

产业政策何以更有效?

——基于海量媒体报道数据与研发操纵现象的证据

杨国超 张李娜*

摘要 高新技术企业认定中普遍存在为获得税收减免而进行研发操纵的现象,本文研究发现,媒体报道能够通过提高网民对公司的关注度而抑制企业的研发操纵行为。区分新闻报道属性发现,原创报道和深入报道更能抑制公司的研发操纵行为;区分媒体自身属性发现,网络媒体和权威媒体对公司研发操纵行为的监督作用更强。此外,对于民营企业、分析师覆盖较多的企业、政府质量较高以及市场化水平较高地区的企业,媒体报道对公司研发操纵行为的监督作用更强。最后,媒体关注还能提高公司研发绩效。

关键词 产业政策, 高新技术企业研发操纵, 媒体监督

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.06.14

一、引 言

实践中既有成功的产业政策,也有失败的产业政策,理论研究也发现不同的产业政策可能会有完全不同的经济后果(侯方宇和杨瑞龙,2019),因此仅仅讨论政府是否应该推出产业政策并非问题的关键。一个现实中更为实际、理论上也更为重要的问题是,政府应该如何有效实施产业政策(戴小勇和成力为,2019;杨瑞龙和侯方宇,2019)。然而,讨论政府应该如何有效实施产业政策并非易事:一方面,理论上产业政策的有效实施需要准确把握政府与市场的关系以及两者的边界;另一方面,实践中不同的产业政策可能会有完全不同的执行效果。我国产业政策类型众多,普及面甚广,既包括形式多样的经济特区、开发区、产业园、自贸区等,也包括中央政府和地方政府的五年规划、产业投资目录调整、高新技术企业扶持等。尽管学界对产业政策的

* 杨国超,中南财经政法大学会计学院,中南财经政法大学收入分配与现代财政研究院;张李娜,中南财经政法大学会计学院。通信作者及地址:杨国超,湖北省武汉市中南财经政法大学南湖校区文泉楼南407西,430073;电话:17786555832;E-mail: yang.guochao@outlook.com。作者感谢国家自然科学基金(71702192)、教育部人文社会科学研究青年基金(17YJC790186)、高等学校学科创新引智计划(B20084)以及中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金的资助。作者感谢得克萨斯大学达拉斯分校张元、复旦大学张新、中国人民大学高昊宇、两位匿名审稿专家以及中南财经政法大学会计学院文泉会计论坛与会者的宝贵建议,但文责自负。

内涵有较大争议,但促进企业增加研发投入作为最基础最广泛的产业政策目标几乎没有争议。

然而,令人遗憾的是,我国有不少产业政策仅仅是激励了企业的形式性创新,而非实质性创新(黎文靖和郑曼妮,2016),产生了严重的“专利泡沫”问题(张杰和郑文平,2018)。杨国超等(2017)以2008年开始实施的《高新技术企业认定管理办法》(以下简称《管理办法》)为例发现,为获取产业政策所提供的政策优惠,企业会机会主义地操纵研发投入以恰好满足《管理办法》规定的研发投入门槛,最终使得产业政策的执行结果有悖于政策目标。杨国超和芮萌(2020)进一步指出,通过操纵研发投入以获得高新技术企业认定的“伪高新技术企业”其创新投入以及创新产出的数量和质量均提升较少。为此,本文聚焦于高新技术企业认定过程中的研发操纵现象,研究如何抑制企业的这一机会主义行为,以期产业政策的有效实施提供理论参考。

讨论问题的解决方案首先需要明晰问题产生的本质原因。政府推出高新技术企业税收优惠政策的核心原因在于,单个企业的研发活动往往具有很强的正外部性,为弥补其外部性损失,政府就需要通过制定产业政策给予企业相应的优惠政策。而且,任何国家的资源都是稀缺的,政府必须优先扶持某些对经济持续发展具有最大贡献的产业(林毅夫,2017)。然而,正如杨瑞龙和侯方宇(2019)所指出的,产业政策实质上是政府与企业签订的一个不完全契约,该契约的不完全性既表现为政府和企业均无法预料到未来可能发生的所有情形,也表现为没有一个第三方可以确保契约有效执行。换言之,产业政策的不完全契约本质会导致产业政策实施时面临严重的信息不对称问题,甚至还会产生寻租问题。

事实上,媒体的作用正好与产业政策执行中产生机会主义行为的两个原因——信息不对称问题和寻租问题——相吻合。具体地,通过大量新闻报道,媒体可以降低产业政策制定者和实施对象之间的信息不对称,发挥信息中介作用;同时,通过曝光和制造舆论压力,媒体不仅可以引发更高级别行政机构的介入,从而确保行政治理机制不会因为某一行政层级的腐败而失去效力,进而发挥对公司的治理作用,还可以通过制造声誉压力让政府官员谨慎对待企业的“寻租”行为,触发甚至放大官僚问责的效果。当然,媒体也不是万能的。媒体在信息传递时会为制造“轰动效应”而选择有偏的报道(熊艳等,2011),也可能会利用自身影响力威胁公司以攫取私利(方军雄,2014;金宇超等,2018),甚至会形成长期的地域偏见(游家兴等,2018),而这些行为都可能使媒体难以有效发挥监督作用。为此,我们需要通过实证检验对媒体能否有效监督高新技术企业认定中的研发操纵现象进行验证。

本文研究有如下贡献:第一,现有关于产业政策之争的讨论关注于产业政策存废与否,但更为关键的问题是如何确保产业政策的有效实施,而现有

研究恰恰忽略了这一关键命题。本文聚焦于高新技术企业认定中的研发操纵现象，发现强化媒体监督是一个行之有效的手段，其可以通过缓解信息不对称与减少寻租问题抑制产业政策执行中的机会主义行为，缓解“伪高新企业”骗补异象。换言之，通过加强媒体在产业政策执行中的监督作用，我们可以降低产业政策执行中的成本，使产业政策更多地发挥其积极一面。因此，鉴于“执行”是产业政策发挥资源配置作用的重要环节，未来关于产业政策研究的重点应从“产业政策去留存废”问题上逐渐转至“如何确保产业政策的有效实施”上来。

第二，不少学者已经就媒体在微观企业的公司治理、信息披露以及投融资决策方面的作用做出了卓有成效的探索，但较少涉及更为宏观的公共政策制定与执行问题上。本文研究将媒体的监督作用拓展到宏观的产业政策执行中，同时运用文本分析法对新闻报道内容进行量化分析，从而使我们更容易探究媒体在产业政策执行中发挥作用的前提条件，这也进一步拓展了现有关于媒体治理作用研究的外延和内涵。

