

环境规制、融资环境与企业技术并购*

王彩萍, 黄志宏

摘要:本文以《环境空气质量标准(GB3095-2012)》实施作为准自然实验,以融资环境为研究视角探讨了环境规制对企业技术并购的影响。研究发现,新标准实施后重污染企业显著减少了技术并购的投入。进一步的研究发现,新标准的实施对技术并购投入的抑制效应在民营企业、融资约束高的企业以及股票流动性低的企业中更为显著,这表明企业融资环境的异质性是环境规制影响企业技术并购的重要调节因素。本研究揭示了融资环境是环境规制影响企业技术并购的重要作用机制,对于如何降低环境规制对于技术并购的抑制效应具有重要的政策含义。

关键词:环境规制;技术并购;融资环境;准自然实验

DOI:10.13471/j.cnki.jsysusse.2022.05.017

一、引言

最近几十年中国经济持续高速增长的同时也付出了沉重的环境污染代价。为了避免重蹈发达国家“先污染、后治理”道路,我国中央政府不断出台政策强化环境规制,党的十九大更是首次将“树立和践行绿水青山就是金山银山”的绿色发展理念写入大会报告。愈发严格的环境规制能否倒逼企业通过加大创新投入以转变生产经营方式,进而实现经济高质量和环境保护的协调发展,对于准确贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念具有重大的战略意义。

然而,本文通过梳理相关研究的进展,发现现有研究对这一问题的探讨仍存在较大的学术争议。一方面,基于波特假说的研究认为严格且合适的环境规制能够激励企业通过加大创新投入的方式来提高应对环境污染的能力和增加产品的竞争力,从而抵消环境规制所引发的生产成本(Porter & Van der Linde, 1995);另一方面,基于新古典经济学的成本假说则认为环境规制会迫使企业将一部分生产资源投入到防治污染之中,进而挤占企业的创新资源,最终不利于企业创新(Palmer et al., 1995)。基于中国情景的相关研究则表明,环境规制既可能抑制了企业创新,也可能促进了企业创新。还有部分研究则尝试从环境规制的异质性等角度回应现有研究的不一致性(李青原和肖泽华, 2020)。

本文则尝试从以下两方面加深对环境规制与企业创新之间关系的理解。一是将研究对象转向技术并购,探讨环境规制与企业创新之间的关系。现有研究在探讨环境规制对企业创新的影响时,研究对象

* 收稿日期:2021—11—01

基金项目:国家自然科学基金重点项目“国有资本并购重组理论、机制与模式研究”(72132010);广东省自然科学基金项目“混合所有制改革对国有企业创新的影响研究”(2022A1515010784);国家自然科学基金面上项目“基于大数据的投资者关注影响企业并购的作用机理与经济后果研究”(71972191)

作者简介:王彩萍,中山大学国际金融学院(珠海 510982)、中山大学高级金融研究院(广州 510275);黄志宏(通讯作者),清华大学五道口金融学院(北京 100083)。

大多集中在内部研发投入和创新产出上。但现如今企业的创新范式正在经历由封闭式创新向开放式创新的深刻转变。技术并购作为开放式创新的重要形式,能够有效克服封闭式创新中的路径依赖等弊端,在企业创新之中发挥着越来越重要的作用(Ahuja & Katila, 2001; 黄志宏等, 2022)。本文将研究对象由内部研发投入转向外部技术并购,有助于我们在创新范式的层面上深刻地理解环境规制与企业创新之间的关系。二是从融资环境的视角分析环境规制对企业创新的异质性影响。波特假说和成本假说争论的焦点之一在于企业能否有效克服因环境规制所引起的资金挤占效应,而良好的融资环境有助于缓解因资金挤占而对企业经营造成的不利影响。特别是技术创新作为企业长期性和资金密集型的投资行为,其固有的专业性强、机密性高、不确定性大的特征增加了企业与投资者之间的信息不对称,因此对资金来源种类和期限都非常敏感(Brown et al., 2009)。由此可见,融资环境很可能是影响环境规制与企业创新之间关系的重要调节变量,探讨融资环境的异质性有助于我们更加全面地理解环境规制与企业创新之间的关系。

此外,本文基于《环境空气质量标准(GB3095-2012)》实施的准自然实验也能够很好地识别出环境规制与技术并购投入之间的因果关系。这是因为《环境空气质量标准(GB3095-2012)》与中国以往的环境规制存在两方面的显著差别:一是新标准规定空气质量检测数据直接上报到生态环境部,并向社会各界实时全面地公布数据;二是新标准的实施是分三个阶段逐步推广到全国各地级及以上城市,并设立明确的任务进度表以督促地方政府采取长效手段改善空气质量。以上两点差别使得新标准实施克服了以往环境规制深受地方政府干预的弊病(张琦等, 2019),同时也抑制了环境规制引发的就近转移效应(沈坤荣等, 2017),从而使得本文能够识别出环境规制与技术并购投入影响的真实效应。

