CPP2$ 。一方面,本文以公司的研发支出考察企业有形的、可观测的创新投入,是企业创新行为的度量。另一方面,创新结果可以从创新数量和质量两个维度来考察,由于专利反映了企业实际实现的创新产出,^[39]为了保证结果的稳健性,创新数量用当年发明、实用新型和外观设计专利的申请总量

[36] 上市公司 2008—2020 年平均研发费用由本文数据取平均运算得到。

[37] See Keith N. Hylton & Haizhen Lin, *Innovation and Optimal Punishment, With Antitrust Applications*, 10(1) Journal of Competition Law & Economics 1, 1–25 (2014).

[38] 参见权小锋、刘佳伟、孙雅倩:《设立企业博士后工作站促进技术创新吗——基于中国上市公司的经验证据》,载《中国工业经济》2020 年第 9 期。

[39] See Thomas J. Chemmanur, Elena Loutskina & Xuan Tian, *Corporate Venture Capital, Value Creation, and Innovation*, 27 The Review of Financial Studies 2434, 2434–2473 (2014).

lnpat1 和发明专利申请量 lnpat2 来衡量,创新质量用当年专利引用量 lnCPP1 和剔除自引用的专利引用量 lnCPP2 来衡量。

treat 为企业是否涉及反垄断案件的虚拟变量,当企业在样本期间内涉及反垄断案件时,赋值为 1,为实验组;当企业在样本期间内不涉及反垄断案件时,赋值为 0,为对照组。post_filing、post_closing 分别为企业被反垄断执法机构立案调查、立案调查后做出决定之后的虚拟变量,由于反垄断案件对企业创新产生影响需要一定的时间,本文分别研究事件发生对当年和下一年企业创新的影响。因此,本文区分反垄断执法立案、反垄断执法结案(含当年)和反垄断执法立案、反垄断执法结案(不含当年)。

实证结果主要观测模型(1)的回归系数 β_2 ,反映了反垄断执法事件对企业创新影响的净效应。 β_2 为正表明反垄断事件对创新的影响为正,反之为负。同时,参考 Ying Wang 和 Jing Zhao 的做法,^[40]模型引入了控制变量(control variables),同时控制了年份固定效应(year)、行业固定效应(industry)和省份固定效应(province)。

本文想要探讨反垄断案件对企业创新影响的净效应,但涉案企业在事前和其他企业存在的一定差异会引起基准模型估计的偏误。对此,首先,由于本文涉案企业受到反垄断执法影响的时间不同,可以单独以这些企业为样本进行回归分析反垄断案件对涉案企业创新的影响。其次,利用倾向得分匹配(PSM)后的样本进行分析能够得到更加准确的估计。张曾莲、刘一婷利用 PSM 方法并结合双重差分法分析了政府审计对提升企业内部控制有效性的效果,为当前政府审计工作的改进提供了实证参考;^[41]严荔、谢正娟则利用 PSM 方法并结合 Logit 回归估计了政府补贴对企业创新效率产生的影响,为政府补贴政策的完善提供了经验借鉴。^[42]为此,在模型(1)的基础上,本文通过 PSM 方法消除涉案企业 and 不涉案企业在基本特征上的差异,进一步得到反垄断案件对企业创新影响更加稳健的估计。

为了研究反垄断罚没数额对企业创新的影响,检验假设 3,本文参考范子英、张航和陈杰关于连续双重差分的做法,^[43]构建了模型(2):

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times \lnpenalty_i + \beta_2 \times \lnpenalty_{i,t} \times post_{i,t} + \beta_3 \times controlvariable_{i,t} + \sum year + \sum industry + \sum province + \epsilon_{i,t} \rightarrow \quad (2)$$

具体来说,用连续变量罚没金额(lnpenalty)来替换 0/1 变量反垄断事件(treat),^[44]post 为立案调查后做出决定的虚拟变量。同样地,研究主要观测回归系数 β_2 ,即罚没金额对企业创新影响的净效应。

[40] See Ying Wang & Jing Zhao, *Hedge Funds and Corporate Innovation*, 44 Financial Management 353, 353-385 (2015).

[41] 参见张曾莲、刘一婷:《政府审计能提升企业内部控制有效性吗?——基于审计署央企审计结果公告的 PSM-DID 实证分析》,载《经济体制改革》2019 年第 3 期。

[42] 参见严荔、谢正娟:《政府补贴对制造业企业创新效率的影响效应研究》,载《经济体制改革》2021 年第 2 期。

[43] 参见范子英、张航、陈杰:《公共交通对住房市场的溢出效应与虹吸效应:以地铁为例》,载《中国工业经济》2018 年第 5 期。

[44] 本文的研究是研究整个决定书所带来的成本对涉案企业创新的影响,所以这里数据统计时是罚款和没收违法所得的总和。按照法律规定,应当没收违法所得并处罚款,但实践中经常“以罚代没”或者在罚款计算具有实际困难的时候直接“以没表罚”。这里将变量名称命名为“penalty”。

四、数据、变量与描述性统计

(一) 样本选择与数据来源

本文的研究对象是沪深 A 股的上市公司,主要通过两个步骤进行样本选择。第一,识别和确定 2008—2019 年期间反垄断执法案件涉案企业。^{〔45〕}在国家市场监督管理总局反垄断局网站中手动搜集整理涉及反垄断处罚、附条件批准/禁止经营者集中、无条件批准经营者集中案件中的上市公司名称、立案时间、结案时间、罚没金额等信息。第二,剔除了运营异常的 ST、ST* 企业以及财务报表数据不可比的金融保险行业企业,以保证样本的稳定性和有效性。其中,公司专利数据以及研发数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),其他公司财务数据来自国泰安经济金融研究数据库(CSMAR)。为消除极端值的影响,对所有连续变量按照上下 1% 的水平进行了缩尾处理。^{〔46〕}

