

新环保法实施增大了企业的技术创新投入吗？ ——基于 PSM-DID 方法的研究

李百兴, 王 博

(首都经济贸易大学 会计学院, 北京 100070)

[摘要]以 2012—2017 年 A 股上市公司为样本,借助双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)研究了新环保法实施这一外生性事件对企业技术创新投入的影响。结果显示,新环保法实施后受影响企业的技术创新投入有所增加,但结果并不显著。进一步探究其原因,发现除新环保法影响可能存在的时滞性特征以外,企业并没有在新环保法实施环境下对企业的资本结构、治理结构和激励方案等影响企业技术创新的重大方面做出及时调整,导致环保法的强制性作用无法快速、有效地影响企业的技术创新。

[关键词]波特假说;新环保法;技术创新投入;重污染行业;倾向得分匹配;双重差分;政策敏感性

[中图分类号]F270 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2019)01-0087-10

一、引言

党的十九大报告指出,目前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。在这一转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的关键时期,必须深化供给侧结构性改革,坚持创新驱动发展战略。因此,对于处在经济建设一线的企业来说,技术创新就变得尤为重要。

“绿水青山就是金山银山”。政府环境规制的初衷在于提高企业的环保意识,改善人民的生活环境。理论分析表明,环境规制对企业绩效的提升也起着至关重要的作用。著名的波特假说提出,适当且有效的环境规制能够刺激企业进行技术创新,改变旧资源原本的可用性,从而使创新绩效高于“环境补偿成本”,提升企业竞争力^[1]。自 2015 年我国新《环境保护法》实施以来,环境污染问题无疑已经得到了极大改善,但新《环境保护法》是否间接提升了企业的技术创新投入尚不得而知,或者说,还没有证据表明新《环境保护法》实施是企业创新技术投入增加的重要原因之一。

企业的终极财务目标是企业价值的最大化,或在企业价值最大的前提下尽可能增加股东财富。总之,无论如何表述,“自利原则”都是企业决策的核心立场——任何一家能够持续经营的企业决不会在违背自身利益的情况下无条件地履行社会责任。因此,政府的环境规制若能增进企业的研发热情,提高企业的技术创新投入,一个关键的因素就是该项政策法规能够为企业带来实实在在的现金流,即使不能,也至少不会危害到企业各方利益相关者的既得利益,否则,“上有政策,下有对策”,企业“打擦边球”的不良行为就可能成为政府政策推行的阻碍。也基于这个原因,“强波特假说”特别指

[收稿日期]2018-06-05

[基金项目]国家社会科学基金一般项目(18BGL077)

[作者简介]李百兴(1976—),男,河北承德人,首都经济贸易大学会计学院教授,硕士生导师,从事公司治理与内部控制研究, E-mail: lbx@cueb.edu.cn; 王博(1994—),男,河南郑州人,首都经济贸易大学会计学院硕士研究生,从事公司治理与内部控制研究。

出环境规制在增强企业技术创新上的落脚点是企业竞争力的增加。然而,遗憾的是,企业技术创新是否能够提升企业竞争力,目前还是个颇具争议的问题——显然,如果企业单纯投入过大的创新资本,不但不会对企业生产方式产生积极的优化作用,反而可能影响企业的现金流回收速度,造成企业经营风险加大,最终导致其业绩下滑。所以,即使身处环境规制下,企业也可能是缺乏创新动机的。目前学术界只能勉强接受所谓的“狭义波特假说”和“弱波特假说”,即“严格、灵活的环境规制可以增加企业的技术创新投入,且不能证明创新投入一定会引起企业竞争力的增加”。可以看到,波特假说对环境规制的作用是存在解释余地的,姑且不论技术创新投入与企业竞争力的关系,环境规制与企业创新投入的关系也依然不甚明确,除了上述企业缺乏创新动机的现实原因外,还有如下两个研究层面的原因。首先,在现实的市场环境下,环境规制与企业的创新投入并非单一“刺激—响应”关系^[2]。环境规制要发挥作用,必须是在一个由各种复杂经济因素构成的市场环境下,这些因素有的会影响政策法规上行下达的效率(如信息不对称),有的则会赋予企业更强的创新动机(如行业竞争),产生对政府环境规制的替代作用。如此,环境规制的净效应就变得不易观察。其次,基于波特假说对环境规制严格、灵活的限定,研究者很难找到一个近乎完美的自然实验以保证各技术创新投入影响因素的“共同趋势”,甚至无法准确定义究竟哪种政策才属于严格、灵活的环境规制。因此,以往关于二者相关性的研究可能由于替代变量、自然实验的选择不同而呈现出完全相反的结果,使得环境规制与企业创新投入的关系变得更加扑朔迷离。

基于以上原因,笔者考虑使用PSM-DID方法观察我国2015年新《环境保护法》(以下简称新环保法)实施这一环境规制因素对企业技术创新投入的影响,探究企业创新投入是否会充分响应严格的外部政策。