第三，本文研究结论对于应该由中央政府还是地方政府来制定产业政策也有启示意义。由中央政府制定产业政策的优点在于其可以引起更多媒体对政策执行情况的关注，但缺点是中央政府一刀切的标准可能不适用于地方实际情况；而由地方政府制定产业政策的优势在于其更了解当地实际情况，可以因地制宜，但地方政府的影响力远不如中央政府，媒体对地方产业政策的关注也会远小于中央政府颁布的产业政策，这会导致更多的信息不对称和寻租问题，最终导致产业政策的执行效果大大下降。基于此，本文研究结论倾向于认为应该由中央政府来制定产业政策，通过调动诸如包括媒体在内的外部监督力量监督产业政策的实施，促使产业政策的执行结果与政策目标相一致。

二、文献回顾与研究假说

（一）已有文献回顾与问题提出

世界各国在经济发展的不同阶段都或多或少地使用了产业政策，但产业政策的实施效果却不尽相同（侯方宇和杨瑞龙，2019）。以本文关注的研发激励型产业政策为例，其政策目标是为了促进公司增加研发投入，提高创新产出，所采用的政策工具主要包括税收优惠和政府补贴，但相关研究结论并不一致。针对税收优惠，Bloom *et al.* (2002) 利用9个OECD国家的19年数据发现，税收优惠会显著激励企业增加研发投入。Mukherjee *et al.* (2017) 利用美国不同州在不同时间发生的税率变化事件，发现税收优惠对企业研发投入和创新产出具有积极的促进作用。李林木和汪冲（2017）利用我国新三板

数据发现,无论是总体税负还是直接、间接税负的增大会降低企业创新能力,减少创新成果。但杨国超等(2017)发现,高新技术企业的所得税优惠政策激励了不少企业通过操纵研发投入以骗取政策优惠。针对政府补贴,陆国庆等(2014)发现,政府研发补贴具有显著的正向激励作用。但李万福等(2017)发现,尽管政府创新补助与企业R&D投资正相关,但每增加1单位创新补贴,企业增加的R&D投资增量却小于1。毛其淋和许家云(2015)则发现,只有在“适度区间”内的补贴才能激励企业创新,过度补贴反而会导致企业进行“寻补贴投资”。张杰等(2016)还发现,中国各省份竞相出台的专利资助政策造成了“专利泡沫”现象的发生。

产业政策实施效果存在巨大差异的根本原因在于,不管在理论上还是实践中,有效实施产业政策都需要准确把握政府与市场的关系以及两者的边界,也需要根据不同的政策目标制定异质性的产业政策以及配套制度。正如戴小勇和成力为(2019)所总结的,产业政策有效性的评估至少存在三个难点:首先,产业政策的影响并不局限于单个公司,若仅关注于受到产业政策影响的企业,既可能会忽视产业政策在企业间的信息与技术外溢效应,也可能会忽视对未受到产业政策支持的企业的歧视问题。其次,中国的产业政策大都是典型的选择性产业政策,更多地表现为对产业内特定企业、特定产品、特定技术的选择性扶持以及对产业组织形态的调控,这种选择性偏误问题往往难以解决。最后,产业政策的实施效果存在较大的异质性,不同的政策工具、受扶持企业自身的特征以及产业政策的实施方式都可能会影响产业政策的最终实施效果。因此,与其争论产业政策是否有效,不如探讨如何使产业政策更有效这一更具现实价值的研究命题(戴小勇和成力为,2019;杨瑞龙和侯方宇,2019)。

理论上,产业政策能否有效实施也存在正反两方的争论。一方面,支持产业政策的学者强调政府在市场经济中的重要作用,他们认为政府可以弥补研发活动的外部性损失,也可以帮助企业协调发展中需要的软硬基础设施,最终克服市场失灵(Stiglitz *et al.*, 2013; 林毅夫, 2017)。另一方面,市场主义者认为,政府在实施产业政策时存在信息不对称问题,政府很难毫无成本地将需要产业政策支持的公司识别出来,反而导致大量企业为套取政策红利而进行伪装,使得产业政策的目标失效(安同良等, 2009; 张杰和郑文平, 2018);而且,政府官员作为经济活动的参与者,也具有经济人的一般特征,当其追求的个人利益与公共利益不一致时,就可能会引发寻租等扭曲市场机制的问题(Peltzman, 1976)。换言之,产业政策执行中存在的信息不对称问题和寻租问题就可能導致产业政策失败。

基于以上分析,本文认为,只要我们找到可以减少产业政策执行中的信息不对称和寻租问题的方法,产业政策就可能更多地发挥出其积极一面。以杨国超等(2017)所发现的高新技术企业研发操纵现象为例,企业操纵研发

投入的目的是为了获得高新技术企业认定，从而骗取税收优惠和政府补助。然而，政府通过行政手段打击这种机会主义行为的成本可能远高于政策套利成本，而且，让更多企业成为高新技术企业也是地方政府官员的功绩之一，比起严守高新技术企业认定标准，晋升激励会使得地方官员倾向于让更多企业披上“高新技术企业”的外衣。因此，本文认为，通过正式制度抑制产业政策执行中的机会主义行为可能效果不佳。鉴于此，本文考察非正式制度——媒体监督在产业政策执行中的作用。具体地，本文研究媒体监督能否抑制高新技术企业的研发操纵现象。

（二）理论分析与研究假说

如前所述，产业政策执行时诱发机会主义行为主要有两个原因：其一，政府与企业之间存在信息不对称，政府无法毫无成本地在全部企业中识别出那些仅仅为骗取政策优惠的企业；其二，官员“设租”与企业寻租问题。而媒体的作用机制正好与产业政策执行中产生机会主义行为的两个原因相吻合，具体如下：

第一，政府与企业之间的信息传递机制。在高新技术企业认定政策的实施过程中，政府与企业之间存在信息不对称，政府主要依靠企业释放的“创新信号”来鉴别企业是否具备高新技术企业认定资质。为获得更多优惠政策，不少企业就会进行研发操纵，释放虚假创新信号以迷惑政策制定者，为自己披上“高新技术企业”的外衣（杨国超等，2017）。然而，媒体作为一个重要的信息媒介，其致力于对企业日常行为特别是负面行为的挖掘、解读与传播，这间接地向政府传递了与企业经营运作相关的信息，从而缓解了政府与企业间的信息不对称，降低了政府获取信息的成本。Dyck *et al.* (2010) 发现，诸如投资者、美国证券交易监督委员会、审计师等正式的公司治理机制难以有效发现公司的欺诈行为，但媒体这一非传统治理机制反而可以有效挖掘公司欺诈行为。在媒体“聚光灯”的照射下，那些“伪高新企业”的研发操纵行为就无处遁形，只能乖乖“就范”。

第二，官员的行政压力与声誉机制。我国尚处于经济转轨期，经济体制和政治体制改革尚不彻底，官员权利的行使尚未完全被关进笼子，这就为官员与企业间串谋提供了可能。为获得“高新技术企业”资质，企业就可能向官员行贿或建立政治联系，而被俘获的官员就可能对“伪高新企业”的研发操纵行为睁一只眼闭一只眼（余明桂等，2010）。然而，媒体可以通过曝光放大政府的不作为或腐败行径引发舆论的抨击，进而对政府官员产生行政压力和声誉影响（张琦等，2016）。由于对个人声誉的担心，当媒体关注更多时，官员也会更加谨慎对待企业的寻租行为。