(二) 描述性统计

1. 被解释变量

企业创新:用研发费用加 1 取自然对数衡量企业创新投入(lnRD)。用专利申请量、专利引用量衡量企业创新产出。其中,专利申请量分别由专利申请总量加 1 取自然对数(lnpat1)、发明专利申请量加 1 取自然对数(lnpat2)表示,专利引用量分别由专利引用量加 1 取自然对数(lnCPP1)、剔除自引用的专利引用量加 1 取自然对数(lnCPP2)表示。

所涉及主要变量的定义详见表 1,变量的描述性统计详见表 2。由表 2 可知,研发费用(RD)均值为 2.02 亿元,中位数为 0.50 亿元,最大值为 738 亿元;专利申请总量(pat1)均值为 33.56 个,中位数为 5 个,最大值为 14 924 个;发明专利申请量(pat2)均值为 15.46 个,中位数为 2 个,最大值为 6 432 个;专利总引用量(CPP1)均值为 33.10 次,中位数为 2 次,最大值为 31 873 次;专利非自引用量(CPP2)均值为 29.96 次,中位数为 2 次,最大值为 21 781 次。这些初始数据具有偏态分布特点,所以如前所述,本文遵照创新实证研究的惯例,对这些代理变量进行了对数化处理。

2. 核心解释变量

反垄断执法:采用是否涉及反垄断执法案件(treat)和是否开始“被反垄断执法”(post)两个变量表示反垄断执法事件对企业的影响。当企业在样本期间内涉及反垄断案件时,treat 赋值为 1,否则为 0。post 分为被反垄断执法机构立案调查(post_1filing, post_filing)和反垄断立案调查后所作决定(post_1closing, post_closing)两个方面,企业在反垄断立案之后的年度(包括当年)post_1filing 赋值为 1,否则为 0;企业在反垄断结案之后的年度(包括当年)post_1closing 赋值为 1,否则为 0。post_filing 和 post_closing 则不包括当年。

反垄断罚没数额:采用反垄断结案决定的没收违法所得与罚款金额之和加 1 取自然对数(lnpenalty)。由表 2 变量描述性统计可知,反垄断罚没数额(penalty)最大值为 10 874 100 元,鉴于该数据呈偏态分布,本文对反垄断罚没数额进行了对数化处理。

〔45〕 截至 2019 年是为了剔除新冠疫情流行对实证结果带来的可能干扰。为了观察反垄断执法对于后一年企业创新的影响,在相应的样本中加入 2020 年的观测值。

〔46〕 为了观察反垄断执法对于后一年企业创新的影响,本文在相应的样本中加入 2020 年的观测值。因此,本文样本的时间跨度为 2008—2020 年。经过上述处理后,本文的初始样本包含 22905 个企业-年度观测值,其中涉及反垄断执法案件的上市公司有 39 家。

表 1 主要变量指标说明

变量符号	变 量 名 称	变 量 定 义
lnRD	研发支出	研发费用加 1 取自然对数
lnpat1	专利申请总量	发明、实用新型和外观设计专利的申请总量加 1 取自然对数
lnpat2	发明专利申请量	发明专利申请量加 1 取自然对数
lnCPP1	专利总引用量	当年申请专利在当年和下一年的引用量加 1 取自然对数
lnCPP2	专利非自引用量	当年申请专利在当年和下一年剔除自引用的专利引用量加 1 取自然对数
lnpenalty	罚没金额	反垄断结案决定的企业罚没金额加 1 取自然对数
treat	反垄断事件	当企业在样本期间内涉及反垄断案件时,赋值为 1,否则为 0
post_1filing	反垄断执法立案(当年)	企业在反垄断立案之后的年度(含当年)赋值为 1,否则为 0
post_1closing	反垄断执法结案(当年)	企业在反垄断结案之后的年度(含当年)赋值为 1,否则为 0
post_filing	反垄断执法立案(后一年)	企业在反垄断立案之后的年度(不含当年)赋值为 1,否则为 0
post_closing	反垄断执法结案(后一年)	企业在反垄断结案之后的年度(不含当年)赋值为 1,否则为 0
lnsize	企业规模	总资产加 1 取自然对数
lev	财务杠杆	总负债除以总资产
cashflow	现金流比率	经营活动产生的现金流量净额除以期初总资产
ppe_at	资本支出水平	资本支出除以总资产
lnage	企业年龄	观测年度减企业成立年份加 1 取自然对数
wkcapital	营运资本水平	企业营运资本除以总资产
rd_at	研发支出比率	研发费用除以总资产
io_share	机构投资者持股水平	机构投资者持股数除以总股数
ceo_share	管理层持股水平	管理层持股数除以总股数
independence	独立董事占比	独立董事人数除以董事总数
roa	资产收益率	净利润除以总资产平均余额
gsale	主营收入增长率	当年主营收入增加额除以上年主营收入金额
soe	实际控制人性质	实际控制人中有国有企业赋值为 1,否则为 0

表 2 主要变量描述性统计

变 量	均 值	标准差	中位数	最小值	最大值
研发支出(元)	202 303 641	977 111 443	50 335 948	162.000 0	73 838 952 448
专利申请总量	33.556 8	210.858 1	5	0	14 924.000 0
发明专利申请量	15.461 4	127.560 4	2	0	6 432.001 0