二、文献回顾与假设提出

在波特假说下,严格或灵活环境规制有足够的力量倒逼企业进行技术创新。Chowdhury和Sandwip在垄断市场环境的假设下,运用简单两阶段模型探讨了“弱波特假说”和“强波特假说”的成立条件,得出“新技术效率”是决定强(弱)波特假说成立的关键因素,即只有当新技术确实能够提高企业的生产效率时,环境规制倒逼企业创新的假说才是成立的^[3]。另外,除本国自发实施的环境规制外,在国际贸易规则下,国外的环保政策也可能间接影响本国的政策调整,从而对企业的创新产生刺激作用(比如产品出口国)。例如,Chakraborty和Chatterjee在德国对致癌性纺织品染料的禁令下,观察了印度政府禁止使用“偶氮染料”的措施对本国染料生产企业的创新的影响。结果显示,政策执行后这些企业的创新投入显著上升^[4]。近几年的国内研究中,蒋伏心等以排污量作为环境规制的替代变量,发现环境规制对企业技术创新具有双重效应,即随着环境规制强度的增加,企业的技术创新投入先减后增,经历了从“抵消”到“补偿”两个完全相反的阶段,且“抵消”阶段的产生经证明是外商直接投资的技术溢出效应和大企业规模效应所致^[5]。这一结论试图说明,只要政策能够不断完善,企业技术创新增加将成为必然趋势。但是,笔者认为,以排污量代替环境规制进行研究,是建立在“排污量越高,政府环境规制越严格”假设成立的基础上,该理论是否符合实际情况还有待商榷;且仅以某一地区某一行业作为研究对象,普适性难免大打折扣。

我国2015年实施的新环保法与旧环保法相比,条目上从原来的47条增加到了70条,大幅提高了污染企业的责任承担和处罚力度。同时,新环保法引入了信息公开机制,提升了社会公众知情权、检举权和公益诉讼权的行使范围,严格程度可称“历史之最”,符合波特假说对环境规制严格、灵活的限定。修订后的环保法确立的职能部门保护监管职责更明确,环保措施的规定也更多、更具体、更加切实可行^[7]。并且,与其他环境规制相比,新环保法还直接规定了对治污成果突出企业的奖励性措施,涵盖财政、税收、价格和政府采购多个方面,减轻了企业的“后顾之忧”,进一步增强了企业的技术

创新动机。因此,基于以上证据,有理由认为,新环保法既有强制性,又有激励性,具备使企业进行技术创新的完善动机,故围绕波特假说,本文提出如下假设。

H1:新环保法实施会对企业的技术创新投入产生正面促进作用。

然而,还有不少学者对传统的波特假说持保留意见。Ziesemer 结合微观经济理论,提出了一种全新的“基于知识资本的波特假说”。这种观点认为,环境规制对企业技术创新的影响仅仅是一小部分,只有环境规制增加了企业的知识资本积累,才能最大限度激发企业的创新活力^[8]。该理论暗示在传统的波特假说下,即使政府恩威并施,环境规制也并非总是有效——因为企业在实施技术创新以前可能还关注利润之外的一些隐性利益,而这些隐性利益往往是普遍性政策难以触及的。另外,关于波特假说,最令人担心的就是环境规制下企业“环境补偿”对技术创新投入的“挤出效应”。Hottenrott 和 Rexh 的研究表明,限制性政策增大了企业的环境监管成本,反而减少了企业技术创新投入,且对于面临融资约束的企业影响更为显著^[9]。另有学者提出,环境规制对企业技术创新投入产生了替代效应和补偿效应两种相反的影响,且总体净效应为负,即环境规制制约了企业的创新技术投入^[10]。这些证据为二者关系增添了更多致变因素。此外,马艳艳等发现,环境规制强度虽与企业的研发投入存在显著的“U”型关系,但却与企业的专利申请数量存在显著的倒“U”型关系,且随着企业规模的增加,两种关系都有明显的弱化趋势^[11]。这可能表明,企业不同形式的技术创新,对政府环境规制的响应会出现不确定的结果。基于这一原因,在进行本研究前,笔者首先对技术创新的定义进行了限制,由于我们的结论更关注技术创新行为而非结果,因此仅采用研发投入指标作为技术创新投入的替代变量。进一步,陈雨柯在验证“强波特假说”的过程中,将企业研发投入区分为“环保研发投入”和“非环保研发投入”,发现环境规制仅对环保研发投入产生促进作用,而对非环保研发投入则会起到抑制作用^[12],也表明了环境规制影响效果的局限性。这一结论虽然提供了一个研究二者相关性的全新角度,但笔者认为其结果有悖于波特假说对技术创新的整体性描述,归根结底还是无法得到环境规制与企业技术创新投入的确定性关系。充分考虑上述的争议性结论,本文提出如下假设。

H2:新环保法实施对企业的技术创新投入没有正面促进作用。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

为探究我国新环保法对企业技术创新投入的影响,本文以 2012—2017 年 A 股上市公司为样本,并按照环保法的相关规定,将样本企业分为环保法影响下的处理组以及环保法影响较小(几乎不影响)的对照组。分组依据如下:根据《中华人民共和国环境保护法》第四章关于污染防治的有关规定,环境管制的具体方法主要是控制生产废气、废水、废渣、医疗废物、粉尘、恶臭气体、放射性物质以及噪声、振动、光辐射、电磁辐射等污染物排放量,这些污染物排放主要与重污染行业关系密切,而与其他行业关联较小。因此,结合原环保部 2010 年公布《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)对重污染行业的相关界定,本文最终选定包括石油化工、医药制造、纺织业在内的共计 34 个细分行业作为处理组样本,其余环保法影响较小的行业,诸如文化艺术、影音传播、软件开发、零售业和服务业等 18 个细分行业作为对照组样本,分别对环保法实施前后两组数据的处理效应和时间效应进行观察。