第三，公司高管的声誉和政治成本机制。媒体报道不仅会对政府官员产生声誉压力，也会对公司高管产生声誉压力。具体地，媒体的负面报道会影

响公司高管在公众、供应商、客户等利益相关者心中的声誉,这会迫使高管遵循一定的社会规范和道德要求,这种潜在的声誉压力会减少高管进行机会主义行为的概率(Dyck and Zingales, 2004)。而且,我国政府在选择合作或奖励对象时,也会优先考察公司高管是否具有良好的公众形象和社会声誉。因此,忌惮于政府的权威和行政压力,当公司高管被置于“聚光灯”下时,其不仅会格外重视自身声誉,也会避免负面形象所产生的政治成本,这均会抑制企业的机会主义行为。

当然,已有研究也指出,媒体在发挥监督作用的同时,也会为制造“轰动效应”而选择有偏的报道(熊艳等,2011),也可能利用自身影响力威胁公司以攫取私利(方军雄,2014;金宇超等,2018),甚至会形成长期的地域偏见(游家兴等,2018),而这些行为都可能使媒体难以有效发挥监督作用。由于本文未形成明确的理论预期,本文仅提出单方向的研究假说:

H1: 媒体关注越多,公司研发操纵偏好越弱。

进一步地,本文探究不同条件下,媒体关注对公司研发操纵偏好的影响是否存在差异。首先,国有企业具有国家所有权属性,而我国的媒体也大都具有政府背景,共同的所有权属性使得政府主导的媒体在选择报道对象时更可能避开国有企业。而且,媒体对国有企业的一些重大事件报道可能会涉及所在地政府的利益,地方政府也会较多干预媒体对国有企业的报道,从而降低了媒体报道的独立性、客观性和准确性,直接影响媒体监督作用的发挥。

其次,证券分析师的职能是为投资者提供盈利预测、证券分析报告、企业所处行业状况等,从而发挥缓解信息不对称的重要作用。换言之,与媒体一样,分析师扮演着重要的外部治理机制作用。然而,分析师在挖掘企业信息时存在乐观倾向,而媒体则更倾向于对企业负面信息进行报道。因此,本文认为,媒体和分析师在发挥监督作用方面起着互相补充的作用,即当企业分析师覆盖较多时,媒体报道的监督作用也更强。

再次,中国的新闻媒体具有天然的政府属性,始终难以摆脱政府的干预,因而媒体报道的独立性、客观性以及准确性很大程度上取决于政府质量(戴亦一等,2013)。高质量的政府有利于创造一个健康的媒体竞争环境,提高媒体报道的可信度,进而促进媒体监督作用的发挥。反之,低质量的政府意味着政府的不作为,甚至还存在着贪污腐败,徇私包庇。当地方政府质量较低时,地方企业就有机会与政府建立政治关联以寻求“保护”,“被俘获”的政府就可能向媒体施压从而扭曲报道事实。

最后,市场化程度高的地区,政府干预经济的意愿就越低,对上市公司的行政保护也越少,其干扰媒体报道的可能性也会越低。由于上市公司通常都是融资、就业和纳税大户,是当地经济的重要支柱,因此地方政府大都会给予一定保护,当地区市场化程度较低时,媒体对该地区企业的负面报道就更可能被地方政府压制,这就导致企业对会计信息的操纵行为难以被公之于

众，其后果就是媒体监督功能的瘫痪。

基于以上分析，本文提出如下研究假说：

H2a：相比国有企业，媒体报道对民营企业研发操纵现象的监督作用更强。

H2b：媒体报道对分析师覆盖较多的企业研发操纵现象的监督作用更强。

H2c：媒体报道对政府质量较高地区的企业研发操纵现象的监督作用更强。

H2d：媒体报道对市场化水平较高地区的企业研发操纵现象的监督作用更强。

三、研究设计

（一）样本选择

考虑到上市公司于2008年才开始规范披露研发投入，而本文采用的媒体报道数据又止于2016年，本文以2008—2016年A股上市公司为研究样本。初始样本观测数为20797个，在此基础上，剔除金融类企业观测490个，剔除营业收入小于5000万观测309个¹，剔除数据缺失观测108个，最终得到样本观测19890个。本文的媒体报道数据来自CNRDS，公司研发投入数据由作者手工整理获得，专利申请、授权和引用数据来自www.cnopendata.com，其他数据来自CSMAR。为避免极端值影响，本文对所有未取对数的连续变量进行了1%的Winsorize处理。

（二）主要变量定义与模型设计

1. 研发操纵公司定义

根据2008年制定的《高新技术企业认定管理办法》对高新技术企业研发强度门槛的规定²，同时参考杨国超等（2017），本文定义研发操纵公司为研发投入强度恰好高于法规门槛的公司。具体地，本文分别以0.5%、1%作为临界点进行度量，即当销售收入小于2亿元时，公司研发投入占销售收入之比在[4.0%，4.5%)或[4.0%，5.0%)，我们定义研发操纵公司变量MBB为1；当销售收入大于等于2亿元时，该比例在[3.0%，3.5%)或[3.0%，4.0%)，MBB为1；其余情况下为0。

2. 媒体监督定义

参考于忠泊等（2011）和杨道广等（2017），本文以公司被媒体报道的总

¹ 由于销售收入小于5000万法规门槛的样本观测太少，我们将其从样本中剔除。

² 《管理办法》规定，对于最近一年销售收入小于5000万元的企业，研发投入占销售收入之比不低于6%；最近一年销售收入在5000万元至2亿元的企业，该比例不低于4%；最近一年销售收入在2亿元以上的企业，该比例不低于3%。

量来度量媒体对公司的监督。本文媒体报道数据来自 CNRDS, 该数据库涵盖了 400 多家网络媒体和 600 多家报纸刊物, 本文样本区间内的新闻报道数量高达 847 万条。该数据不仅包括传统的报刊媒体, 如《中国证券报》《上海证券报》《证券时报》《证券日报》《21 世纪经济报道》《第一财经日报》等, 也包含大量的主流网站, 如金融界、和讯网、华讯网、新浪网、凤凰财经、搜狐财经、网易、中金在线、东方财富网等。从数据量上可以看出, 网络媒体新闻报道数量远高于报刊媒体。可见, 相比于报刊媒体, 网络媒体的低成本特点使得信息传播更为快速。

3. 回归模型的构建

为检验媒体监督能否抑制公司的研发操纵行为, 本文构建如下回归模型:

$$\begin{aligned} \text{Logit}(MBB_{i,t} = 1) = & \alpha + \beta_1 Media_{i,t} + \beta_2 SOE_{i,t} + \beta_3 PC_{i,t} \\ & + \beta_4 Big4_{i,t} + \beta_5 Top1_{i,t} + \beta_6 BOD\ Size_{i,t} \\ & + \beta_7 CEO\ Duality_{i,t} + \beta_8 BM_{i,t} + \beta_9 LEV_{i,t} \\ & + \beta_{10} Loss_{i,t} + \beta_{11} ROA_{i,t} + \beta_{12} Sales_{i,t} + \sum Year \\ & + \sum Industry + \sum Province + \epsilon. \end{aligned} \quad (1)$$