续 表

变 量	均 值	标准差	中位数	最小值	最大值
专利总引用量	33.095 5	370.583 1	2	0	31 873.000 0
专利非自引用量	29.960 8	313.846 3	2	0	21 781.000 0
罚没金额(元)	17 147.559 0	321 800.501 8	0	0	10 874 100.000 0
反垄断事件	0.013 6	0.115 7	0	0	1
被反垄断执法立案	0.005 1	0.071 3	0	0	1
被反垄断执法结案	0.004 8	0.068 8	0	0	1
反垄断执法立案后	0.003 6	0.060 1	0	0	1
反垄断执法结案后	0.003 1	0.056 0	0	0	1
企业规模	22.119 0	1.293 2	21.920 5	17.426 0	28.636 5
财务杠杆	0.414 4	0.226 8	0.403 7	0.007 5	10.495 3
现金流比率	0.050 8	0.083 4	0.047 6	-0.761 7	4.952 3
资本支出水平	0.052 6	0.049 0	0.038 4	0	0.641 9
企业年龄	2.940 5	0.542 2	2.890 4	0.693 1	5.127 1
营运资本水平	0.236 9	0.265 1	0.236 1	-9.208 9	0.962 6
研发支出比率	0.022 2	0.024 5	0.018 3	0	1.200 6
机构投资者持股水平	10.821 5	16.078 6	4.980 4	0	97.177 7
管理层持股水平	0.153 8	0.206 7	0.017 8	0	1.314 2
独立董事占比	0.375 3	0.056 2	0.333 3	0	0.8
资产收益率	0.042 9	0.079 8	0.041 1	-1.859 1	2.933 0
营业收入增长率	0.450 2	14.208 5	0.116 6	-11.683 4	1 878.372 0
实际控制人性质	0.095 2	0.293 5	0	0	1

3. 控制变量

本文控制了可能会影响企业创新的一系列变量,包括企业规模(lnsize)、财务杠杆(lev)、现金流比率(cashflow)、企业资本支出水平(ppe_at)、企业年龄(lnage)、营运资本水平(wkcapital)、研发支出比率(rd_at)、机构投资者持股水平(io_share)、管理层持股水平(ceo_share)、独立董事占比(independence)、资产收益率(roi)、营业收入增长率(gsale)、实际控制人性质(soe)。

主要变量的描述性统计如表 2,对于专利申请、专利引用、罚没金额相关变量,本文给出了对数变化前描述性统计结果。^[47]

[47] 回归中分析进行了对数变换,以减小异方差性、偏态分布和极端值的影响,从而得到更加稳健的估计。

五、实证结果

(一) 基准回归结果分析

本文首先使用模型(1)进行双重差分回归,分别分析被反垄断执法机构立案调查和反垄断立案调查后所作决定对企业创新的影响,以检验假设 1 和假设 2。

被反垄断执法机构立案调查影响后一年企业创新的实证结果如表 3 所示。列 1 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新投入的影响。企业被反垄断执法机构立案调查($treat \times post_filing$)平均会降低 45.85%的研发支出,系数在 1%的水平上显著。列 2 和列 3 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新数量的影响,结果不显著。列 4 和列 5 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新质量的影响。企业被反垄断执法机构立案调查($treat \times post_filing$)平均会降低 55.50%的专利引用总量,降低 50.94%的剔除自引用专利引用量,系数在 1%的水平上显著。

表 3 基准回归结果:被反垄断执法机构立案调查对后一年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
$treat \times post_filing$	-0.458 5*** (-2.691 0)	-0.113 0 (-0.453 1)	-0.006 3 (-0.027 6)	-0.555 0*** (-3.157 8)	-0.509 4*** (-2.960 2)
treat	-0.175 4** (-2.190 3)	-0.019 9 (-0.196 2)	0.093 9 (0.988 7)	0.094 5 (0.993 9)	0.086 5 (0.916 2)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	22 905	22 905	22 905	22 905	22 905
调整 R 方	0.675 0	0.218 5	0.213 5	0.361 3	0.358 0

注:括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值;*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 3 的实证结果表明,被反垄断执法机构立案调查对后一年企业创新的负面影响是显著的,特别是影响企业的创新投入和创新产出的质量,假设 1 成立。

被反垄断执法机构立案调查影响当年企业创新的实证结果如表 4 所示。列 1 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新投入的影响。企业被反垄断执法机构立案调查($treat \times post_filing$)平均会降低 43.39%的研发支出,系数在 5%的水平上显著。列 2 和列 3 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新数量的影响,结果不显著。列 4 和列 5 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新质量的影响。企业被反垄断执法机构立案调查($treat \times post_filing$)平均会降低

52.67%的专利引用总量,降低 48.01%的剔除自引用专利引用量,系数在 1%的水平上显著。

表 4 基准回归结果:被反垄断执法机构立案调查对当年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_1filing	-0.433 9** (-2.374 4)	-0.097 1 (-0.371 9)	-0.016 4 (-0.067 6)	-0.526 7*** (-2.843 2)	-0.480 1*** (-2.647 9)
treat	-0.197 3** (-2.517 9)	-0.027 6 (-0.270 1)	0.096 0 (1.009 6)	0.068 2 (0.734 6)	0.061 7 (0.669 4)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	22 905	22 905	22 905	22 905	22 905
调整 R 方	0.675 0	0.218 5	0.213 5	0.361 2	0.358 0