由于金融业的特殊性以及综合类企业不确定性对回归结果可能产生的干扰,本文在样本筛选前对这两种行业进行了剔除,同时剔除了被标记为 S、ST、*ST、SST、S*ST 的企业以及无法处理的数据缺失样本。此外,为保证 DID 方法的“共同趋势”假设,本文使用倾向得分匹配法(PSM)对所选样本进行了一对一匹配处理。最终得到处理组样本 1903 个,对照组样本 1903 个。文中被解释变量和各控制变量数据取自国泰安(CSMAR)数据库、色诺芬(CCER)数据库以及万得(WIND)咨询金融终端。部分缺失数值来自巨潮资讯网。所有连续变量均经过前后 1% 的缩尾处理。

(二) 模型设定与变量定义

PSM-DID 方法即是在利用倾向得分匹配法 (PSM) 保证双重差分模型 (Difference in Difference, DID) “共同趋势” 假设的前提下, 排除掉其他不随时间变化的因素和不可控因素对因变量的影响, 观察某一外生性因素 (如政策、法律法规等) 对因变量产生的净效应。

倾向得分匹配法是匹配估计量思想的具体应用。所谓匹配估计量, 其原理即是在不受新环保法影响的对照组中找到一家企业 X , 使其与受新环保法影响的处理组中某一依赖于其他个体特征 (协变量) 的企业 Y 尽可能相似, 即 $X = Y$ 。当新环保法实施对企业的影响完全依赖于这些个体特征时, 可以近似认为企业 X 和企业 Y 受政策影响的概率相等。在这一基础上, PSM 法可以根据多维匹配指标的倾向得分对 P 值近似的两家企业进行匹配, 一定程度上克服了匹配数量不足的问题。为了得到更好的样本匹配结果, 本文采用“一对一匹配法”对处理组和对照组样本进行匹配。在使用 PSM 法维持了双重差分的“共同趋势”假设后, 随即进行双重差分模型检验, 同时观察政策影响因素和非政策影响因素产生的两类差异。具体回归模型如下:

$$\begin{aligned}
 R\&D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treated_{i,t} + \alpha_2 t_{i,t} + \alpha_3 t_{i,t} \times treated_{i,t} + \alpha_4 lev_{i,t} + \alpha_5 size_{i,t} + \alpha_6 share_{i,t} \\
 &+ \alpha_7 numbers_{i,t} + \alpha_8 bind_{i,t} + \alpha_9 soe_{i,t} + \alpha_{10} dua_{i,t} + \alpha_{11} edu_{i,t} + \alpha_{12} comp_{i,t} \\
 &+ \alpha_{13} sub_{i,t} + \alpha_{14} hold_{i,t} + \alpha_{15} pay_{i,t} + \alpha_{16} tec_{i,t} + \varepsilon \tag{1}
 \end{aligned}$$

模型中, $R\&D$ 代表企业的技术创新投入, 以企业当年研发支出占销售收入的比重表示。虚拟变量 $treated$ 为政策性变量, 本文将全样本区分为环保法影响下的企业 (处理组) 和非环保法影响下的企业, $treated = 1$ 时表示当前企业受到环保法的影响, $treated = 0$ 表示当前企业几乎不受环保法的影响; 由于我国新环保法于 2015 年 1 月 1 日起正式施行, 故本文通过虚拟变量 t 描述非政策性的时间效应, 当 $t = 1$ 时表示 2015 年后 (含 2015 年) 环保法正式实施的时间段, 当 $t = 0$ 时表示 2015 年前新环保法未正式实施的时间段。在对样本进行 PSM 处理后, 本文借助以上两个虚拟变量将全样本进一步分为四组, 分别是“2015 年后新环保法影响下的企业”“2015 年前新环保法影响下的企业”“2015 年后不在新环保法影响下的企业”和“2015 年前不在新环保法影响下的企业”。通过四组样本回归系数的相互关系, 即可判定新环保法实施对企业创新投入产生的净效应。DID 模型中各参数含义见表 1。

表 1 DID 模型中各参数含义

	环保法实施前 ($t = 0$)	环保法实施后 ($t = 1$)	差分
环保法影响下企业 (处理组, $treated = 1$)	$\alpha_0 + \alpha_1$	$\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$	$\Delta d_1 = \alpha_2 + \alpha_3$
非环保法影响企业 (对照组, $treated = 0$)	α_0	$\alpha_0 + \alpha_2$	$\Delta d_2 = \alpha_2$
DID			$\Delta \Delta d = \alpha_3$

对于新环保法影响下的企业, 在环保法实施前, 对 $R\&D$ 的响应系数为 $\alpha_0 + \alpha_1$; 在环保法实施后, 对 $R\&D$ 的响应系数为 $\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$ 。两者做差即可得到处理组的处理效应为一阶差分 $\Delta d_1 = \alpha_2 + \alpha_3$ 。同理, 对于非环保法影响的企业, 在 2015 年前对 $R\&D$ 的响应系数为 α_0 ; 而在 2015

年后对 $R\&D$ 的响应系数为 $\alpha_0 + \alpha_2$, 可得到对照组的处理效应为一阶差分 $\Delta d_2 = \alpha_2$ 。最终, 在两组差分结果的基础上可得到二阶差分结果 $\Delta \Delta d = \alpha_3$, 表示环保法对企业技术创新投入的净效应。 α_3 即为 DID 模型中交乘项 $t \times treated$ 的系数, 当 α_3 显著为正, 说明环保法实施提升了企业的技术创新投入。