本文的贡献在于:一是揭示了融资环境是环境规制影响企业技术创新投入的重要作用机制,进而丰富了环境规制波特效应的相关研究。本文从融资视角评估了《环境空气质量标准(GB3095-2012)》的实施效果,验证了融资环境的恶化是环境规制降低企业技术创新投入的重要因素。另外,通过揭示宏观环境政策对微观企业技术创新投入的影响机制,本文也丰富了宏观经济政策与微观企业行为的交叉研究,并为进一步推动环境保护与企业创新协同发展提供了政策思路。二是为企业融资环境如何影响企业投资决策提供了因果证据。本文将环境政策的出台作为准自然实验,能够很好地解决以往企业财务政策互相联动所造成的内生性问题,从而识别出融资环境是企业投资决策的重要考量因素。三是从环境规制视角出发增添了技术并购影响因素的研究文献。本文关注环境规制与技术并购投入的关系,这与已有文献多从企业的创新战略决策、竞争环境等视角出发存在显著差别,因此拓展了技术并购决策的研究视角。

论文余下部分安排如下:第二部分是文献回顾与研究假设;第三部分是研究设计;第四部分是实证结果与分析;第五部分是进一步分析;最后是研究结论与启示。

二、文献回顾与研究假设

环境规制与企业创新之间的关系受到学术界的持续关注,但相关结论一直存在较大的争议。一方面,波特假说认为在动态竞争的情形中,严格且合适的环境规制能够优化“创新补偿”效应,激励企业通过加大创新投入的方式抵消环境规制所带来的生产成本上升问题(Porter & Van der Linde, 1995)。另一方面,新古典经济学认为在企业已经做出最优的生产决策时,环境管制的实施不可避免地会迫使企业将一部分生产资源投入到防治污染之中,进而挤占了企业的创新资源,抑制了企业的创新活动(Palmer et al., 1995)。

近年来,中国出台的多种环境规制工具也为探讨环境规制如何影响企业创新提供了丰富的研究场景。其中,技术标准类的环境规制促使制造业企业通过技术改造的方式实现绿色转型(万攀兵等,

2021),但龙小宁和万威(2017)则认为清洁生产标准的实施并没有促进企业创新,而是通过合规成本的异质性将利润从小企业转移到大企业。环境保护税法等财政手段则能够有效促进企业开展绿色创新活动以实现绿色转型(程博等,2021),但对于其它技术创新活动则存在挤出效应(刘金科和肖翊阳,2022)。“十一五”减排计划、“大气十条”(《大气污染防治行动计划》)和《环境空气质量标准(GB3095-2012)》等环保目标责任制和传统总量控制手段则能够显著激励地方政府通过调整产业政策和财政支出结构等行为推动企业加大绿色创新转型力度(罗知和李浩然,2018;余泳泽等,2020;张琦等,2019),但也存在绿色泡沫,企业专利数量上升但专利质量下滑的弊端(陶锋等,2021)。而二氧化硫排放权交易制度等市场型环境规制能够发挥更加灵活高效的创新激励效果(任胜钢等,2019),但市场机制的不完善则会削弱排污权交易制度的波特效应(涂正革和谌仁俊,2015)。

总体而言,不同的环境规制之间存在较大的异质性(李青原和肖泽华,2020),市场激励型的环境规制工具整体上要优于命令控制型的环境规制工具(胡珺等,2020)。此外,企业为了规避环境规制也会采取多种应对策略,如将污染转移到环境规制相对宽松的地区(沈坤荣等,2017)。通过对上述相关研究进展的梳理,本文认为研究结论的不一致性对环境规制能否实现波特效应提出了严肃的质疑,也削弱了理论指导环境规制实践的有效性。

本文进一步认为现有研究均忽视了企业创新范式的转变和融资环境在环境规制与企业创新之间的作用,导致对环境规制如何影响企业创新的理解是不够深刻和全面的。一方面,考虑到现如今企业创新越来越依赖于技术并购等开放式创新工具(Ahuja & Katila, 2001; 黄志宏等,2022),本文通过将研究对象从传统文献中的内部研发转向外部技术并购,有助于我们更加深刻地理解企业创新范式的转变及其对企业创新的影响。另一方面,本文认为融资环境是回应波特假说和成本假说争论的重要切入点。这是因为良好的融资环境有助于缓解因环境规制所引起的成本上升问题。特别是本文所关注的技术并购活动对融资环境的变化比研发支出更加敏感。这是企业的研发支出具有连续性、长周期性和高调整成本的特征,因此在环境政策的意外实施之前,企业中断已经进行中的研发安排可能性不高(鞠晓生等,2013)。对比来看,技术并购此时仍处于事前计划阶段,企业可以低成本地调整甚至暂停技术并购的策划活动。此外,考虑到技术并购在资金需求上不仅需要前期就需要给目标公司股东支付一大笔费用,也需要在并购后持续投入资金以推进整合。因此,在存在严重融资摩擦或者外部融资环境变得恶劣时,企业将优先考虑减少技术并购的投入。

具体到《环境空气质量标准(GB3095-2012)》实施与技术并购投入的情景中,相对于未受新标准实施影响的企业,重污染企业在新标准实施后将面临更多融资困境。首先,环境规制要求企业在环境保护方面投入更多的资源(张琦等,2019),这至少在短期内消耗企业的现金储备,增加生产成本并恶化企业的现金流量,从而增加了企业的融资成本和风险,在加剧企业融资摩擦的同时迫使企业的技术并购更加依赖于外源融资;其次,技术并购具有高度的信息不对称,其收购的是目标公司的专利技术和研发能力等无形资产,价值评估难度较大(黄志宏等,2022)。因此技术并购等创新活动难以获取银行信贷支持,融资来源较为受限(Brown et al., 2009)。最后,新标准刚开始实施时,企业的技术并购可能因处于事前计划阶段,可以低成本地调整甚至暂停。再考虑到技术并购大量的资金需求,不仅需要在前期支付股权收购费用,也需要在并购后持续投入资金以推进整合。因此,在外部融资环境变得恶劣时,企业必然减少技术并购投入。基于以上分析,本文提出研究假设H1。