注:括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值;*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 4 的实证结果表明,被反垄断执法机构立案调查对当年企业创新的负面影响是显著而稳健的,特别是影响企业的创新投入和创新产出的质量,假设 1 成立。综合表 3 和表 4,可以得出,被反垄断执法机构立案调查同时对当年和后一年企业创新产生影响,对后一年研发支出影响的负面效应更大。

反垄断立案调查后所作决定影响后一年企业创新的实证结果如表 5 所示。列 1 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新投入的影响。反垄断立案调查后所作决定(treat×post_filing)平均会降低 42.29%的研发支出,系数在 5%的水平上显著。列 2 和列 3 反映了反垄断立案调查后所作决定对涉案企业创新数量的影响,结果不显著。列 4 和列 5 反映了反垄断立案调查后所作决定对涉案企业创新质量的影响。反垄断立案调查后所作决定(treat×post_filing)平均会降低 53.27%的专利引用总量,降低 48.60%的剔除自引用专利引用量,系数在 1%的水平上显著。

表 5 基准回归结果:反垄断立案调查后所作决定对后一年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_closing	-0.422 9** (-2.308 4)	-0.091 0 (-0.349 6)	-0.020 4 (-0.084 6)	-0.532 7*** (-2.893 3)	-0.486 0*** (-2.697 8)
treat	-0.211 8*** (-2.727 7)	-0.036 4 (-0.365 5)	0.098 4 -1.064 7	0.082 6 (0.916 5)	0.075 7 (0.846 5)

续 表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	23 396	23 396	23 396	23 396	23 396
调整 R 方	0.679 3	0.220 3	0.215 6	0.366 4	0.362 9

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 5 的实证结果表明，反垄断立案调查后所作决定对后一年企业创新的负面影响是显著而稳健的，特别是影响企业的创新投入和创新产出的质量，假设 2 成立。

反垄断立案调查后所作决定影响当年企业创新的实证结果如表 6 所示。列 1 反映了被反垄断执法机构立案调查对涉案企业创新投入的影响。反垄断立案调查后所作决定($\text{treat} \times \text{post_filing}$)平均会降低 45.97% 的研发支出，系数在 5% 的水平上显著。列 2 和列 3 反映了反垄断立案调查后所作决定对涉案企业创新数量的影响，结果不显著。列 4 和列 5 反映了反垄断立案调查后所作决定对涉案企业创新质量的影响。反垄断立案调查后所作决定($\text{treat} \times \text{post_filing}$)平均会降低 55.41% 的专利引用总量，降低 56.17% 的剔除自引用专利引用量，系数在 1% 的水平上显著。

表 6 基准回归结果：反垄断立案调查后所作决定对当年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
$\text{treat} \times \text{post_closing}$	-0.459 7** (-2.501 4)	-0.103 5 (-0.395 3)	0.018 3 (0.074 9)	-0.554 1*** (-2.818 2)	-0.561 7*** (-2.935 3)
treat	-0.177 0** (-2.032 5)	-0.012 4 (-0.113 7)	0.105 4 (1.038 5)	0.114 6 (1.127 3)	0.112 9 (1.111 7)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	19 844	19 844	19 844	19 844	19 844
调整 R 方	0.662 0	0.217 1	0.212 6	0.357 8	0.354 6

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 6 的实证结果表明,反垄断立案调查后所作决定对当年企业创新的负面影响是显著而稳健的,特别是影响企业的创新投入和创新产出的质量,假设 2 成立。综合表 5 和表 6,可以得出,反垄断立案调查后所作决定同时对当年和后一年企业创新产生影响,对后一年研发支出影响的负面效应更大。

(二) 平行趋势检验

为了避免受反垄断执法和不受反垄断执法的企业在创新变化上存在差异,对估计产生影响,本文进行平行趋势检验。在原模型的基础上,本文引入虚拟变量 $treat \times post_2filing$ 、 $treat \times post_3filing$ 、 $treat \times post_4filing$ 、 $treat \times post_5filing$ 分别反映事件发生前一年、前两年、前三年和前四年所受到的冲击。如果平行趋势假设不成立,这些虚拟变量的系数显著。同时,本文分别做了同时纳入 $treat \times post_filing$ 、 $treat \times post_1filing$ 和只纳入 $treat \times post_1filing$ 的回归,从而得到更加稳健和全面的检验结果。

平行趋势检验结果如表 7、表 8 所示。结果表明,事件发生前的虚拟变量系数均不显著,说明平行趋势假设成立。此外,表 7 中反垄断立案对后一年的企业创新投入影响显著,其余影响不显著;表 8 中反垄断立案对当年的企业创新质量影响显著,其余影响不显著。这反映出反垄断执法对企业创新投入和创新产出质量的影响具有时间上的差异,对企业创新产出质量的影响早于对企业创新投入的影响。