其余控制变量均为影响企业技术创新的重要变量, 同时也作为本文 PSM 法下计算倾向得分的标准。大量的研究结果表明, 一方面, 企业规模越大, 企业获取信息的能力越强, 各种资源更加充足, 企业的技术创新投入也越多^[13-14]; 另一方面, 公司治理结构的不同会对企业技术创新产生不同的影响, 比如董事会特征中的董事会规模、独董比例, 高管特征中的“两职分离”、个人教育背景等, 这些因素往往会通过影响企业的决策效率间接影响技术创新投入^[15-16]。由此, 对

高管的个人激励也就成为影响企业技术创新投入的重要指标^[17]。此外,市场竞争对企业研发投入的促进作用会因企业产权性质和决策权配置的不同而存在差异^[18-19],而政府补助也会对企业某一时期的研发能力产生促进作用^[20-21]。因此,本文最终选择资本结构 *lev*、企业规模 *size*、股权集中度 *share*、董事会规模 *numbers*、独董比例 *bind*、产权性质 *soe*、“两职合一” *dua*、高管文化程度 *edu*、市场竞争程度 *comp*、政府补助 *sub*、高管持股比例 *hold*、高管薪酬 *pay* 和高新技术企业认定 *tec* 等 13 项因素作为 DID 模型的控制变量(其中控制高新技术企业认定 *tec* 的目的是控制无政策影响下行业间技术创新差异),具体变量定义见表 2。

表 2 变量定义

变量性质	变量名称	变量符号	定义
被解释变量	技术创新投入	<i>R&D</i>	研发投入/营业收入
主要解释变量	环保法执行	<i>treated</i>	虚拟变量,若企业受新环保法影响较大取 1,否则取 0
	环保法执行年度	<i>t</i>	虚拟变量,若公司年样本在 2015 年后(包括 2015 年)取 1,否则取 0
控制变量	资本结构	<i>lev</i>	以资产负债率表示,资产负债率 = 负债总额平均余额/资产总额平均余额
	企业规模	<i>size</i>	企业资产总额的自然对数
	股权集中度	<i>share</i>	以第一大股东持股比例表示,即在持股比例上有绝对的领先地位的股东拥有的股份比例
	董事会规模	<i>numbers</i>	以企业董事会总人数表示
	独董比例	<i>bind</i>	独立董事在董事会中所占比例
	产权性质	<i>soe</i>	虚拟变量,若企业属于国有企业时取 1,否则取 0
	两职合一	<i>dua</i>	虚拟变量,若存在董事长兼任 CEO 取 1,否则取 0
	高管文化程度	<i>edu</i>	高管中学学历在本科以上(不包括本科)的人数占高管总人数的比例
	市场竞争程度	<i>comp</i>	以主营业务利润率表示,主营业务利润率 = 营业利润/主营业务收入
	政府补助	<i>sub</i>	政府补助/营业收入
	高管持股比例	<i>hold</i>	高管持股数量/企业流通股股数
	高管薪酬	<i>pay</i>	企业中薪酬最高的三位高管的年薪之和取自然对数
	高新技术企业认定	<i>tec</i>	虚拟变量,若企业被认定为高新技术企业时取 1,否则取 0

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 3 列示了各主要变量的描述性统计结果(未经 PSM 处理的样本量为 10711)。初步观察,被解释变量 *R&D* 的概率分布函数略微右偏,但平均数与中位数相差不大,基本服从正态分布。另外,从标准差 4.1039 来看,研发支出的数据离散性明显,说明各企业研发支出存在不小的差距,这可能与不同的行业特征有关。除作为分组标准的主要解释变量外,对于其他控制变量,资产负债率最大值达到 86.54%,说明小部分持续经营的上市公司尚面临极大的偿债压力,资本结构可能需要调整;高管持股比例数据明显右偏,表明大多数企业的高管股权激励程度低于上市公司平均水平。

(二) 相关性分析

在正式使用模型回归之前,需要对各个可观测变量进行相关性分析,考察指标选择的科学性,并初步观察各变量间可能存在的多重共线性问题(限于篇幅,未列示相关性检验结果)。

表 3 主要变量描述性统计

变量	观测值	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>R&D</i>	10711	3.6464	3.0500	4.1039	0.0009	23.0900
<i>lev</i>	10711	0.3989	0.3848	0.2021	0.0477	0.8654
<i>size</i>	10711	22.0636	21.8881	1.2285	19.9521	25.9957
<i>share</i>	10711	34.2985	32.8000	14.8794	0.3832	73.3300
<i>numbers</i>	10711	8.5928	9	1.6510	5	15
<i>bind</i>	10711	0.3743	0.3333	0.0532	0.3333	0.5714
<i>soe</i>	10711	0.3175	0	0.4655	0	1
<i>dua</i>	10711	0.3083	0	0.4618	0	1
<i>edu</i>	10711	2.9780	1.2610	4.3891	0	22.9800
<i>comp</i>	10711	0.0855	0.0728	0.1294	-0.4320	0.4899
<i>sub</i>	10711	0.0134	0.0151	0.0185	0.0001	0.1102
<i>hold</i>	10711	7.9408	0.2448	14.5492	0	61.5600
<i>pay</i>	10711	14.2261	14.2060	0.6439	12.6780	16.0161
<i>tec</i>	10711	0.5991	1	0.4901	0	1