假设H1:相对于未受新标准实施影响的企业,重污染企业在新标准实施后会显著减少技术并购的投资。

上述分析强调融资环境是环境规制影响企业创新活动的重要调节变量。基于这一逻辑,本文进一步推断,不同企业的异质性所导致的企业融资环境并不一致,企业面临的融资环境越恶劣,企业受新标准实施的不利影响越严重,企业事后的技术并购活动越会受到抑制。从企业异质性来看,不同企业存在

的产权属性(余明桂等,2019)、融资约束(Fazzari et al., 1988)和股票流动性(Brown et al., 2009)的差异,会导致其融资能力的差别,进而形成融资摩擦上的异质性。基于本文的分析逻辑,对不同类别的企业而言,我们应当在企业融资摩擦异质性上观察到环境规制对技术并购投入的异质性影响,即环境规制对技术并购投入的抑制效果随着不同类别企业面临融资摩擦的差异而不同。企业融资摩擦的来源是多维度的,对此本文着重从产权属性、融资约束和股票流动性三个方面检验融资摩擦对新标准实施效果的调节作用。

首先,从产权属性的视角出发,我国民营企业普遍存在融资难、融资贵问题。相比与国有企业,民营企业难以获得来自政府的信贷支持、财政补贴和税收优惠等多种形式的政策倾斜(余明桂等,2019)。当政府强力推行环境规制时,国有企业作为政府调控的主要抓手,承担着更多的政策性负担和企业社会责任,因此也能够获得政府更多的支持。此外,国有企业拥有政府的隐性担保,而民营企业则需要自负盈亏。在面对环境规制的不利冲击时,民营企业经营前景的不确定性会变得更大。可见,相比于国有企业,民营企业的融资摩擦更加严重,资金可获得性受到环境规制的影响也更加敏感。

其次,从融资约束的视角出发,企业当前的融资约束增加了企业外源融资的成本,迫使企业的创新活动不得不依赖于内源的现金流量(Brown et al., 2009; Fazzari et al., 1988)。而技术并购需要大量资金的长期投入,企业必须拥有良好的融资环境以避免技术并购的中断。当企业存在严重的融资约束时,企业技术并购所需要的融资环境并不存在。同时,企业为了满足环境规制要求而追加的环保投入会进一步消耗企业的内源现金流量,进而使得企业的融资约束状况更加严重。可见,融资约束的存在使得企业在进行技术并购决策时面临更大的财务限制。

最后,从股权融资的视角出发,本文还重点关注由股票流动性所造成的融资摩擦差异。相比于债权融资,股权融资更适合技术并购这类型风险高、期限长的创新活动(Brown et al., 2009)。已有的研究表明,股票流动性能够显著降低股票的交易成本(Amihud & Mendelson, 1986)。当股票的交易成本越低时,投资者更加容易买入或卖出公司股票,因此对所持有的股票预期回报率也会越低(Amihud, 2002),即降低了企业的股权融资成本。此外,股票流动性越高也意味着股价的信息含量越高,这将有助于提高公司透明度,从而降低企业与投资者的信息不对称。可见,股票流动性能够缓解企业的融资摩擦。基于以上的分析,本文提出研究假设H2。

假设H2a:相比于国有企业,新标准实施对重污染企业技术并购的抑制效果在民营企业中更为显著;

假设H2b:相比于融资约束低的企业,新标准实施对重污染企业技术并购的抑制效果在融资约束高的企业中更为显著;

假设H2c:相比于股票流动性高的企业,新标准实施对重污染企业技术并购的抑制效果在股票流动性低的企业中更为显著。

三、研究设计

(一)样本选择和数据来源

《环境空气质量标准(GB3095-2012)》的实施是分三个阶段从2012年末在全国74个试点城市逐步推广到2015年全国地级及以上城市,因此本文将事件窗口期设定为新标准实施的前后各三年,即选取了2010—2018年我国A股上市公司作为初始研究样本。本文按照以下步骤进行样本的筛选:(1)剔除从事金融业、房地产业和公共事业的公司;(2)剔除负债率大于1和净资产为负的样本;(3)剔除在样本区间内从未发起过技术并购的公司;(4)剔除控制变量缺失的样本。本文借鉴Ahuja & Katila(2001)和韩宝山(2017)对技术并购的定义,若上市公司的并购事件满足如下三个标准之一则属于技术并购:(1)上

市公司在并购公告中明确说明以技术获取为并购目的；(2)上市公司属于高新技术企业(依照政府出台的《高技术产业(制造业)分类(2017)》《高技术产业(服务业)分类(2017)》进行判断)；(3)目标公司在并购公告日前五年内拥有专利技术。最后，我们剔除收购股权比例低于10%的并购事件，以保证并购事件对目标公司具有重要影响。本文使用的财务数据来源于CSMAR数据库，技术并购的相关数据则来自于手工收集整理。最终，我们获得12792个企业一年份观察值，共计4726次的技术并购事件。