表 7 平行趋势检验结果: 包含当年和后一年

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
$treat \times post_filing$	-0.563 7*** (-2.609 6)	0.012 9 (0.037 6)	0.059 4 (0.185 9)	-0.382 4 (-1.521 1)	-0.287 3 (-1.204 2)
$treat \times post_1filing$	0.127 6 (0.490 8)	-0.333 2 (-0.912 4)	-0.202 8 (-0.573 0)	-0.156 9 (-0.559 4)	-0.218 4 (-0.799 8)
$treat \times post_2filing$	0.092 3 (0.261 8)	-0.028 8 (-0.074 9)	-0.120 5 (-0.313 4)	-0.141 1 (-0.447 4)	-0.143 8 (-0.454 0)
$treat \times post_3filing$	0.096 7 (0.238 2)	0.171 2 (0.442 5)	0.123 3 (0.326 1)	0.046 7 (0.122 8)	0.048 2 (0.126 5)
$treat \times post_4filing$	-0.427 8 (-1.338 6)	-0.133 9 (-0.350 2)	-0.022 0 (-0.060 7)	-0.138 2 (-0.308 4)	-0.132 9 (-0.296 5)
$treat \times post_5filing$	0.201 4 (1.104 0)	0.392 0 (1.250 8)	0.366 0 (1.261 0)	0.270 6 (0.697 7)	0.273 2 (0.706 0)
$treat$	-0.160 3 (-1.380 4)	-0.213 1 (-1.400 1)	-0.115 4 (-0.896 0)	0.040 8 (0.251 2)	0.037 8 (0.233 6)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

续 表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	22 900	22 900	22 900	22 900	22 900
调整 R 方	0.675 0	0.218 5	0.213 5	0.361 3	0.358 0

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 8 平行趋势检验结果：仅包含当年

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_1filing	−0.369 8 (−1.495 1)	−0.317 6 (−0.915 2)	−0.117 9 (−0.350 1)	−0.514 9** (−2.029 7)	−0.525 3** (−2.090 7)
treat×post_2filing	0.070 5 (0.201 1)	−0.037 3 (−0.097 7)	−0.124 3 (−0.325 2)	−0.154 2 (−0.488 8)	−0.154 4 (−0.488 3)
treat×post_3filing	0.109 2 (0.268 7)	0.181 6 (0.471 9)	0.133 2 (0.353 8)	0.057 4 (0.152 4)	0.057 7 (0.152 9)
treat×post_4filing	−0.442 8 (−1.387 6)	−0.144 3 (−0.377 8)	−0.026 9 (−0.074 3)	−0.148 4 (−0.334 5)	−0.144 0 (−0.324 6)
treat×post_5filing	0.185 9 (1.023 8)	0.382 9 (1.219 7)	0.363 9 (1.251 0)	0.262 6 (0.682 1)	0.265 7 (0.691 2)
treat	−0.131 9 (−1.144 4)	−0.205 5 (−1.350 6)	−0.112 1 (−0.867 3)	0.060 8 (0.375 1)	0.055 1 (0.341 6)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	19 844	19 844	19 844	19 844	19 844
调整 R 方	0.662 0	0.217 0	0.212 6	0.357 7	0.354 6

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

(三) 样本选择与倾向得分匹配

由于涉案企业在事前和其他企业存在一定的差异,这些差异可能会影响企业创新,从而引起基准模型估计的偏误。为了解决这个问题,本文首先单独对涉及反垄断调查的企业做回归,实证结果如表 9 所示。子样本回归结果表明,反垄断立案和做出决定对企业创新能力的负面影响显著。^{〔48〕}

表 9A 子样本回归结果:被反垄断执法机构立案调查对当年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_1filing	-0.398 2* (-1.832 7)	-0.761 4*** (-2.770 2)	-0.469 4* (-1.801 7)	-1.043 1*** (-3.737 4)	-1.065 4*** (-3.833 9)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	272	272	272	272	272
调整 R 方	0.800 1	0.723 2	0.720 6	0.542 7	0.538 7

注:括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值;*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 9B 子样本回归结果:反垄断立案调查后所作决定对当年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_1closing	-0.556 9** (-2.190 4)	-0.557 9* (-1.878 2)	-0.316 2 (-1.122 6)	-0.831 2** (-2.566 5)	-0.852 3*** (-2.648 3)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	272	272	272	272	272
调整 R 方	0.802 8	0.717 3	0.717 7	0.531 3	0.526 6

注:括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值;*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

〔48〕 因篇幅限制,这里仅展示立案调查和做出处理决定对当年企业创新影响的子样本回归结果。

进一步,本文通过倾向得分匹配方法消除涉案企业和不涉案企业在基本特征上的原始差异。企业是否涉及反垄断案件与企业规模大小(lnsize)、盈利状况好坏(roa)、董事会独立性(independence)、实际控制人性质(soe)密切相关,因此本文主要控制这四个变量在涉案企业组和不涉案企业组之间的差异。

基于贝克(Becker)和一诺(Ichino)有关倾向得分匹配的介绍,^[49]选用一对五最近邻匹配方法,将上述三个变量作为是否涉及反垄断案件的匹配变量。鉴于反垄断执法案件发生在 2011—2020 年各年中,本文借鉴刘晔等学者的相关研究,^[50]从 2008 年开始逐年匹配涉案企业和不涉案企业,并根据匹配效果最终确定匹配样本。以 2008 年为例,本文选择企业规模、盈利状况、独立董事占比、实际控制人性质等四个变量作为匹配变量,同时控制行业和省份的虚拟变量,对企业是否涉及反垄断案件进行 logit 回归;对于在 2008 年不存在观测的企业,或者不满足匹配条件的企业,采用 2009 年的数据进行同样的操作。以此类推,完成对 2009—2020 年各年被反垄断执法机构立案调查企业的匹配。

本文对匹配结果的平衡性假设进行了检验。2008 年的平衡性假设检验结果如表 10 所示。在匹配之后,各个匹配变量在涉案企业和不涉案企业之间的差异都有所减小,标准偏差的绝对值较小,说明本文在匹配变量和匹配方法的选取上是合理的;同时,匹配之后处理组和对照组均值的 t 检验统计量都不显著,说明在匹配后的样本特征更加平衡。经检验,各年匹配后样本相较于匹配前更加平衡。