模型 (1) 中因变量为是否研发操纵公司哑变量 (MBB), 故该模型采用 Logit 模型进行估计。自变量为媒体监督变量 ($Media$), 同时为控制其他因素对公司研发操纵行为的影响, 本文还加入一些控制变量, 如企业性质 (SOE)、董事长或总经理的政治联系 (PC)、是否国际四大审计 ($Big4$)、第一大股东持股比例 ($Top1$)、董事会规模 ($BOD\ Size$)、两职合一 ($CEO\ Duality$)、账面市值比 (BM)、资产负债率 (LEV)、是否亏损企业 ($Loss$)、企业盈利能力 (ROA)、企业规模 ($Sales$) 以及年度、行业、省份固定效应等, 具体变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量	变量定义
MBB	研发操纵公司哑变量: 分别以 0.5%、1% 作为临界点进行度量, 即当销售收入小于 2 亿元时, 公司研发投入占销售收入之比在 [4.0%, 4.5%) 或 [4.0%, 5.0%), MBB 为 1; 当销售收入大于等于 2 亿元时, 该比例在 [3.0%, 3.5%) 或 [3.0%, 4.0%), MBB 为 1; 其余情况下为 0。
$Media$	媒体监督, 以该公司的新闻报道数量加 1 的自然对数来度量每家公司的媒体报道水平。
$Baidu$	网络搜索指数, 公司股票代码在百度网页搜索中的搜索频次。
SOE	是否为国有企业, 是为 1, 否为 0。
PC	公司董事长或总经理是否为人大代表或政协委员, 是为 1, 否为 0。

(续表)

变量	变量定义
<i>Big4</i>	公司审计师事务所是否属于国际四大会计师事务所，是为 1，否为 0。
<i>Top1</i> (%)	公司第一大股东持股比例。
<i>BOD Size</i>	公司董事会人数。
<i>CEO Duality</i>	公司董事长和总经理是否为同一人，是为 1，否为 0。
<i>BM</i>	公司年末账面价值除以年末总市值。
<i>LEV</i>	资产负债率，总负债/总资产。
<i>Loss</i>	公司税前利润总额是否小于 0，是为 1，否为 0。
<i>ROA</i>	总资产净利润率，净利润/总资产余额。
<i>Sales</i>	公司销售收入总额的自然对数。
<i>Year/Industry/Province</i>	年度、行业以及省份虚拟变量。

四、实证结果与分析

(一) 媒体报道与公司研发操纵行为关系的检验

模型 (1) 的回归结果见表 2。可以看出，无论采用何种方式定义媒体报道，统计意义上，*Media* 的系数均显著为负。经济意义上，以第 (1)、(4) 列为例，根据边际效应结果可知，*Media* 每增加 1 个单位，企业进行研发操纵的概率分别降低 1.5% 和 1.9%；同时，结合 *Media* 和 *MBB* 的均值和标准差可知，当 *Media* 增加 1 个标准差时，*MBB* 的变化值分别占 *MBB* 样本均值的 18.2% 和 13.8%³。综上，媒体关注在统计意义和经济意义上均会显著降低公司进行研发操纵的可能性，从而证实了研究假说 H1。

表 2 媒体报道对公司研发操纵行为的影响

变量	达到或超过法规门槛 0.5% 时 <i>MBB</i> 为 1			达到或超过法规门槛 1% 时 <i>MBB</i> 为 1		
	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Media</i> =	原值	行业年度调整	地区年度调整	原值	行业年度调整	地区年度调整
<i>Media</i>	-0.191*** (-4.48)	-0.182*** (-4.28)	-0.188*** (-4.41)	-0.162*** (-4.34)	-0.154*** (-4.14)	-0.162*** (-4.34)

³ 18.2% = (1.1359 × 1.5%) / 9.37%，13.8% = (1.1359 × 1.9%) / 15.67%。

(续表)

变量	达到或超过法规门槛 0.5% 时 MBB 为 1			达到或超过法规门槛 1% 时 MBB 为 1		
	MBB	MBB	MBB	MBB	MBB	MBB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	19 890	19 890	19 890	19 890	19 890	19 890
Pseudo R ²	0.120	0.120	0.120	0.146	0.146	0.146

注：本文所有回归均包含控制变量、省份、行业、年度固定效应，为节约篇幅，控制变量结果未列出，若有需要，请与作者联系。表格中括号内为 t 值，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ，下同。

(二) 媒体报道对公司研发操纵行为产生影响的内在机制检验

前文证明媒体报道会抑制企业的研发操纵行为，本小节进一步探究媒体报道对企业研发操纵行为产生抑制作用的内在机制。具体地，我们根据公司股票代码在百度指数中获取网民在百度中的搜索量，然后检验媒体关注是否通过影响网民对公司的关注进而对公司研发操纵行为产生监督作用。为此，本文建立如下两个方程：

$$\begin{aligned}
 Baidu_{i,t} = & b_0 + b_1 Media_{i,t} + b_2 SOE_{i,t} + b_3 PC_{i,t} + b_4 Big4_{i,t} + b_5 Top1_{i,t} \\
 & + b_6 BOD\ Size_{i,t} + b_7 CEO\ Duality_{i,t} + b_8 BM_{i,t} + b_9 LEV_{i,t} \\
 & + b_{10} Loss_{i,t} + b_{11} ROA_{i,t} + b_{12} Sales_{i,t} + \sum Year \\
 & + \sum Industry + \sum Province + \varepsilon_0, \quad (2)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Logit}(MBB_{i,t} = 1) = & c_0 + c_1 Media_{i,t} + c_2 Baidu_{i,t} + c_3 SOE_{i,t} + c_4 PC_{i,t} \\
 & + c_5 Big4_{i,t} + c_6 Top1_{i,t} + c_7 BOD\ Size_{i,t} \\
 & + c_8 CEO\ Duality_{i,t} + c_9 BM_{i,t} + c_{10} LEV_{i,t} \\
 & + c_{11} Loss_{i,t} + c_{12} ROA_{i,t} + c_{13} Sales_{i,t} + \sum Year \\
 & + \sum Industry + \sum Province + \varepsilon_1. \quad (3)
 \end{aligned}$$

方程(2)的系数 b_1 代表媒体报道(*Media*)对中介变量网络搜索指数(*Baidu*)的影响，其中网络搜索指数*Baidu*是以网民在百度的搜索量为基础，以关键词为统计对象，计算出的网民在百度网页搜索中搜索频次的加权和；方程(3)的系数 c_1 是控制了中介变量*Baidu*的影响后，自变量*Media*对因变量产生的直接效应，系数 c_2 是在控制了*Media*的影响后，中介变量*Baidu*对因变量的影响。回归结果见表3。第(1)列中*Media*的系数显著为正，即媒体报道会显著提升网民的搜索量；第(2)、(3)列结果显示，*Media*的系数均显著为负，即媒体关注会直接影响公司的研发操纵行为；*Baidu*的系数也均显著为负，即网民的网络搜索频率越高，公司进行研发操纵的可能性越低。综上可知，媒体监督既会直接抑制公司的研发操纵行为，也会通过