(二)模型设定和变量定义

为检验新标准实施对重污染企业技术并购决策的影响，本文构建了如下双重差分模型：

$$Probit(TA Dummy) = \alpha_0 + \alpha_1 Treatment \times Post + \alpha_2 Treatment + \alpha_3 Post + a_i' Control + \varepsilon \quad (1)$$

$$Tobit(TA Ratio) = \beta_0 + \beta_1 Treatment \times Post + \beta_2 Treatment + \beta_3 Post + \beta_i' Control + \mu \quad (2)$$

其中，被解释变量分别是上市公司当年是否发起技术并购以及技术并购的规模；解释变量为企业是否属于重污染企业，当年是否属于政策实施以及前两者的交互项；控制变量反映了公司的基本特征。各变量的具体定义如下：

1. 技术并购决策

本文从两方面考察上市公司的技术并购决策：(1)若上市公司当年发起技术并购，则对虚拟变量 *TA Dummy* 赋值为1，否则为0；(2)上市公司当年的技术并购规模，即上市公司当年技术并购交易总金额与公司总资产占比，以 *TA Ratio* 表示。根据被解释变量的数字特征，本文分别使用 *Probit* 和 *Tobit* 回归模型设定。

2. 重污染企业和政策实施时间

本文对重污染企业的确定参考生态环境部2008年印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》的规定。若上市公司属于管理名录，被归类为受到政策冲击的重污染企业，虚拟变量 *Treatment* 赋值为1，否则为0。其次，根据新标准分阶段实施的特点，本文根据上市公司注册所在地是否位于第1阶段、第2阶段和第3阶段试点城市来判断政策实施时间^①。若上市公司注册所在地位于第1阶段，则政策实施时间为2013年；若是位于第2阶段，则政策实施时间为2014年；若是位于第3阶段，则政策实施时间为2015年。当观察值在政策实施及以后年份时，则虚拟变量 *Post* 赋值为1，否则为0。本文关注的核心解释变量 *Treatment × Post* 则为前两者的交互项。

3. 调节变量

本文分别从产权属性、融资约束和股票流动性三个方面检验融资摩擦对新标准实施效果的调节作用。其中，产权属性的分组变量为 *SOE*。若上市公司的实际控制人为国有背景，虚拟变量 *SOE* 赋值为1，否则为0。

融资约束的判断指标则借鉴 Hadlock & Pierce(2010)提出的 *SA* 指数。相比较其他计算融资约束的指数而言，*SA* 指数仅使用企业规模和年龄两个随时间变化较小且外生性很强的变量进行构建(鞠晓生等, 2013)，因此在横截面回归上能够降低内生性问题的困扰。*SA* 指数的具体计算公式如式(3)所示：

$$SA = 0.043 \times Size^2 - 0.737 \times Size - 0.04 \times Age \quad (3)$$

其中，*Size* 为企业账面价值的自然对数，*Age* 为企业自上市起的年龄。若上市公司的 *SA* 指数高于当年所有企业的中位数，我们定义其为融资约束高的企业，否则为融资约束低的企业。

股票流动性的判断指标则根据 Amihud(2002)提出的股票非流动性比率作为反向代理指标。具体

① 第1阶段实施范围为京津冀、长三角、珠三角等重点区域以及直辖市和省会城市；第2阶段实施范围为国家环保重点城市、模范城市；第3阶段实施范围为除第1、2阶段已实施城市以外的所有地级及以上城市。

计算公式如式(4)所示:

$$Stock\ Liquidity = -1 \times \frac{1}{D_{i,y}} \sum_{d=1}^{D_{i,y}} \frac{|R_{i,y,d}|}{VOLD_{i,y,d}} \quad (4)$$

其中, $R_{i,y,d}$ 表示上市公司的股票日收益率, $VOLD_{i,y,d}$ 表示上市公司的股票日交易量, $D_{i,y}$ 表示上市公司当年的交易天数。式(4)乘以负1表示将股票非流动性比率转变为股票流动性。 *Stock Liquidity* 的值越大, 表示上市公司的股票流动性越好。若上市公司当年的股票流动性高于当年中位数, 我们定义其为股票流动性高的企业, 否则为股票流动性低的企业。

4. 控制变量

式(1)和(2)中的向量 *Control* 表示全部的控制变量。本文还进一步控制年份固定效应和行业固定效应。其中, 行业分类标准参考中国证监会行业分类标准2012年版。制造业细分到二级大类, 其他行业细分到一级门类。为避免极端值对实证结果可能造成的影响, 本文对所有连续变量进行了上下1%分位数的缩尾处理。本文实证分析的主要变量定义见表1。

表1 主要变量定义

变量名	计算方法
<i>TA Dummy</i>	若上市公司当年发起技术并购取1, 否则取0
<i>TA Ratio</i>	上市公司当年发起的所有技术并购交易金额之和占总资产之比
<i>Treatment×Post</i>	重污染行业与政策实施的交互项
<i>Treatment</i>	《上市公司环保核查行业分类管理名录》所规定的行业为重污染行业
<i>Post</i>	政策实施后的年份赋值为1, 否则取0
<i>Tobin's Q</i>	公司市场价值/企业账面价值
<i>ROA</i>	公司净利润/总资产
<i>CF</i>	公司经营活动现金流量净额/总资产
<i>PPE</i>	公司固定资产净额/总资产
<i>IA</i>	公司无形资产净额/总资产
<i>TOP1</i>	第一大股东持股比例
<i>CR</i>	第二大股东持股比例/第一大股东持股比例
<i>Leverage</i>	公司总负债/总资产
<i>Size</i>	公司总资产的自然对数
<i>Age</i>	公司自上市起的年龄