表 10 倾向得分匹配平衡性检验

变量名称		均 值		标准 偏差 (%)	标准偏差 减少幅度 (%)	t 检 验	
		处理组	对照组			t 值	p> t
lnsize	匹配前	21.059 0	21.237 1	-20.1	20.0	-0.5	0.613
	匹配后	21.242 9	21.189 3	16.1		0.3	0.745
roa	匹配前	0.026 2	0.049 0	-27.0	88.7	-0.8	0.439
	匹配后	0.047 4	0.044 8	3.1		0.1	0.950
independence	匹配前	0.350 5	0.363 4	-32.4	99.7	-0.8	0.423
	匹配后	0.352 9	0.352 9	-0.1		0	0.998
soe	匹配前	0.125 0	0.181 0	-15.1	100.0	-0.4	0.691
	匹配后	0.142 9	0.142 9	0		0	1.000

(四) 匹配后回归结果分析

本文使用倾向得分匹配后的样本进行双重差分回归,进一步检验被反垄断执法机构立案调查和反垄断立案调查后所作决定对企业创新的影响。

[49] See Sascha O. Becker & Andrea Ichino, *Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores*, 2 The Stata Journal 358, 358-377 (2002).

[50] 参见刘晔、张训常、蓝晓燕:《国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于 PSM-DID 方法的实证研究》,载《财政研究》2016 年第 10 期。

表 11 展示了匹配后反垄断执法机构立案调查影响企业创新的实证结果,表 11A 为对后一年创新的影响,表 11B 为对当年创新的影响。

由表 11A 可知,对于被反垄断执法机构立案调查后一年来说,平均会降低 42.26%的研发支出,系数在 1%的水平上显著。平均会降低 33.81%的专利申请总量,系数在 10%的水平上显著;对发明专利申请总量的影响不显著。平均会降低 67.06%的专利引用总量和 63.30%的剔除自引用专利引用量,系数在 1%的水平上显著。

由表 11B 可知,对于被反垄断执法机构立案调查当年来说,平均会降低 30.87%的研发支出,系数在 5%的水平上显著。平均会降低 38.68%的专利申请总量,系数在 5%的水平上显著;对发明专利申请总量的影响不显著。平均会降低 74.60%的专利引用总量和 75.70%的剔除自引用专利引用量,系数在 1%的水平上显著。

表 11 的实证结果表明,在倾向得分匹配后,被反垄断执法机构立案调查对企业创新投入和创新产出的负面影响依然是显著而稳健的,进一步检验了假设 1。

表 11A 匹配后回归结果：被反垄断执法机构立案调查对后一年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_filing	−0.422 6 *** (−3.631 3)	−0.338 1 * (−1.872 9)	−0.154 2 (−0.945 7)	−0.670 6 *** (−5.229 7)	−0.633 0 *** (−5.025 4)
treat	−0.126 0 ** (−2.370 6)	0.229 4 *** (2.985 6)	0.334 7 *** (4.707 1)	0.375 6 *** (5.495 0)	0.363 5 *** (5.359 5)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 223	3 223	3 223	3 223	3 223
调整 R 方	0.695 7	0.278 9	0.266 1	0.422 1	0.416 9

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 11B 匹配后回归结果：被反垄断执法机构立案调查对当年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_1filing	−0.308 7 ** (−2.575 5)	−0.386 8 ** (−2.169 9)	−0.139 5 (−0.856 2)	−0.746 0 *** (−5.503 8)	−0.757 0 *** (−5.718 7)

续 表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
treat	-0.152 9** (-2.439 1)	0.236 2*** (2.791 8)	0.323 9*** (4.089 1)	0.456 2*** (5.887 6)	0.453 4*** (5.859 1)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2 726	2 726	2 726	2 726	2 726
调整 R 方	0.673 4	0.277 9	0.267 8	0.412 4	0.409 5

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 12 展示了匹配后反垄断立案调查后所作决定影响企业创新的实证结果，表 12A 为对后一年创新的影响，表 12B 为对当年创新的影响。

由表 12A 可知，对于反垄断执法机构做出决定后一年来说，平均会降低 48.59% 的研发支出，系数在 1% 的水平上显著；对专利申请总量和发明专利申请总量的影响不显著；平均会降低 64.06% 的专利引用总量和 60.01% 的剔除自引用专利引用量，系数在 1% 的水平上显著。

由表 12B 可知，对于反垄断执法机构做出决定当年来说，平均会降低 42.19% 的研发支出，系数在 1% 的水平上显著；对专利申请总量和发明专利申请总量的影响不显著；平均会降低 68.50% 的专利引用总量和 69.64% 的剔除自引用专利引用量，系数在 1% 的水平上显著。

表 12 的实证结果表明，在倾向得分匹配后，反垄断执法机构做出决定对企业创新投入和创新产出的负面影响依然是显著而稳健的，进一步检验了假设 2。

表 12A 匹配后回归结果：反垄断立案调查后所作决定对后一年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_closing	-0.485 9*** (-3.942 1)	-0.181 4 (-0.939 6)	-0.039 7 (-0.226 7)	-0.640 6*** (-4.735 8)	-0.600 1*** (-4.508 6)
treat	-0.126 5** (-2.417 8)	0.182 6** (2.378 8)	0.303 8*** (4.315 7)	0.345 4*** (5.130 5)	0.333 9*** (5.005 3)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是