提高网民对公司的搜索关注进而抑制公司的研发操纵行为。

表 3 媒体报道对公司研发操纵行为产生作用的内在机制检验

变量	<i>Baidu</i>	达到或超过法规门槛	达到或超过法规门槛
		0.5%时 <i>MBB</i> 为 1	1%时 <i>MBB</i> 为 1
		<i>MBB</i>	<i>MBB</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Media</i>	0.152*** (15.42)	-0.114** (-2.25)	-0.089* (-1.92)
<i>Baidu</i>		-0.443*** (-5.02)	-0.410*** (-5.17)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	12 472	12 472	12 472
Adj. R^2 /Pseudo R^2	0.492	0.112	0.131

(三) 区分媒体报道属性和媒体自身属性

1. 区分媒体报道属性

媒体报道属性我们考虑新闻原创性和新闻深度这两个新闻文本特征。首先，本文采用余弦相似度方法将媒体报道区分为原创新闻 (*Media_Original*) 和转载新闻 (*Media_Reprint*)。具体地，当该新闻与半个月内其他新闻的相似度值均小于 0.5 时，该新闻被定义为原创新闻，否则被定义为转载新闻。其次，本文以新闻报道的总句子数来衡量新闻报道的深度。当新闻报道的总句子数大于样本中位数时，本文定义该新闻报道为深度报道 (*Media_Deep*)，否则定义其为非深度报道 (*Media_Nondeep*)。回归结果见表 4 Panel A。可以看出，*Media_Original* 均显著为负，而 *Media_Reprint* 均不显著；*Media_Deep* 均显著为负，而 *Media_Nondeep* 均不显著。结果表明，媒体报道对公司研发操纵行为的抑制作用主要源于原创新闻，而非转载新闻，主要源于深度报道，而非简单的非深度报道。这是因为，只有原创新闻和深度报道才包含增量信息，所发挥的监督作用自然也更强。

2. 区分媒体自身属性

媒体自身属性我们从媒体传播形式和媒体权威程度进行分析。首先，本文将媒体按信息传播形式区分为网络媒体 (*Media_Internet*) 和报刊媒体 (*Media_Newspaper*)；其次，我们参考杨道广等 (2017) 的方法，将《中国证券报》《上海证券报》《证券时报》和《证券日报》等四大官方媒体定义为权威媒体 (*Media_Authori*)，其他媒体定义为非权威媒体 (*Media_Other*)。回归结果见表 4 Panel B。可以看出，*Media_Internet* 均显著为负，而 *Media_*

Newspaper 均不显著, *Media_Authori* 均显著为负, 而 *Media_Other* 均不显著, 即相比于报刊媒体, 传播性更广的网络媒体对公司研发操纵行为的监督作用更强, 相比于非权威媒体, 权威媒体的新闻报道公信力更强, 也更有监督作用。

表4 媒体报道对公司研发操纵行为的影响——区分媒体报道属性和媒体自身属性

变量	达到或超过法规门槛 0.5% 时 MBB 为 1		达到或超过法规门槛 1% 时 MBB 为 1	
	MBB	MBB	MBB	MBB
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 区分媒体报道属性				
<i>Media_Original</i>	-0.257** (-2.23)		-0.272*** (-2.78)	
<i>Media_Reprint</i>	0.010 (0.10)		0.055 (0.67)	
<i>Media_Deep</i>		-0.112** (-2.48)		-0.095** (-2.42)
<i>Media_Nondeep</i>		-0.038 (-0.63)		-0.027 (-0.53)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
N	19 890	19 890	19 890	19 890
Pseudo R ²	0.120	0.120	0.146	0.146
Panel B: 区分媒体自身属性				
<i>Media_Internet</i>	-0.146*** (-2.72)		-0.119** (-2.47)	
<i>Media_Newspaper</i>	-0.037 (-0.85)		-0.037 (-0.96)	
<i>Media_Authori</i>		-0.259*** (-3.68)		-0.195*** (-3.17)
<i>Media_Other</i>		-0.017 (-0.29)		-0.026 (-0.48)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
N	19 890	19 890	19 890	19 890
Pseudo R ²	0.120	0.122	0.146	0.147

(四) 不同条件下媒体报道与公司研发操纵行为间关系的检验

本文识别四个可能影响媒体报道与公司研发操纵行为间关系的变量，分别是企业所有制、分析师覆盖程度、地方政府质量以及地区市场化水平。其中，分析师覆盖程度以分析师每年发布的分析师报告数量计算；地方政府质量采用党政群机关人数占就业总人数比重衡量（周黎安和陶婧，2009）。这些变量均以样本中位数进行分组。回归结果见表 5。可以看出，不论以 0.5% 或 1% 的区间宽度定义研发操纵公司 *MBB*，*Media* 的系数仅在民营企业、分析师覆盖较高的公司、政府质量以及市场化水平较高的地区中显著为负，系数差异检验也证明了不同组间存在显著差异，从而证实了假说 H2a、H2b、H2c、H2d。

表 5 不同条件下媒体报道对公司研发操纵行为的异质性影响

变量	达到或超过法规门槛 0.5% 时 <i>MBB</i> 为 1		达到或超过法规门槛 1% 时 <i>MBB</i> 为 1	
	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>	<i>MBB</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 区分企业所有制时媒体报道对公司研发操纵行为的影响				
	国企	民营	国企	民营
<i>Media</i>	-0.038 (-0.48)	-0.197*** (-3.72)	-0.064 (-0.96)	-0.153*** (-3.34)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8 523	11 367	8 523	11 367
Pseudo <i>R</i> ²	0.163	0.095	0.178	0.114
<i>Media</i> 系数差异 (<i>p-value</i>)	0.159** (0.0173)		0.089* (0.0956)	
Panel B: 区分析师覆盖程度时媒体报道对公司研发操纵行为的影响				
	分析师覆盖高	分析师覆盖低	分析师覆盖高	分析师覆盖低
<i>Media</i>	-0.304*** (-4.95)	-0.055 (-0.97)	-0.265*** (-5.13)	-0.057 (-1.12)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 291	9 599	10 291	9 599
Pseudo <i>R</i> ²	0.122	0.137	0.144	0.163

(续表)