注:本表已经对连续变量在 1% 水平下进行缩尾处理。

结果显示,各控制变量均与被解释变量 $R\&D$ 显著相关,表明各控制变量的选择相对科学,并支持了线性模型假定。其中,资产负债率(资本结构) lev 、企业规模 $size$ 、股权集中度 $share$ 、董事会规模 $numbers$ 和产权性质 soe 与被解释变量 $R\&D$ 的相关系数显著为负,其余变量显著为正。此外,各控制变量间的相关系数也十分显著,提示可能存在多重共线性。因此,在后续的回归分析中需要逐步引入控制变量,并检验多重共线性程度是否在可容忍范围之内,避免严重的多重共线性造成回归结果偏差。下面,本文利用模型 1 进行 PSM-DID 分析。

(三) PSM-DID 模型回归

1. 倾向得分匹配处理

根据上述研究设计,按照原环保部 2010 年公布《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)、证监会 2012 年公布的《上市公司行业分类指引》以及《中华人民共和国环境保护法》,我们将 2012—2017 年 A 股 52 个行业划分为受环保法影响的处理组和几乎不受环保法影响的对照组,对两组数据进行了倾向得分匹配。具体地,本研究使用 Logit 模型估计倾向得分,使用“一对一匹配法”确定权重,同时施加了“共同支持”条件。

表 4 显示了倾向得分匹配平衡性检验结果。经过匹配,资本结构 lev 、董事会规模 $numbers$ 、产权性质 soe 、“两职合一” dua 、高管文化程度 edu 、市场竞争程度 $comp$ 和政府补助 sub 等变量的标准偏差绝对值均大幅下降,表明匹配后处理组和对照组的可观测变量不存在显著差异,一对一匹配有效。

经过匹配,本文剔除了 6905 个不在共同取值范围中(off support)的公司年样本,其中处理组 6901 个,对照组 4 个,最终得到用于 DID 检验的样本 3806 个,处理组和对照组各 1903 个。

2. 平均处理效应检验

在 PSM 处理的基础上,本文利用模型 1 对环保法与企业技术创新投入的关系进行检验,观察新环保法实施前后企业技术创新投入的平均处理效应。考虑到各控制变量间多重共线性问题,本文在回归前进行了方差膨胀因子检验,并逐次引入控制变量进行回归分析。同时,本文使用异方差-稳健标准误对模型 1 进行了怀特异方差修正,修正后的稳健性结果见表 5。

结果显示,无论是否引入控制变量,交乘项 $t \times treated$ 的系数均为正,但并不显著。这说明,在整体考虑平均处理效应的情况下,新环保法实施对企业技术创新投入有一定影响,不过净效应并不明显,不能充分说明新环保法实施增加了企业的技术创新投入。而对于其余控制变量,独立董事比例、政府补助、高管的受教育水平、对高管的股权薪资激励以及高新技术企业认定都与被解释变量 $R\&D$ 呈显著正相关关系,这意味着更专业的决策手段、更优秀的管理团队和充裕的资金为企业更积极的技术创新创造了良好的环境,企业创新动机更充分。而负债水平、股权集中度、国有企业性质和竞争力则明显约束了企业的创新行为,特别是国有企业性质对企业技术创新投入的削弱作用,可能与国

表 4 倾向得分匹配平衡性检验

变量	匹配前/后	处理组均值	对照组均值	偏差(%)
lev	匹配前	0.40	0.41	-8.90
	匹配后	0.43	0.42	8.40
$size$	匹配前	22.03	22.26	-17.70
	匹配后	22.54	22.26	21.30
$share$	匹配前	34.58	33.26	8.60
	匹配后	30.85	33.22	-15.40
$numbers$	匹配前	8.57	8.71	-7.70
	匹配后	8.79	8.70	4.80
$bind$	匹配前	0.37	0.38	-4.30
	匹配后	0.38	0.38	14.50
soe	匹配前	0.30	0.38	-17.10
	匹配后	0.46	0.38	16.10
dua	匹配前	0.31	0.30	3.20
	匹配后	0.29	0.30	-2.10
edu	匹配前	2.60	5.18	-48.70
	匹配后	6.75	5.18	29.60
$comp$	匹配前	0.07	0.12	-18.70
	匹配后	0.13	0.11	8.80
sub	匹配前	0.02	0.02	-0.70
	匹配后	0.02	0.02	-0.10
$hold$	匹配前	7.94	8.33	-2.60
	匹配后	8.99	8.35	4.30
pay	匹配前	14.19	14.37	-25.70
	匹配后	14.61	14.37	35.50
tec	匹配前	0.62	0.50	24.50
	匹配后	0.34	0.50	-32.10

有企业本身的规模、决策效率存在一定关系。

由于未能在平均处理效应结果中取得显著的结果,本文引入时间效应,按年度更细致地观察新环保法实施对企业的技术创新投入影响的显著性,即动态边际效应检验。

3. 动态边际效应检验

由于新环保法于2015年1月1日起正式实施,因此可以在2015年、2016年和2017年分别观察新环保法实施后对企业技术创新投入的影响,即考察新环保法实施随时间变化的动态边际效应。为此,在模型1的基础上,我们将环保法执行年度变量 t 细分为2015年、2016年和2017年,随即生成变量 t_{2015} 、 t_{2016} 与 t_{2017} ; 当 $t_{2015} = 1$ 时表明公司年样本位于2015年,否则为0;当 $t_{2016} = 1$ 时表明公司年样本位于2016年,否则为0;当 $t_{2017} = 1$ 时表明公司年样本位于2017年,否则为0。与此对应的模型见模型2,回归结果见表6。