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计结果

表2对主要变量进行了描述性统计分析。结果显示, 上市公司发起技术并购的均值为0.30, 标准差为0.46; 技术并购规模的均值为0.03, 标准差为0.12。这说明不同企业之间技术并购的决策差异较大。其他控制变量的分布范围与已有研究基本一致, 本文不再赘述。

(二) 基准回归结果及分析

1. 基准回归

表3报告了新标准实施对企业技术并购决策影响的回归结果。其中, 列(1)和(3)表示不放入 *Treatment × Post* 交互项的回归结果。研究发现, 在列(1)和(3)中, *Post* 的回归系数均不显著, 这说明新标准实施对企业技术并购决策整体而言并不存在显著影响。这与本文理论分析中, 新标准实施只对重

表2 主要变量描述性统计

变量名	观察值	平均值	标准差	最小值	1/4分位数	中位数	3/4分位数	最大值
<i>TA Dummy</i>	12792	0.30	0.46	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
<i>TA Ratio</i>	12792	0.03	0.12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.92
<i>Treatment×Post</i>	12792	0.23	0.42	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
<i>Treatment</i>	12792	0.38	0.48	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
<i>Post</i>	12792	0.65	0.48	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00
<i>Tobin's Q</i>	12792	2.73	1.94	0.87	1.48	2.11	3.26	11.89
<i>ROA</i>	12792	0.04	0.05	-0.20	0.02	0.04	0.07	0.19
<i>CF</i>	12792	0.04	0.07	-0.17	0.00	0.04	0.08	0.22
<i>PPE</i>	12792	0.26	0.17	0.01	0.13	0.22	0.36	0.77
<i>IA</i>	12792	0.05	0.05	0.00	0.02	0.04	0.06	0.29
<i>TOPI</i>	12792	0.34	0.14	0.08	0.23	0.32	0.43	0.72
<i>CR</i>	12792	0.36	0.29	0.01	0.11	0.28	0.56	1.00
<i>Leverage</i>	12792	0.41	0.21	0.05	0.24	0.40	0.56	0.89
<i>Size</i>	12792	22.00	1.23	14.94	21.12	21.85	22.71	27.10
<i>Age</i>	12792	9.71	6.70	1.00	4.00	8.00	15.00	29.00

污染行业存在显著影响的分析是一致的。列(2)和(4)的回归结果则表明 $Treatment \times Post$ 的回归系数在1%置信水平上显著为负。这说明,相对于未受新标准影响的企业,重污染企业在新标准实施后显著减少了技术并购的投资。同时,无论是对于是否发起技术并购还是技术并购的规模而言, $Treatment$ 的回归系数不显著,这表明在新标准实施之前,重污染企业 and 非重污染企业在技术并购决策上并不存在显著差异,初步表明本文的研究设计满足双重差分模型的平行趋势条件。总体而言,表3的回归结果初步验证了本文的研究假设H1,即相对于未受新标准实施影响的企业,重污染企业在新标准实施后会显著减少技术并购的投资。

2. 双重差分模型的内生性问题

现有的研究普遍采用双重差分回归模型来评价环境规制的实施效果,但双重差分回归模型的因果关系需要建立在实验组与对照组之间满足随机性和平行趋势条件。为此,本文分别采用倾向得分匹配法和构造针对政策实施时间和实施对象的安慰剂检验来进一步解决双重差分回归模型潜在的内生性问题。对于PSM样本的构建,我们针对新标准分阶段实施的特点,在新标准实施前一年的样本中,在控制相关协变量后,按照1:3的配对方法为重污染企业寻找对照组。研究发现,在匹配前,实验组与对照组在控制变量中存在显著性的差异,但在匹配后所有的均值差异检验均不显著^①。这表明匹配后的样本满足平行趋势条件。

本文还构造了针对政策实施时间和实施对象的安慰剂检验。对于新标准实施时间的安慰剂检验,本文将新标准实施前三年作为参照年份,分别构建了重污染企业与新标准实施前两年($Treatment \times Shock_{i-2}$)、前一年($Treatment \times Shock_{i-1}$)以及当年($Treatment \times Shock_i$)和以后年份($Treatment \times Shock_{i+1}$)的交互项。通过将这些交互项放进回归模型(1)和(2)中,可以检验实验组与对照组在新标准实施前后是否存在趋势性差异。针对新标准实施对象的安慰剂检验,本文在非重污染企业中随机挑选一半的企业作为伪实验组(*Placebo Treatment*),重复模型(1)和(2)的回归。若新标准实施只对重污染企业有影响,那么我们就应该看到伪实验组在新标准实施后显著减少技术并购投资。