变量	达到或超过法规门槛 0.5% 时 MBB 为 1		达到或超过法规门槛 1% 时 MBB 为 1	
	MBB	MBB	MBB	MBB
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Media</i> 系数差异	0.249***		0.208***	
(<i>p-value</i>)	(0.0004)		(0.0003)	
Panel C: 区分地区政府质量时媒体报道对公司研发操纵行为的影响				
	政府质量低	政府质量高	政府质量低	政府质量高
<i>Media</i>	-0.091	-0.258***	-0.057	-0.228***
	(-1.42)	(-4.73)	(-1.00)	(-4.84)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 760	10 130	9 760	10 130
<i>Pseudo R</i> ²	0.136	0.098	0.157	0.117
<i>Media</i> 系数差异	-0.167***		-0.171***	
(<i>p-value</i>)	(0.0061)		(0.0009)	
Panel D: 区分地区市场化水平时媒体报道对公司研发操纵行为的影响				
	市场化水平高	市场化水平低	市场化水平高	市场化水平低
<i>Media</i>	-0.249***	-0.104	-0.221***	-0.079
	(-4.72)	(-1.50)	(-4.76)	(-1.29)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 022	9 868	10 022	9 868
<i>Pseudo R</i> ²	0.084	0.133	0.112	0.157
<i>Media</i> 系数差异	-0.145**		-0.142***	
(<i>p-value</i>)	(0.0246)		(0.0043)	

(五) 稳健性检验⁴

1. 媒体关注的内生性问题

媒体关注变量可能是内生的, 比如某些因素可能会同时影响公司的媒体关注度及企业是否进行研发操纵, 为此, 本文采用工具变量法解决该内生性

⁴ 为节约篇幅, 稳健性检验部分删减较多, 如有需要, 请与作者联系。

问题。具体地，首先，本文参考杨道广等（2017）的做法，选取公司的非流通股比例（*Nontrade*）作为工具变量。公司的流通股比例越高，公众的持股量越大，越可能受到媒体关注，但流通股比例在早期主要受股权分置改革的影响，后期主要由《证券法》规定股票何时可以流通，与公司是否进行研发操纵并无直接联系；其次，公司所在地的交通便利性也会提高媒体对公司的关注，为此本文参考Faber（2014）和张梦婷等（2018），借助外生的地理特征（包括水文信息、坡度信息、起伏度信息），依据“最小生成树”原理计算的“最低地理开发成本”设置“各城市是否应当开通高铁”虚拟变量作为工具变量。由于各地区的地理特征是天然决定的，本文认为该工具变量满足了工具变量的外生性要求。回归结果见表6。可以看出，采用工具变量法后，*Media*的系数仍显著为负，即媒体关注的内生性问题不影响本文研究结论。

表6 采用工具变量法的稳健性检验

变量	<i>Media</i>	达到或超过法规门槛	达到或超过法规门槛
		0.5%时 <i>MBB</i> 为 1	1%时 <i>MBB</i> 为 1
		<i>MBB</i>	<i>MBB</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Media</i>		-3.364***	-4.099***
		(-3.54)	(-3.81)
<i>Nontrade</i>	-0.093***		
	(-3.66)		
<i>Pseudo HSR</i>	0.031**		
	(2.07)		
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	19 397	19 397	19 397

2. 变量测量误差

第一，相比年报，公司在半年报中进行研发操纵的动机相对较弱。鉴于此，本文将年报中存在研发操纵现象，而半年报未存在研发操纵现象的公司定义为研发操纵公司。第二，杨国超等（2017）发现，公司还会通过操纵研发人员的数量以通过高新技术企业认定。鉴于此，本文定义研发人员数量恰好高于法规门槛的公司为研发操纵公司（以1%或2%为临界点）。表7第(1)—(4)列结果表明，即便采用不同的研发操纵度量方式，媒体报道对研发

操纵行为也均有显著的抑制作用。

3. 仅保留负面媒体报道

正面报道主要是宣传上市公司的正面积积极形象, 难言其监督作用。为此, 本文采用机器学习法定义新闻报道的情感, 并剔除正面报道和中性报道, 仅保留负面报道, 回归结果见表7第(5)–(6)列。可以看出, 负面媒体报道与企业研发操纵显著负相关。

表7 其他稳健性检验

变量	半年报未进行研发操纵, 年报进行研发操纵		研发人员操纵		仅保留负面报道	
	超0.5%时 MBB为1	超1%时 MBB为1	超1%时 MBB为1	超2%时 MBB为1	超0.5%时 MBB为1	超1%时 MBB为1
	MBB	MBB	MBB	MBB	MBB	MBB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Media</i>	-0.192*** (-3.06)	-0.135*** (-2.63)	-0.108** (-1.99)	-0.126** (-2.23)	-0.162*** (-3.93)	-0.151*** (-4.28)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 398	9 496	4 568	4 572	19 890	19 890
Pseudo R^2	0.037	0.039	0.097	0.124	0.119	0.146

4. 研发投入操纵还是销售收入操纵?

根据《管理办法》规定, 最近一年销售收入在5 000万元至2亿元的企业, 研发投入占销售收入之比不低于4%; 2亿元以上的企业, 该比例不低于3%。本文将样本按销售收入是否大于2亿元分为两组, 并使用McCrary (2008) 判断核密度估计函数曲线是否存在断点, 结果如图1所示。当销售收入小于2亿元(大于2亿元)时, 结果显示, $\hat{\theta}$ 及标准误分别为1.4784 (0.6868) 和0.4032 (0.0645), 故可以拒绝研发投入占销售收入之比在断点处连续的原假设, 即公司会通过操纵研发投入以达到高新技术企业认定门槛。但公司也可能通过操纵销售收入而非研发投入来达到法规门槛。为排除这一可能, 我们使用McCrary检验判断销售收入核密度估计函数曲线是否存在断点。图2报告了在销售收入2亿元断点处的McCrary检验结果。结果显示, $\hat{\theta}$ 及标准误分别为0.1094和0.1111, 不能拒绝销售收入在断点处连续的原假设。由此可见, 公司是通过操纵研发投入而非销售收入以达到高新技术企业的认定门槛。