动态边际效应检验结果显示,无论2015年、2016年还是2017年,新环保法实施与企业技术创新投入均无显著相关关系。但 t_{2015} 、 t_{2016} 和 t_{2017} 三项与被解释变量显著正相关,即新环保法实施后,几乎不受环保法影响的对照组企业技术创新投入却明显增加,说明对照组

企业技术创新投入增加可能是由于环保法影响以外的其他原因。尽管如此,还不能就该结果判断 H1 被证伪,因为与一般政策相比,一部法律的实施效果可能存在更强的时间滞后效应。但由于新环保法实施时间尚短,本文无法在更长的时期内观察新环保法实施与企业技术创新投入的相关性。鉴于此,在进一步研究中,本文试图从控制变量的角度进行分析,探究除时滞性以外,是否还存在导致回归结果不显著的其他更确切的原因。

表5 DID 平均处理效应结果

	R&D	R&D
<i>treated</i>	-0.617 ** (-1.97)	-0.216 (-0.78)
<i>t</i>	1.243 *** (3.94)	1.627 *** (6.22)
<i>t × treated</i>	0.323 (0.83)	0.016 (0.05)
<i>lev</i>		-5.524 *** (-10.08)
<i>size</i>		-0.034 (-0.49)
<i>share</i>		-0.029 *** (-6.19)
<i>numbers</i>		-0.047 (-0.97)
<i>bind</i>		3.299 ** (2.32)
<i>soe</i>		-1.161 *** (-6.50)
<i>dua</i>		0.089 (0.45)
<i>edu</i>		0.145 *** (8.45)
<i>comp</i>		-4.132 *** (-4.87)
<i>sub</i>		55.054 *** (9.35)
<i>hold</i>		0.017 ** (2.22)
<i>pay</i>		0.525 *** (4.00)
<i>tec</i>		2.413 *** (12.22)
常数项	3.924 *** (15.51)	-2.766 (-1.45)
<i>adj-R</i> ²	0.014	0.360
<i>F</i> 值	22.15	114.4
观测值	3,806	3,806

表6 DID 动态边际效应检验结果

	R&D	R&D
<i>treated</i>	-0.617 ** (-1.96)	-0.209 (-0.76)
<i>t_2015</i>	1.604 *** (3.54)	1.612 *** (4.51)
<i>t_2016</i>	1.258 *** (3.06)	1.378 *** (4.15)
<i>t_2017</i>	0.961 ** (2.51)	1.886 *** (5.89)
<i>t_2015 × treated</i>	0.042 (0.08)	-0.014 (-0.03)
<i>t_2016 × treated</i>	0.225 (0.45)	0.166 (0.41)
<i>t_2017 × treated</i>	0.619 (1.29)	-0.088 (-0.22)
<i>lev</i>		-5.545 *** (-10.11)
<i>size</i>		-0.045 (-0.65)
<i>share</i>		-0.028 *** (-5.94)
<i>numbers</i>		-0.043 (-0.90)
<i>bind</i>		3.336 ** (2.35)
<i>soe</i>		-1.152 *** (-6.43)
<i>dua</i>		0.101 (0.51)
<i>edu</i>		0.144 *** (8.40)
<i>comp</i>		-4.165 *** (-4.92)
<i>sub</i>		55.666 *** (9.38)
<i>hold</i>		0.016 ** (2.20)
<i>pay</i>		0.540 *** (4.09)
<i>tec</i>		2.413 *** (12.23)
常数项	3.924 *** (15.50)	-2.808 (-1.47)
<i>adj-R</i> ²	0.0139	0.360
<i>F</i> 值	9.66	91.62
观测值	3,806	3,806

注:***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 t 统计量;经方差膨胀因子(VIF)检验,所有变量多重共线性均在可接受范围内。

注:***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 t 统计量;经方差膨胀因子(VIF)检验,所有变量多重共线性均在可接受范围内。

$$R\&D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treated_{i,t} + \beta_2 t_2015_{i,t} + \beta_3 t_2016_{i,t} + \beta_4 t_2017_{i,t} + \beta_5 t_2015_{i,t} \times treated_{i,t} + \beta_6 t_2016_{i,t} \times treated_{i,t} + \beta_7 t_2017_{i,t} \times treated_{i,t} + \beta_8 lev_{i,t} + \beta_9 size_{i,t} + \beta_{10} share_{i,t} + \beta_{11} numbers_{i,t} + \beta_{12} bind_{i,t} + \beta_{13} soe_{i,t} + \beta_{14} dua_{i,t} + \beta_{15} edu_{i,t} + \beta_{16} comp_{i,t} + \beta_{17} sub_{i,t} + \beta_{18} hold_{i,t} + \beta_{19} pay_{i,t} + \beta_{20} tec_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

五、进一步研究

由于政策与法律法规往往在特定的经济、社会环境中才能生效。因此,在有关政策、法律法规的研究中,一个重要的问题是:对被解释变量具有重大影响的控制变量是否由于外生性因素而无法发挥本来的作用,从而弱化政策、法律法规的实施效果?为了检验 DID 模型不显著的回归结果是否与时滞性之外的其他因素有关,有必要分析对 R&D 起重要作用的控制变量对新环保法实施的响应情况,观察是否存在某些控制因素在新环保法实施环境中无法发挥明显的作用,从而影响新环保法的实施效果。

在 DID 平均处理效应的检验结果中,已经确定资本结构 *lev*、股权集中度 *share*、独董比例 *bind*、产权性质 *soe*、高管文化程度 *edu*、市场竞争程度 *comp*、政府补助 *sub*、高管持股比例 *hold*、高管薪酬 *pay* 和高新技术企业认定 *tec* 会对企业技术创新投入产生显著影响。在这些变量