① 限于篇幅,作者并未汇报PSM样本的平衡性检验,感兴趣的读者可向作者索取。

表3 新标准实施对企业技术并购决策的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TA Dummy		TA Ratio	
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>		-0.143*** (0.05)		-0.036*** (0.01)
<i>Treatment</i>	-0.237* (0.12)	-0.133 (0.13)	-0.025 (0.03)	0.002 (0.03)
<i>Post</i>	0.096 (0.06)	0.162** (0.06)	0.020 (0.02)	0.037** (0.02)
<i>Tobin's Q</i>	0.027*** (0.01)	0.026*** (0.01)	0.018*** (0.00)	0.017*** (0.00)
<i>ROA</i>	1.422*** (0.28)	1.456*** (0.28)	0.104 (0.07)	0.112 (0.07)
<i>CF</i>	-0.435** (0.20)	-0.435** (0.20)	-0.069 (0.05)	-0.069 (0.05)
<i>PPE</i>	-0.469*** (0.09)	-0.468*** (0.09)	-0.129*** (0.02)	-0.128*** (0.02)
<i>IA</i>	1.058*** (0.29)	1.049*** (0.29)	0.185*** (0.07)	0.182** (0.07)
<i>TOP1</i>	-0.290** (0.12)	-0.283** (0.12)	-0.049* (0.03)	-0.048* (0.03)
<i>CR</i>	-0.140** (0.06)	-0.138** (0.06)	-0.023* (0.01)	-0.023* (0.01)
<i>Leverage</i>	0.339*** (0.08)	0.334*** (0.08)	0.057*** (0.02)	0.056*** (0.02)
<i>Size</i>	0.091*** (0.02)	0.089*** (0.02)	0.003 (0.00)	0.002 (0.00)
<i>Age</i>	-0.019*** (0.00)	-0.019*** (0.00)	-0.003*** (0.00)	-0.003*** (0.00)
<i>constant</i>	-3.037*** (0.35)	-3.033*** (0.35)	-0.424*** (0.08)	-0.423*** (0.08)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.05	0.05	0.10	0.10
Observations	12792	12792	12792	12792

注:括号内是经公司层面调整的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

表4的列(1)和(2)汇报了基于PSM-DID的回归结果。研究发现,在使用PSM进一步控制实验组和对照组的样本差异之后,重污染企业在新标准实施后依旧减少了技术并购投入。列(3)和(4)的回归结果显示, $Treatment \times Shock_{t-2}$ 和 $Treatment \times Shock_{t-1}$ 的回归系数均不显著,表明实验组与对照组的技术并购决策在新标准实施前趋于一致,不存在显著的趋势性差异。但 $Treatment \times Shock_t$ 和 $Treatment \times Shock_{t+1}$ 的回归系数均显著为负,这说明在新标准实施当年及以后年份,重污染企业的技术并购投入显著低于非重污染企业,这说明新标准的实施是导致重污染企业与非重污染企业技术并购投资呈现显著性差异的原因。列(5)和(6)的回归结果显示, $Placebo Treatment \times Post$ 的回归系数在全样本以及各子样

本中均不显著,这意味着新标准只对重污染行业产生影响,而对非重污染行业不存在显著影响。

表4 双重回归模型的内生性问题检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PSM样本		政策时间的安慰剂检验		实验组的安慰剂检验	
	TA Dummy	TA Ratio	TA Dummy	TA Ratio	TA Dummy	TA Ratio
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.164*** (0.06)	-0.035** (0.01)				
<i>Treatment</i> × <i>Shock</i> _{<i>t-2</i>}			-0.002 (0.09)	0.007 (0.02)		
<i>Treatment</i> × <i>Shock</i> _{<i>t-1</i>}			-0.051 (0.09)	-0.006 (0.02)		
<i>Treatment</i> × <i>Shock</i> _{<i>t</i>}			-0.251*** (0.09)	-0.050** (0.02)		
<i>Treatment</i> × <i>Shock</i> _{<i>t+1</i>}			-0.153** (0.06)	-0.032** (0.01)		
<i>Placebo Treatment</i> × <i>Post</i>					-0.073 (0.07)	-0.024 (0.02)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.06	0.11	0.05	0.10	0.05	0.11
Observations	8702	8702	12792	12792	7991	7991

注:括号内是经公司层面调整的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。限于篇幅,我们只汇报*Treatment*×*Post*及相关变量的回归结果。其余解释变量的回归结果与表3保持基本一致,感兴趣的读者可向作者索取。

五、进一步分析

本文的理论分析强调融资环境是影响环境规制与企业创新之间关系的重要调节变量。技术创新作为企业长期性和资金密集型的投资行为,其固有的专业性强、机密性高、不确定性大的特征,使得其对创新资金来源和期限非常敏感。特别是对于技术并购而言,相比于长周期的内部研发计划,其决策往往易于调整,加之在并购交易以及整合过程中需要大量资金投入,因此在面临严重的融资摩擦或者外部融资环境变得恶劣时,企业将优先考虑减少技术并购的投入。同时,不同企业异质性会产生不同的融资摩擦,进而使得新标准实施对企业技术并购的抑制效果产生差异。此外,除了考虑融资摩擦差异带来的影响,还必须考虑企业融资摩擦可能存在的时效性。因此,根据《环境空气质量标准(GB3095-2012)》的出台时间和具体实施时间,本文认为第1阶段的试点地区重污染企业受到的冲击更为严重,而在第2—3阶段,重污染企业则有充分的时间进行筹备,做好资金安排以及调整优化企业的创新活动,从而使得新标准实施的负面影响逐渐弱化。因此,可进一步细化研究假设认为,融资摩擦对企业技术并购决策的影响主要集中在环境规制出台的第1阶段,而在第2—3阶段对企业没有显著影响。结合研究假设,本文将分别从产权属性、融资约束和股票流动性三个视角检验融资摩擦对环境规制实施效果的调节效应。