续 表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 223	3 223	3 223	3 223	3 223
调整 R 方	0.696 1	0.278 0	0.265 8	0.421 3	0.416 0

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 12B 匹配后回归结果：反垄断立案调查后所作决定对当年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
treat×post_1closing	−0.421 9*** (−3.333 8)	−0.260 5 (−1.363 0)	−0.045 0 (−0.257 3)	−0.685 0*** (−4.744 2)	−0.696 4*** (−4.949 3)
treat	−0.133 5** (−2.190 1)	0.191 2** (2.279 2)	0.295 0*** (3.794 4)	0.416 6*** (5.514 0)	0.413 6*** (5.480 4)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2 726	2 726	2 726	2 726	2 726
调整 R 方	0.674 2	0.277 0	0.267 5	0.410 9	0.408 0

注：括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值；*、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

（五）连续双重差分回归结果分析

为了研究反垄断罚没数额对企业创新数量和质量的影响，解析反垄断执法影响企业创新的内在机制，本文进一步采用连续双重差分法进行分析。表 13 中 lnpenalty×post_closing、lnpenalty×post_1closing 的系数分别展示了反垄断罚没数额对后一年和当年企业创新影响的净效应。

由表 13A 可知，对于反垄断执法机构做出决定后一年来说，反垄断罚没数额每增加 1%，平均会降低 4.86% 的研发支出，系数在 1% 的水平上显著。平均会降低 2.49% 的专利申请总量，系数在 10% 的水平上显著；对发明专利申请总量的影响不显著；平均会降低 2.27% 的专利引用总量和 1.96% 的剔除自引用专利引用量，系数分别在 5% 和 10% 的水平上显著。

由表 13B 可知，对于反垄断执法机构做出决定当年来说，反垄断罚没数额每增加 1%，平均会降低 4.59% 的研发支出，系数在 1% 的水平上显著。平均会降低 3.95% 的专利申请总量，系数在 1% 的水平上显著；对发明专利申请总量的影响不显著；平均会降低 3.25% 的专利引用总量和

3.11% 的剔除自引用专利引用量,系数在 1% 的水平上显著。

表 13 的实证结果表明,罚没金额越大,企业创新受到的影响越大,假设 3 成立。这说明反垄断执法通过罚没对企业的创新投入产生直接影响,并进一步影响企业的创新产出。

表 13A 匹配后回归结果: 反垄断罚没数额对后一年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
lnpenalty× post_closing	-0.048 6 *** (-4.283 1)	-0.024 9 * (-1.780 0)	-0.001 1 (-0.083 8)	-0.022 7 ** (-2.070 8)	-0.019 6 * (-1.806 0)
lnpenalty	-0.004 9 (-0.987 1)	0.001 4 (0.196 3)	0.007 3 (1.125 4)	-0.010 7 * (-1.738 3)	-0.010 9 * (-1.775 0)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 223	3 223	3 223	3 223	3 223
调整 R 方	0.696 3	0.277 7	0.260 2	0.417 4	0.412 2

注: 括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值; *、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著; 相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

表 13B 匹配后回归结果: 反垄断罚没数额对当年企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnRD	lnpat1	lnpat2	lnCPP1	lnCPP2
lnpenalty× post_1closing	-0.045 9 *** (-3.956 0)	-0.039 5 *** (-2.876 9)	-0.013 1 (-1.044 9)	-0.032 5 *** (-2.806 1)	-0.031 1 *** (-2.710 2)
lnpenalty	-0.002 3 (-0.418 4)	0.002 6 (0.361 9)	0.005 2 (0.779 2)	-0.009 2 (-1.385 1)	-0.009 3 (-1.397 5)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2 726	2 726	2 726	2 726	2 726
调整 R 方	0.674 2	0.278 4	0.262 3	0.406 6	0.403 2

注: 括号内为基于稳健型标准误计算得到的 t 值; *、**、*** 分别表示该系数在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著; 相关的控制变量以及年份、行业、省份固定效应已控制。

六、结果分析与建议

实证分析执法数据和企业研发与经营数据能够准确评估反垄断执法对涉案企业创新的影响,这对改进反垄断执法具有重大意义。本文采用倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)模型研究上市公司涉案与创新数据后发现:反垄断执法显著降低了涉案企业的创新。此发现对优化反垄断执法有所助益。

具体而言,研究发现:反垄断立案和正式调查后做出决定都对涉事企业的创新投入和产出造成了负面影响,即便有部分企业实质上并不构成《反垄断法》意义上的违法行为;对那些被决定处罚的企业来说,若被处罚没数额越大,则创新受到影响越大。这些结果意味着现有的执法实践可能存在“误伤”的可能,所以反垄断执法立案调查决定的相关程序需要在公开和不公开之间寻找平衡,整个执法程序有待进一步简化,裁量罚款数额时也应注意节制。