之中,产权性质 *soe*、高管文化程度 *edu*、政府补助 *sub* 和高新技术企业认定相对新环保法实施这一事件具有较强外生性,几乎不会受到环保法影响,而市场竞争程度 *comp* 是企业市场环境下的被动选择,因此这些变量均不存在响应新环保法失灵的问题。而对于其他控制变量,本文以环保法执行变量 *treated*、时间变量 *t* 以及二者交乘项为解释变量,分别对资本结构 *lev*、股权集中度 *share*、独董比例 *bind*、高管持股比例 *hold* 和高管薪酬 *pay* 进行回归分析,观察各自对新环保法实施这一事件的响应水平。稳健性检验结果见表 7。

我们观察交乘项 $t \times treated$ 的系数,资产负债率响应新环保法显著降低(新环保法出台后,企业可能为了减弱技术创新投入的成本挤占而调整资本结构,降低债务风险),而股权集中度、独董比例和高管持股比例并未响应新环保法发生显著改变,高管薪酬甚至与交乘项显著负相关。这说明,在新环保法实施后,大多数企业均未能有效改变董事会的人员构成,提高独立董事的建议、监督职能,或是给予高管更丰厚的激励措施(包括股权激励和薪酬激励);而负债水平和股权集中度这些明显对企业创新产生约束的因素,也未能在新环保法实施后受到企业管理者的有效控制,最终导致新环保法无法快速有效地触及企业的创新能动性。

事实上,当前我国一些上市公司的制度安排已经为这一结论提供了依据。例如,以独立董事制度来说,目前我国大多数企业的独立董事制度尚流于形式,缺乏独立性,难以发挥必要的监督职能,严重阻碍了企业的创新发展^[22]。在这种情况下,尽管能够证明独立董事比例与企业的技术创新投入显著正相关,但当新环保法出台,企业却仍然维持原有的制度安排,不能进一步增强独立董事的监督作用,使得政策对技术创新的影响变得“微乎其微”;而对于高管股权激励和居高不下的薪金,在我国早已从“激励因素”变为了“保健因素”,本身就对政策缺乏敏感性,一旦在新环保法下要求迅速提升薪金

表 7 主要控制变量对新环保法实施的响应水平

	<i>lev</i>	<i>share</i>	<i>bind</i>	<i>hold</i>	<i>pay</i>
<i>treated</i>	0.033 *** (2.78)	-2.519 *** (-3.17)	0.008 ** (2.57)	-0.208 (-0.24)	0.308 *** (9.50)
<i>t</i>	0.034 *** (3.36)	-3.184 *** (-4.30)	0.002 (0.84)	-1.937 *** (-2.69)	0.197 *** (6.85)
$t \times treated$	-0.025 * (-1.71)	0.254 (0.25)	-0.001 (-0.24)	1.243 (1.18)	-0.132 *** (-3.15)
常数项	0.393 *** (47.65)	35.171 *** (60.85)	0.375 *** (177.71)	9.508 *** (15.92)	14.251 *** (653.79)
<i>adj-R</i> ²	0.004	0.014	0.004	0.002	0.042
<i>F</i> 值	6.059	19.50	5.548	3.269	61.21
观测值	3,806	3,806	3,806	3,806	3,806

注:***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 *t* 统计量。

水平,很难发挥出比原先更好的激励效果。此外,企业的资本结构调整限制因素较为复杂,不但与企业自身的调整有关,也与国家税收政策、区域经济发展水平等宏观因素紧密相连^[23],很难在短时间内响应新环保法出台而发生变化。

六、稳健性检验:平行趋势假设

本研究的稳健性检验主要围绕所使用 PSM-DID 方法的有效性。使用双重差分法(DID)的一个重要前提是样本必须满足平行趋势假设,即假设处理组未受政策干预时的变化趋势必须与对照组一致,否则宏观经济环境的变化可能对回归结果造成干扰。也正因为这个原因,本研究在使用双重差分法前首先使用倾向得分匹配(PSM)法对样本进行了处理,以满足平行趋势假定的条件。为了进一步验证差分处理结果的稳健性,本文在这里将逐年对样本进行观察,检验 PSM 方法是否对处理组数据进行了正确的匹配(限于篇幅,未列示稳健性检验结果)。

结果显示,在新环保法实施以前,虽然表示年份的虚拟变量 t_{2012} 显著异于 0,但 t_{2013} 年系数为 0,且 2014 年系数并不显著,说明从整体上看,新环保法未实施时处理组和对照组的变动趋势并无显著差异。而从新环保法开始实施的 2015 年,往后所有的年份虚拟变量系数均显著异于 0,说明 PSM 分组方法能够满足 DID 平行趋势假设,PSM 分组有效。

七、结论与启示

本文以 2012—2017 年 A 股上市公司为样本来源,借助双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)研究了新环保法实施这一外生性事件对企业技术创新投入的影响。结果显示,新环保法对企业技术创新投入有一定促进作用,但促进作用并不显著。进一步研究发现,主要原因有如下两点。首先,新环保法实施时间较短,其对企业产生的除排污治污以外的其他影响可能还未得到完全显露;其次,许多对企业创新产生重大影响的控制因素——比如资本结构、治理结构和激励方案等方面,企业并没有在新环保法实施后对这些因素主动进行适应性调整,致使这些影响企业创新因素无法响应新环保法从而产生对企业创新投入更强的刺激作用,最终导致新环保法的规制作用无法快速有效地触及企业。