1. 产权属性

表5汇报了基于产权属性的分组回归结果。Panel A、Panel B和Panel C分别表示全样本、第1阶段和第2—3阶段的分样本回归结果。Panel A的回归结果显示,基于全样本的分析表明新标准实施对技术并购投入的抑制效果只在民营企业中显著存在。*Treatment* × *Post*的系数差异性检验分析则表明,新标准实施对技术并购投入规模的抑制效果在国有企业与民营企业之间存在显著性差异,但对技术并购

概率则没有显著差异。这是因为企业为了避免停止技术并购带来的经济损失,会首先考虑降低技术并购投入规模,从而尽量维持技术并购的实施。Panel B和Panel C的分阶段回归结果则进一步表明,产权属性对新标准实施与技术并购决策之间关系的调节作用只在第1阶段中显著存在,而在第2—3阶段中没有显著影响。

表5 基于产权属性的分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TA Dummy		TA Ratio	
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
Panel A:全样本				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.071 (0.10)	-0.129** (0.06)	0.005 (0.02)	-0.040*** (0.02)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.6181		0.0081***	
Pseudo R ²	0.03	0.06	0.05	0.11
Observations	3691	9095	3697	9095
Panel B:第1阶段				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.125 (0.13)	-0.228** (0.09)	-0.011 (0.03)	-0.066*** (0.02)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.5101		0.0076***	
Pseudo R ²	0.04	0.09	0.07	0.15
Observations	2057	4909	2068	4909
Panel C:第2—3阶段				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.114 (0.17)	-0.051 (0.09)	-0.001 (0.04)	-0.016 (0.02)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.7385		0.4669	
Pseudo R ²	0.04	0.05	0.09	0.10
Observations	1623	4181	1629	4186

注:括号内是经公司层面调整的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;系数差异性检验汇报的是P值。限于篇幅,我们只汇报*Treatment*×*Post*的回归结果。其余解释变量的回归结果与表3保持基本一致,感兴趣的读者可向作者索取。

2. 融资约束

表6汇报了基于融资约束的分组回归结果。Panel A、Panel B和Panel C分别表示全样本、第1阶段和第2—3阶段的分样本回归结果。Panel A的回归结果显示,基于全样本的分析表明新标准实施对企业技术并购发起概率和投入规模的抑制效果在融资约束低与融资约束高的企业中并不一致,且*Treatment* × *Post*系数只在技术并购投入规模中存在显著性差异。但Panel B和Panel C的分阶段回归结果则揭示了背后的原因:新标准实施对技术并购的抑制效果只在第1阶段中融资约束高的企业显著存在,而对第2—3阶段的试点地区没有显著影响。第1阶段的*Treatment* × *Post*系数差异性检验表明,新标准实施对技术并购投资规模的抑制效果在融资约束低和融资约束高的企业中存在显著性差异,但对技术并购概率则没有显著差异。这一结果与产权属性的分组回归结果保持一致。

3. 股票流动性

表7汇报了基于股票流动性的分组回归结果。Panel A、Panel B和Panel C分别表示全样本、第1阶

表6 基于融资约束的分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TA Dummy		TA Ratio	
	融资约束低	融资约束高	融资约束低	融资约束高
Panel A: 全样本				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.127 [*] (0.08)	-0.115 (0.08)	-0.014 (0.01)	-0.046 [*] (0.03)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.9199		0.0920 [*]	
Pseudo R ²	0.05	0.07	0.17	0.10
Observations	6566	6200	6566	6226
Panel B: 第1阶段				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.137 (0.10)	-0.234 ^{**} (0.12)	-0.004 (0.01)	-0.103 ^{***} (0.04)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.5472		0.0004 ^{***}	
Pseudo R ²	0.06	0.09	0.22	0.13
Observations	3461	3489	3471	3506
Panel C: 第2—3阶段				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.143 (0.12)	-0.012 (0.12)	-0.026 (0.02)	0.007 (0.04)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.4360		0.2531	
Pseudo R ²	0.05	0.06	0.17	0.08
Observations	3090	2707	3095	2720

注:括号内是经公司层面调整的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;系数差异性检验汇报的是P值。限于篇幅,我们只汇报*Treatment*×*Post*的回归结果。其余解释变量的回归结果与表3保持基本一致,感兴趣的读者可向作者索取。

段和第2—3阶段的分样本回归结果。Panel A的回归结果显示,基于全样本的分析表明新标准实施对技术并购投入规模的抑制效果主要在股票流动性低的企业中显著存在。*Treatment* × *Post*的系数差异性检验分析则表明,新标准实施对技术并购投资规模的抑制效果在股票流动性低与股票流动性高的企业之间存在显著性差异,但对技术并购概率则没有显著差异。Panel B和Panel C的分阶段回归结果则进一步表明,股票流动性对新标准实施与技术并购决策之间关系的调节作用只在第1阶段中显著存在,而在第2—3阶段中没有显著影响。

六、结论与启示

实现环境保护与经济增长协调发展是贯彻新发展理念,推动中国经济高质量发展的内在要求之一。本文以《环境空气质量标准(GB3095-2012)》的实施为外生政策冲击,系统性地研究了环境规制对技术并购投入的影响。研究发现,相对未受新标准实施影响的企业,重污染企业在新标准实施后显著减少了技术并购投入,这意味着新标准的实施不仅不能实现波特效应,反而会抑制企业技术创新活动。在使用边际倾向匹配得分法和构造针对政策实施时间和实施对象的安慰剂检验解决双重差分模型的内生性问题后,新标准实施对重污染企业技术并购投入的抑制效果依旧存在。进一步的研究发现,新标准实施对