首先,反垄断执法机构应当依法公开执法信息,但其制作决定书公开的范围需要有所限定,应尽量避免过多挫伤、甚至误伤涉案企业的创新。为了给社会公众行使监督权创造必要条件,进而防止公权滥用,《政府信息公开条例》第5条和第6条确立了以及时、准确公开为常态的政府信息公开原则,所以单纯从行政法的角度来看,作为行政机关的国家及地方各级市场监督管理局,一般应尽可能及时、准确地将其在履行市场监督管理职能过程中制作的各类决定书公开。然而,从经济法的角度来看,尽管如前所述,经济法的执法主体形式上主要是行政机关,但受到政府职能在经济领域的新发展带来的角色分化的影响,当这些形式上的行政机关承担调控和规制经济活动的角色时,还必须符合经济法的理念。^[51]也就是说,反垄断执法机构公开决定书还必须符合经济法的“发展”理念。当研究发现反垄断立案和正式调查后做出决定都对涉案企业的创新构成了负向冲击,这意味着对那些最后并未被认定构成《反垄断法》意义上的违法行为的企业而言,执法可能意外地“误伤”了它们的创新。正因如此,反垄断执法机构应当通过一定机制尽可能减少这些预期之外的次生后果,比如适当规范反垄断执法机构披露立案调查决定书的方式,以保护企业免受不必要的舆论压力。对于经举报而启动初步调查的情形,反垄断法执行机构应将正式的调查决定书面通知申报人,但与此同时须向举报人告知并强调该决定书仅代表正式启动调查,不代表对被调查对象行为的违法定性,如散播不实信息、操控舆论造成显著后果可能会被追究法律责任;对于反垄断执法机构依职权主动发现某些企业涉嫌垄断的情形而言,原则上不予披露立案调查决定书,但应在最后公布处理决定时将调查的程序过程予以必要说明。

其次,中国的反垄断执法程序也应更加简便,尽量减少给涉案企业尤其是那些事后被认定没有实质妨害竞争的企业造成过多负担。《市场监督管理行政处罚程序暂行规定》第17条、第18条、第57条对一般行政处罚程序的期限做出了规定,规定市场和行政监察部门应当自发现线索或者收到材料之日起十五个工作日内,决定是否立案并进行案件调查,并在立案之日起九十日内做出处理决定;特殊情况下,由市场监督管理部门负责人批准或通过集体讨论决定延长期限。国家市场监督管理总局反垄断局网站公开的行政处罚案件的处理时间统计数据表明,有很大一部分案件处理时间超过一年。^[52]此外,分析附条件批准经营者集中案件可以发现,由于申报材料不完整,几乎所有申报都要求

[51] 参见张守文:《经济法理论的重构》,人民出版社2004年版,第259页。

[52] 具体而言,处理时间在半年以下的案件数量为144个,半年到一年的为91个,一年到两年的162个,两年到三年的34个,三年以上的43个。

申请人补充材料。这一方面反映出经营者集中审批程序的严谨性,另一方面令人反思包括调查和市场评估等步骤在内的整个程序是否过于繁杂,带来了较多额外成本,从而挫伤了涉案企业开展创新研发的能力。对于那些被反垄断机关立案调查而申请中止调查的企业来说,主动意识到自身的垄断行为并整改,其积极作用高于被动的行政处罚;而对于依法进行经营者集中申报的企业来说,其通过收购和新设合营企业等方式扩大企业规模,为市场注入新的活力。因此,更加简便的申请程序和更加高效的调查程序,意味着企业 and 市场层面成本的降低和效率的进一步提高。

最后,反垄断执法机构裁量罚款时应当注意节制。《反垄断法》自 2008 年实施后的早几年间,经常处于“形同虚设”的尴尬地位。近几年来,反垄断执法活动才开始频繁起来,在此背景下,媒体报道经常宣传某辖区反垄断执法机构又开出“天价罚单”,^[53]一些学者也引用罚款绝对数额大小的数据来表达反垄断执法的进步。但现在,反垄断执法的情形相较以往显著增多,而且在“强化反垄断”的经济工作要求下,罚款裁量除了要越来越“敢罚”,还应有更高质量追求。除了一些实证研究揭示出反垄断罚款裁量未能很好践行《反垄断法》第 49 条的要求之外,^[54]本文发现“对那些被决定罚没的企业来说,若被处罚没数额越多,则其创新愈加受挫”。因此,反垄断执法机构还应注意有节制地裁量罚没数额,惩罚力度不能过大,而且要警惕罚没的“绝对数字陷阱”^[55]。

Abstract The development-oriented “new development rule of law” requires that competition law should also contribute to promoting development. Innovation is the first driving force of development, so in order to improve competition law, we need to examine anti-monopoly enforcement from the perspective of innovation and think about how to improve it. Through the empirical analysis of the impact of anti-monopoly investigations and penalties on the innovation of listed companies, it is found that both the registration of anti-monopoly cases and the final decisions made after formal investigations have a negative impact on the innovation of the companies involved, even if some of them do not constitute violations within the meaning of the anti-monopoly law; for the companies that are penalized, the more they are penalized, the more their innovation is affected, implying that the anti-monopoly law enforcement may have excessively “hurt by mistake” their innovation. In view of this, the open scope and procedures of the investigation decision need to be standardized, the anti-monopoly law enforcement procedures need to be further simplified and the penalty should be limited cautiously in discretion in the practice of antitrust enforcement.

Keywords Anti-Monopoly, Innovation, Empirical Analysis, Propensity Score Matching, Difference in Difference Model

(责任编辑: 张占江)

[53] 参见王振雅:《先声药业涉嫌原料药垄断罚款 1.007 亿》,载《健康时报》2021 年 2 月 2 日,第 16 版。

[54] 参见潘宁:《反垄断罚款裁量的实证检视》,载《山东大学学报(哲学社会科学版)》2022 年第 4 期。

[55] 有一部分反垄断执法案件目前仍然采用绝对数额对企业进行处罚。罚没绝对数额大不一定意味着处罚力度大,有时看似巨额的罚没可能仍不及互联网等高集中度行业中涉案企业的违法收益,也有时候那些看似小额的罚没可能对部分行业的涉案企业来说又过于沉重。