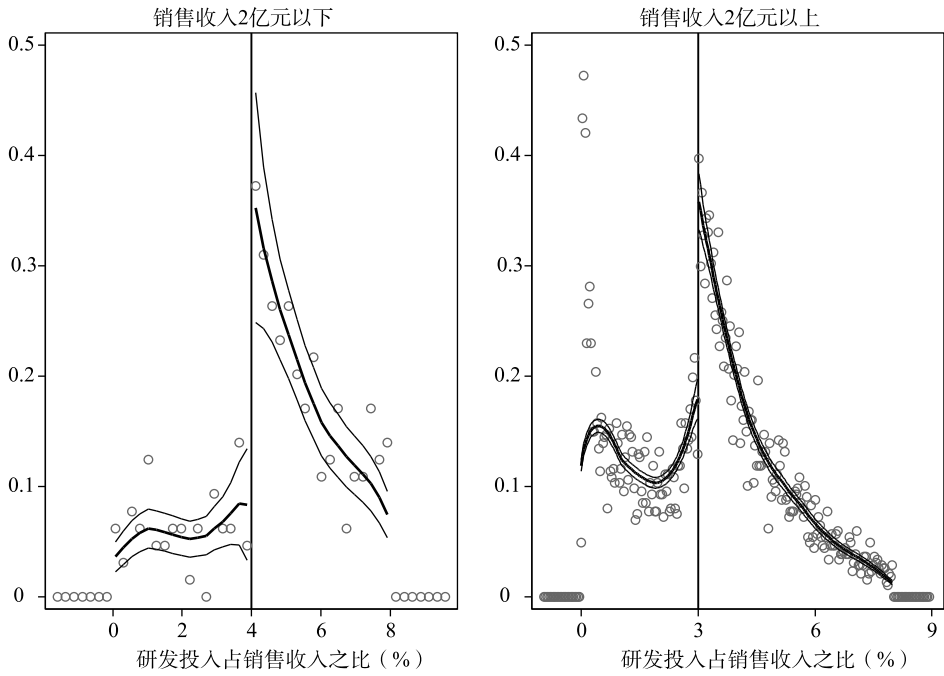


图 1 研发投入占销售收入之比的 McCrary 检验

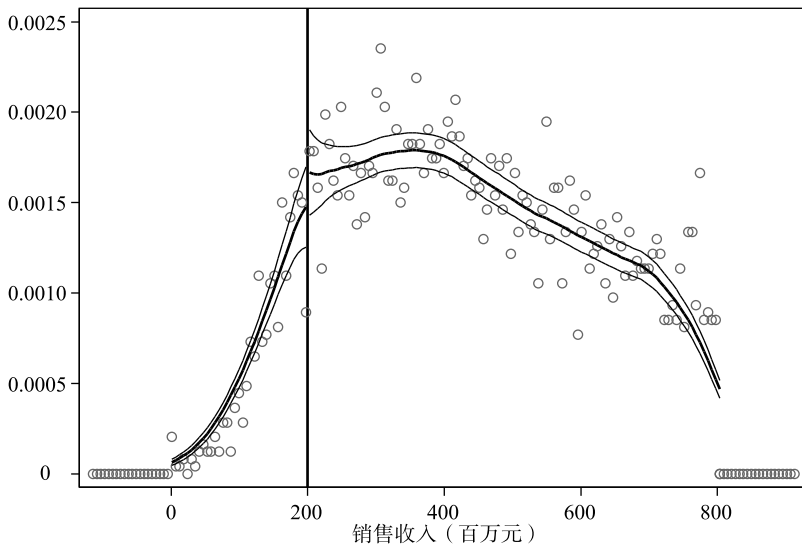


图 2 销售收入的 McCrary 检验

(六) 进一步分析：媒体报道能提高公司研发绩效吗？

理论上，“伪高新企业”的研发绩效显著更差，即研发投入与专利产出之间的正相关关系更弱。本文认为，媒体监督可以抑制研发操纵企业研发绩

效的下降。为此,本文将样本按媒体报道水平高低分为两组,分别检验研发操纵公司的研发投入与公司专利产出间的关系。具体地,本文建立如下回归模型:

$$\begin{aligned}
 Innovation_{i,t+1} = & \alpha + \beta_1 R\&D_{i,t} + \beta_2 MBB_{i,t} + \beta_3 R\&D \times MBB_{i,t} + \beta_4 SOE_{i,t} \\
 & + \beta_5 PC_{i,t} + \beta_6 Big4_{i,t} + \beta_7 Top1_{i,t} + \beta_8 BOD\ Size_{i,t} \\
 & + \beta_9 CEO\ Duality_{i,t} + \beta_{10} BM_{i,t} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} Loss_{i,t} \\
 & + \beta_{13} ROA_{i,t} + \beta_{14} Sales_{i,t} + \sum Year + \sum Industry \\
 & + \sum Province + \epsilon.
 \end{aligned} \tag{4}$$

模型(4)中因变量为申请且最终被授权的专利数量、专利被引用次数,该模型采用 *Poisson* 回归估计。本文预期媒体报道数量少的样本中 β_3 更应显著为负,其原因在于:一方面,相比非研发操纵公司,研发操纵公司的研发投入与专利产出间的正相关关系更弱,即模型(4)中 β_3 应显著为负;另一方面,由于媒体监督可以识别出“伪高新企业”,因此在媒体报道更多的组中,本文定义的研发操纵公司中包含的“伪高新企业”更少,进而导致研发操纵行为引起的研发绩效下降现象应减弱,结果见表8。可以看出, $R\&D \times MBB$ 的系数仅在媒体报道较少的组中显著为负,而在媒体报道较多的组中不显著,从而证实媒体报道识别了“伪高新企业”,从而提升了企业研发绩效。

表8 基于媒体报道分组的研发操纵公司的研发绩效检验

变量	申请且最终被授权的专利数量		申请专利的被引用次数	
	$Innovation_{t+1}$	$Innovation_{t+1}$	$Innovation_{t+1}$	$Innovation_{t+1}$
	报道多	报道少	报道多	报道少
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 达到或超过法规门槛 0.5% 时 MBB 为 1				
$R\&D$	5.914*** (5.30)	8.472*** (6.00)	8.287*** (6.81)	9.013*** (5.46)
MBB	-0.127 (-0.86)	0.255* (1.65)	0.169 (0.79)	0.318** (2.25)
$R\&D \times MBB$	0.886 (0.16)	-12.749* (-1.85)	-10.300 (-1.16)	-17.630*** (-2.99)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
N	9 861	10 029	9 861	10 029
Pseudo R^2	0.630	0.426	0.604	0.475

(续表)

变量	申请且最终被授权的专利数量		申请专利的被引用次数	
	$Innovation_{t+1}$	$Innovation_{t+1}$	$Innovation_{t+1}$	$Innovation_{t+1}$
	报道多	报道少	报道多	报道少
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel B: 达到或超过法规门槛 1% 时 MBB 为 1				
R&D	5.933*** (5.28)	8.556*** (5.96)	8.335*** (6.79)	9.312*** (5.51)
MBB	-0.028 (-0.24)	0.265** (2.38)	0.169 (1.15)	0.408*** (3.26)
R&D×MBB	-0.249 (-0.06)	-9.130** (-2.06)	-6.977 (-1.29)	-18.534*** (-3.78)
Controls	控制	控制	控制	控制
N	9 861	10 029	9 861	10 029
Pseudo R ²	0.630	0.426	0.604	0.476

五、结 论

对产业政策争议的关键不在于“去留存废”，而在于产业政策如何有效实施才不违背政策初衷。本文重点关注产业政策在执行层面的问题，以《高新技术企业认定管理办法》确立的法规门槛为切入点，发现媒体监督能够通过提高网民对公司的网络搜索频次进而有效降低公司“策略性”地操纵研发投入的概率，特别是对于原创性报道以及深入报道，网络媒体以及权威媒体。最终，媒体监督还能提高公司研发绩效。