十九大报告指出,创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。深化供给侧结构性改革,必须把提高供给体系质量作为主攻方向,建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系。因此,在这样一种重质量的发展思路引导下,我国曾经的“破坏式”发展方式是不可取的,必须转变发展方式,将绿色、环保、低碳纳入企业整个生产经营活动中来。新环保法的实施极大地遏制了企业的污染行为,也在一定程度上倒逼了企业创新思维的产生。但我国企业要实现绿色创新转型,归根结底还是要充分发挥主观能动性,不但要自觉遵守环保法要求,被动避免污染处罚,更要主动合理地调整自身经营策略,使环境规制成为创新发展的“助推剂”,而非增加“环境补偿成本”的阻碍。

参考文献:

- [1] Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97-118.
- [2] 余伟,陈强.“波特假说”20 年——环境规制与创新、竞争力研究述评 [J]. 科研管理,2015(5):65-71.
- [3] Chowdhury I R, Sandwip D K. Environmental regulation, green R&D and the porter hypothesis [J]. Indian Growth and Development Review. 2011,4(2):142-152.
- [4] Chakraborty P, Chatterjee C. Does environmental regulation indirectly induce upstream innovation? New evidence from India [J]. Research Policy, 2017,46(5):939-955.
- [5] 蒋伏心,王竹君,白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究 [J]. 中国工业经济,2013(7):44-55.

- [6]曾义,冯展斌,张茜. 地理位置、环境规制与企业创新转型 [J]. 财经研究,2016(9):87-98.
- [7]杨月梅,曹艳芳,赵珍伟,等. “新环保法”之“新特征”浅析 [J]. 环境与可持续发展,2015(5):147-148.
- [8]Zieseemer T. A knowledge-based view of the porter hypothesis [J]. Environmental Policy and Governance,2013(23):193-208.
- [9]Hottenrott H, Rexh S. Policy-induced environmental technology and inventive efforts: Is there a crowding out? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2015, 22(5):375-401.
- [10]王文善,印梅. 空间溢出、环境规制与技术创新 [J]. 财经论丛,2015(12):92-99.
- [11]马艳艳,张晓蕾,孙玉涛. 环境规制激发企业努力研发? ——来自火电企业数据的实证[J]. 科研管理,2018(2):66-74.
- [12]陈雨柯. 财政分权下“强波特假说”的再验证——企业环保创新和非环保创新的视角[J]. 商业研究,2018(1):143-152.
- [13]唐清泉,甄丽明. 透视技术创新投入的机理与影响因素:一个文献综述 [J]. 科学学与科学技术管理,2009(11):75-80.
- [14]安杰,王小荣. 高新技术类上市公司 R&D 支出影响因素的研究——来自上市公司 2004—2008 年的经验数据 [J]. 华东经济管理,2010(6):93-97.
- [15]李燕,华姗姗. 公众关注、董事会规模与企业研发强度——基于战略性新兴产业上市公司的实证研究 [J]. 会计之友,2018(5):38-42.
- [16]吕荣杰,张文君,吴超. 总经理离任前的公司研发投入变动研究 [J]. 科技管理研究,2018(3):184-192.
- [17]苗淑娟,夏朦,孟庆顺. 高管激励对研发投入影响研究——终极控制权的调节作用 [J]. 工业技术经济,2018(1):41-48.
- [18]程昔武,张顺,纪纲. 企业异质性、市场竞争与研发投入——来自中国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 北京工商大学学报,2018(1):75-85.
- [19]杨文君,陆正飞. 知识产权资产、研发投入与市场反应 [J]. 会计与经济研究,2018(1):3-20.
- [20]熊和平,杨伊君,周靓. 政府补助对不同生命周期企业 R&D 的影响 [J]. 科学学与科学技术管理,2016(9):3-15.
- [21]曹阳,易其其. 政府补助对企业研发投入与绩效的影响——基于生物医药制造业的实证研究 [J]. 科技管理研究,2018(1):40-46.
- [22]靳艺萌. 我国独立董事制度问题与对策分析 [J]. 山西农经,2017(16):97-98.
- [23]麦勇,胡文博,于东升. 上市公司资本结构调整速度的区域差异及其影响因素分析——基于 2000~2009 年沪深 A 股上市公司样本的研究 [J]. 金融研究,2011(7):196-206.

[责任编辑:高 婷]

Has the Implementation of the New Environmental Protection Law Increased the Company's Technological Innovation Investment? Research Based on PSM-DID Method

LI Baixing, WANG Bo, QING Xiaoquan

(Accounting School, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: This paper takes the A-share listed company from 2012 to 2016 as an example to study the impact of the implementation of new environmental protection law on enterprises' technological innovation investment by means of the PSM-DID model. The results show that after the implementation of the new environmental protection law, the technological innovation investment of affected companies has increased, but the results are not significant. Further research explores the reasons and found that besides the time-delay characteristics of the new environmental protection law, the company did not make timely adjustments to the major aspects of the company's technological innovation, such as the capital structure, governance structure, and incentive programs of the company under the implementation environment of the new environmental protection law. Therefore, the mandatory role of the environmental protection law cannot affect the technological innovation of the enterprise quickly and effectively.

Key Words: Porter Hypothesis; new environmental protection law; technological innovation investment; heavily-polluted industry; propensity score matching; difference-in-differences model; policy sensitivity