表7 基于股票流动性的分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TA Dummy		TA Ratio	
	股票流动性高	股票流动性低	股票流动性高	股票流动性低
Panel A:全样本				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.116 (0.08)	-0.111 (0.08)	-0.012 (0.01)	-0.038 [*] (0.02)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.9673		0.0596 [*]	
Pseudo R ²	0.05	0.07	0.13	0.10
Observations	6480	6283	6484	6308
Panel B:第1阶段				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.079 (0.11)	-0.341 ^{***} (0.11)	-0.008 (0.01)	-0.100 ^{***} (0.03)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.0861 [*]		0.0067 ^{***}	
Pseudo R ²	0.05	0.10	0.17	0.14
Observations	3371	3586	3374	3603
Panel C:第2—3阶段				
<i>Treatment</i> × <i>Post</i>	-0.180 (0.12)	0.089 (0.12)	-0.021 (0.02)	0.017 (0.03)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异性检验	0.1037		0.9439	
Pseudo R ²	0.05	0.06	0.13	0.08
Observations	3107	2697	3110	2705

注:括号内是经公司层面调整的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;系数差异性检验汇报的是P值。限于篇幅,我们只汇报*Treatment*×*Post*的回归结果。其余解释变量的回归结果与表3保持基本一致,感兴趣的读者可向作者索取。

重污染企业技术并购的抑制效果在民营企业、融资约束高的企业和股票流动性低的企业中更为显著,但是这一结果只在环境规制政策出台的第1阶段显著,这表明融资摩擦是导致环境规制抑制波特效应实现的重要影响因素,但是其影响的持续度会随着分阶段政策的出台而逐步弱化。本文的研究结论揭示了融资环境是环境规制影响企业创新的重要作用机制之一,进而能够更加全面地理解环境规制波特效应的实现条件。

本文的政策意义在于,首先,鉴于融资摩擦是抑制中国环境政策能否实现波特效应的重要影响因素,建议政府管理部门在设计环境政策时,适当出台相应配套支持政策以降低环境政策对受管制企业技术创新的负面影响。其次,融资摩擦对环境规制负面效应的调节效果仅在环境规制出台后的首个阶段显著。这一方面为管理部门分步进行政策推进提供了经验支持,另一方面,鉴于投资机会对于企业的重要性及关键性,如若能够及时、有效地减少民营企业在融资时的不公平待遇和增强资本市场的融资功能,环境政策对企业技术创新投资的负面影响将会得到显著缓解,有利于企业把握稍纵即逝的投资机会,获取关键发展机遇。综上,本文的研究结论表明,环境政策若要实现环境保护与经济增长的协调发展政策目标,充分考虑环境政策出台对企业融资的可能影响更为重要且迫切。

[参 考 文 献]

- 程博,熊婷,殷俊明. 他山之石或可攻玉:税制绿色化对企业创新的溢出效应. *会计研究*,2021(6):176—188.
- 韩宝山. 技术并购与创新:文献综述及研究展望. *经济管理*,2017(9):195—208.
- 胡珺,黄楠,沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?——基于中国碳排放权交易机制的自然实验. *金融研究*,2020(1):171—189.
- 黄志宏,李善民,王彩萍,赖烽辉. 分析师跟踪对企业技术并购决策的影响研究. *会计研究*,2022(1):129—143.
- 鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性. *经济研究*,2013(1):4—16.
- 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据. *经济研究*,2020(9):192—208.
- 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? *经济研究*,2022(1):72—88.
- 龙小宁,万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性. *中国工业经济*,2017(6):155—174.
- 罗知,李浩然. “大气十条”政策的实施对空气质量的影响. *中国工业经济*,2018(9):136—154.
- 任胜钢,郑晶晶,刘东华,陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据. *中国工业经济*,2019(5):5—23.
- 沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? *经济研究*,2017(5):44—59.
- 陶锋,赵锦瑜,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据. *中国工业经济*,2021(2):136—154.
- 涂正革,谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? *经济研究*,2015(7):160—173.
- 万攀兵,杨冕,陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角. *中国工业经济*,2021(9):118—136.
- 余明桂,钟慧洁,范蕊. 民营化,融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据. *金融研究*,2019(4):75—91.
- 余泳泽,孙鹏博,宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级? *经济研究*,2020(8):57—72.
- 张琦,郑瑶,孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验. *经济研究*,2019(6):183—198.
- Ahuja, G. , & Katila, R. Technological Acquisitions and the Innovation Performance of Acquiring Firms: A Longitudinal Study. *Strategic Management Journal*, 2001, 22(3): 197-220.
- Amihud, Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31-56.
- Amihud, Y. , & Mendelson, H. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*, 1986, 17(2): 223-249.
- Brown, J. R. , Fazzari, S. M. , & Petersen, B. C. Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom. *The Journal of Finance*, 2009, 64(1): 151-185.
- Fazzari, S. M. , Hubbard, R. G. , Petersen, B. C. , Blinder, A. S. , & Poterba, J. M. Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1): 141-195.
- Hadlock, C. J. , & Pierce, J. R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the Kz Index. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909-1940.
- Palmer, K. , Oates, W. E. , & Portney, P. R. Tightening Environmental Standards: The Benefit-Cost or the No-Cost Paradigm? *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 119-132.
- Porter, M. E. , & van der Linde, C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.

【责任编辑:周吉梅;责任校对:周吉梅,赵洪艳】