本文研究有如下启示：首先，本文针对媒体对高新技术企业研发操纵现象的监督作用启示我们“执行”才是产业政策发挥资源配置作用的关键环节，未来产业政策的研究重心应从“去留存废”逐渐转移至“如何有效实施”。其次，产业政策的实施不能片面依赖政府自身的判断和选择，可以考虑引入包括媒体监督在内的更多外部治理机制，探索更多可能影响产业政策有效实施的因素，填补产业政策执行中的漏洞，实现政府和市场两大机制的协调运行，共同促进经济繁荣发展。最后，政策精准执行需要媒体的监督，这为由中央政府来制定产业政策提供了支持性证据。因为地方政府的影响力远不如中央，媒体关注效应不强，而中央政府制定的产业政策，往往会引起更多的媒体关注，从而极大地强化了对政策执行过程的监督，更有利于政策目标的实现。

参考文献

- [1] 安同良、周绍东、皮建才,“R&D补贴对中国企业自主创新的激励效应”,《经济研究》,2009年第10期,第87—98页。
- [2] Bloom, N., R. Griffith, and J. Van Reenen, “Do R&D Tax Credits Work? Evidence from a Panel of Countries 1979—1997”, *Journal of Public Economics*, 2002, 85 (1), 1-31.
- [3] 戴小勇、成力为,“产业政策如何更有效:中国制造业生产率与加成率的证据”,《世界经济》,2019年第3期,第69—93页。
- [4] 戴亦一、潘越、陈芬,“媒体监督、政府质量与审计师变更”,《会计研究》,2013年第10期,第89—95页。
- [5] Dyck, A., A. Morse, and L. Zingales, “Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?”, *The Journal of Finance*, 2010, 65 (6), 2213-2253.
- [6] Dyck, A., and L. Zingales, “Private Benefits of Control: An International Comparison”, *The Journal of Finance*, 2004, 59 (2), 537-600.
- [7] Faber, B., “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System”, *Review of Economic Studies*, 2014, 81 (3), 1046-1070.
- [8] 方军雄,“信息公开、治理环境与媒体异化——基于IPO有偿沉默的初步发现”,《管理世界》,2014年第11期,第95—104页。
- [9] 侯方宇、杨瑞龙,“产业政策有效性研究评述”,《经济学动态》,2019年第10期,第101—116页。
- [10] 金字超、靳庆鲁、严青蕾,“合谋与胁迫:作为经济主体的媒体行为——基于新闻敲诈曝光的事件研究”,《管理科学学报》,2018年第3期,第1—22页。
- [11] 黎文靖、郑曼妮,“实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响”,《经济研究》,2016年第4期,第60—73页。
- [12] 李林木、汪冲,“税费负担、创新能力与企业升级——来自‘新三板’挂牌公司的经验证据”,《经济研究》,2017年第11期,第119—134页。
- [13] 李万福、杜静、张怀,“创新补助究竟有没有激励企业创新自主投资——来自中国上市公司的新证据”,《金融研究》,2017年第10期,第130—145页。
- [14] 林毅夫,“产业政策与我国经济的发展:新结构经济学的视角”,《复旦学报(社会科学版)》,2017年第2期,第148—153页。
- [15] 陆国庆、王舟、张春宇,“中国战略性新兴产业政府创新补贴的绩效研究”,《经济研究》,2014年第7期,第44—55页。
- [16] 毛其淋、许家云,“政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度‘适度区间’的视角”,《中国工业经济》,2015年第6期,第94—107页。
- [17] McCrary, J., “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 698-714.
- [18] Mukherjee, A., M. Singh, and A. Zaldokas, “Do Corporate Taxes Hinder Innovation?”, *Journal of Financial Economics*, 2017, 124 (1), 195-221.
- [19] Peltzman, S., “Toward a More General Theory of Regulation”, *Journal of Law and Economics*, 1976, 19 (2), 211-240.
- [20] Stiglitz, J. E., J. Y. Lin, and C. Monga, “Introduction: The Rejuvenation of Industrial Policy”, In: Stiglitz, J. E. and J. Y. Lin (eds.), *The Industrial Policy Revolution I: The Role of Govern-*

ment Beyond Ideology. London: Palgrave Macmillan UK, 2013, 1-15.

- [21] 熊艳、李常青、魏志华，“媒体‘轰动效应’：传导机制、经济后果与声誉惩戒——基于‘霸王事件’的案例研究”，《管理世界》，2011年第10期，第125—140页。
- [22] 杨道广、陈汉文、刘启亮，“媒体压力与企业创新”，《经济研究》，2017年第8期，第125—139页。
- [23] 杨国超、刘静、廉鹏、芮萌，“减税激励、研发操纵与研发绩效”，《经济研究》，2017年第8期，第110—124页。
- [24] 杨国超、芮萌，“高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应”，《经济研究》，2020年第9期，第174—191页。
- [25] 杨瑞龙、侯方宇，“产业政策的有效性边界——基于不完全契约的视角”，《管理世界》，2019年第10期，第82—94页。
- [26] 游家兴、陈志锋、肖曾昱、薛小琳，“财经媒体地域偏见实证研究”，《经济研究》，2018年第4期，第167—182页。
- [27] 于忠泊、田高良、齐保垒、张皓，“媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察”，《管理世界》，2011年第9期，第127—140页。
- [28] 余明桂、回雅甫、潘红波，“政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性”，《经济研究》，2010年第3期，第65—77页。
- [29] 张杰、高德步、夏胤磊，“专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释”，《中国工业经济》，2016年第1期，第83—98页。
- [30] 张杰、郑文平，“创新追赶战略抑制了中国专利质量么？”，《经济研究》，2018年第5期，第28—41页。
- [31] 张梦婷、俞峰、钟昌标、林发勤，“高铁网络、市场准入与企业生产率”，《中国工业经济》，2018年第5期，第137—156页。
- [32] 张琦、步丹璐、郁智，“媒体关注、报道情绪与政府‘三公’预算抑制”，《经济研究》，2016年第5期，第72—85页。
- [33] 周黎安、陶婧，“政府规模、市场化与地区腐败问题研究”，《经济研究》，2009年第1期，第57—69页。

How to Make Industrial Policy More Effective? —Evidence Based on Massive Media Data and R&D Manipulation

GUOCHAO YANG* LINA ZHANG

(Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract The phenomenon of R&D manipulation is prevalent in the identification of high-tech enterprises. We find that media coverage can significantly inhibit the R&D manipulation behavior by increasing netizens' attention. Further, original reports and in-depth reports can inhibit the company's R&D manipulation behavior, online media and authoritative media also have a stronger role in supervising the company's R&D manipulation behavior. For private enterprises, enterprises with more analysts coverage, and enterprises with higher government quality and higher marketization levels, media coverage have stronger supervision over the company's R&D manipulation behavior. Finally, we also find that media coverage can improve the company's R&D performance.

Keywords industrial policy, R&D manipulation of high-tech enterprises, media coverage

JEL Classification G14, H23, H25

* Corresponding Author: Guochao Yang, School of Accounting & Institute of Income Distribution and Public Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Nanhu Campus, Hongshan District, Wuhan, Hubei 430073, China; Tel: 86-17786555832; E-mail: yang.guochao@outlook.com.