

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2021.06.016

环境规制的企业绿色技术创新效应研究

屈凯^{1,2}

(1.榆林学院 管理学院,陕西 榆林 719000;2.西安交通大学 经济与金融学院,陕西 西安 710049)

摘要:基于2012—2017年我国A股上市公司数据,分析了新修订的《中华人民共和国环境保护法》(以下简称新《环保法》)对企业绿色技术创新的效应和机制。研究认为,新《环保法》在实施初期并未对企业绿色技术创新形成引致作用,对年龄较小企业、中西部企业、非国有企业的绿色技术创新的抑制作用较为明显。主要原因在于,新《环保法》促进了企业固定资产投资的增加,挤出了企业研发投入。进一步研究发现,新《环保法》并未显著抑制企业TFP和企业绩效,由此验证了“弱波特假说”。

关键词:新《环保法》;企业绿色技术创新;作用效应与机制;“弱波特假说”

中图分类号:F062.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-7835(2021)06-0090-10

当前,化石能源过度消费,工业污染肆意排放,环境质量每况愈下,环境污染问题成为经济社会发展中的主要障碍,促进绿色转型是未来经济增长的主要方向。新古典经济学派认为,环境外部性问题使得市场在自由化条件下不能达到帕累托最优状态,市场机制不能完全防止污染排放、环境退化和经济损失的问题。只有在社会计划者条件下,环境规制才能解决污染问题,与此同时调和环境污染与经济增长之间的矛盾,使二者相互作用效应表现为正,进而达到双赢的目的。在近20年我国经济高速发展的过程中,得出了一个基本的经验:技术进步是经济的重要驱动力^①,这为我们从理论和经验两方面研究绿色增长问题提供了一个新视角。从这个视角出发,环境规制促进绿色转型的因果链就是:环境规制→技术创新→绿色转型,其中技术创新是重要的机制。如何既能降低资源消耗和环境污染,又能提高技术创新水平,还能促进经济增长,这是学界一直在研究的最优环境规制所期望达到的状态,本文正是基于这样的背景展开的研究。

一 制度背景与理论机制分析

(一) 制度背景

2015年1月1日开始实施的新《环保法》,被称为“史上最严环保法”,给企业和政府带来巨大的环境治理压力。最显著的特点是新《环保法》强调企业要加强排污监测,严格执行排污标准,超标企业需缴纳排污费,限期治理,情节严重要追责。同时,企业要加强技术、工艺和设备的改造,严禁将严重生产污染设备进行转移。新《环保法》对企业生产经营的影响是通过间接作用产生的,例如对排污超标企业的罚款、对污染治理的支出、对企业技术和设备的改造,这些都会在短期内对企业生产经营产生负面影响。但是经过技术改造和转型后的企业,污染排放降低后,无须缴纳排污费,生产进入绿色可持续的循环系统中。所以,可以推断新《环保法》长期对企业的生产经营将产生正向影响。

根据《中国统计年鉴》数据,2015年新《环保法》实施之后,全国污染排放量大幅降低,这已经达到了新《环保法》立法主要目的。但从绿色转型方面来看,新《环保法》作为一种命令控制型规制只对末端减排规范严格,而忽略了绿色技术产

收稿日期:2021-07-29

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72003131);教育部人文社会科学项目(20YJA790009)

作者简介:屈凯(1987—),男,陕西榆林人,博士,讲师,主要从事资源与环境经济学研究。

^①苏治,徐淑丹:《中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角》,《中国社会科学》2015年第7期。

品和绿色生产过程工艺的创新^①,这会导致这项规制在短时间不能达到绿色转型的目的,所以还需要较长的时间和多种措施的配合。

(二) 理论机制分析

1. 环境规制与企业绿色技术创新的关系

环境规制与企业技术创新有两种关系^②,一种是遵从成本的抑制观点,一种是“波特假说”的促进观点。“遵从成本假说”是基于静态分析的视角,认为在规制实施之前技术水平、资源配置和企业需求均已达到了稳定状态,企业已经在成本和收益之间做出最优选择,环境规制的引入只会增加企业的成本负担,产生遵从成本效应,这种负效应将会削弱企业创新能力,进而影响企业竞争力。而“波特假说”观点认为,在动态经济框架中企业会对所处状况作出相应改变,即在环境规制增加成本时,企业会改变自身经营和创新模式,通过提高自身技术创新水平来应对规制,降低政策成本^③。所以可以推断,在环境规制实施初期,当企业还在适应规制和调整自身生产方式的时候,规制对企业的技术创新产生负向影响^④。基于此,可以提出研究假设:

H₁: 环境规制抑制企业绿色技术创新。

2. 企业研发投入在环境规制与企业绿色技术创新的中介作用

企业研发投入是技术创新的主要来源,通常认为增加企业研发投入会促进企业技术创新水平提高^⑤。当加入政策影响因素时,若政策增加研发投入,则可以提高技术水平,若政策减少研发投入,则会降低技术水平^⑥。所以,将企业研发投入作为政策作用于技术创新的中介变量。由此,引出第一条微观机制:环境规制强度提高增加了企业成本,相应减少企业研发投入,抑制企业技术创

新。可以提出研究假设:

H₂: 环境规制强度提高,减少企业研发投入,抑制企业绿色技术创新。

3. 企业固定资产投资在环境规制与企业绿色技术创新的中介作用

当环境规制强度提高时,企业的污染罚金也随之提高,企业成本增加。这时企业会进行动态的调整,一种是对生产方式进行调整,即通过提高自主研发技术水平,降低污染,减少企业成本;另一种是比较快速的调整方式,即通过购买末端减排设备、转移污染较大的部门、购买绿色生产技术等,这会造成企业固定投资的增加^⑦。第一种方式调整周期较长,第二种方式调整迅速,所以大多企业会选择第二种方式。由此便引出第二条微观机制:环境规制强度提高,增加企业固定投资,挤出企业研发投入^⑧,抑制企业技术创新。由此便可以提出研究假设:

H₃: 环境规制强度提高,增加企业固定资产投资,挤出研发投入,抑制企业绿色技术创新。

4. 环境规制与企业TFP、企业绩效的关系

“波特假说”概念可以细化为“狭义波特假说”“弱波特假说”“强波特假说”三种情况^⑨。“弱波特假说”是指:在考虑企业成本和收益的框架下,环境规制强度提高会增加企业成本,降低企业利润,可见“弱波特假说”强调的是在成本收益约束下,环境规制如何作用于企业技术创新、生产率、绩效、收益等方面。通常会出现的情况是企业技术创新水平提高了,但是其他方面降低了,或者企业技术创新受到了抑制,但是其他方面得到了促进。Popp对这种现象的解释是,主要是技术研发回报率低的原因造成的,因为技术研发回报率

①刘小瑜,余海华:《中国省际绿色发展的空间关联及溢出效应》,《江西财经大学学报》2020年第3期。

②邝嫦娥,路江林:《环境规制对绿色技术创新的影响研究——来自湖南省的证据》,《经济经纬》2019年第2期。

③Porter, Van der Linde. “Toward a new conception of the environment competitiveness relationship”, *Journal of Economic Perspective*, 1995, 9 (4): 97-118.

④Ramanathan, Black A. “Impact of Environmental Regulations on Innovation and Performance in the UK Industrial Sector”, *Management Decision*, 2010, 48(10): 1493-1513.

⑤余明桂,范蕊,钟慧洁:《中国产业政策与企业技术创新》,《中国工业经济》2016年第12期。

⑥Kneller R. “Manderson E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries”, *Resource & Energy Economics*, 2012, 34(2): 211-235.

⑦沈坤荣,金刚,方嫻:《环境规制引起了污染就近转移吗?》,《经济研究》2017年第5期。

⑧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年第7期。

⑨Jaffe, A.B. and K. Palmer. “Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study”, *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79 (4): 610-619.

不足以补偿企业的合规成本^①,即创新补偿效应小于合规成本效应,这就会使得企业进一步减少研发投入,企业技术创新受到抑制,但初期对企业TFP和企业绩效的影响并非是显著抑制作用。由此便可以提出研究假设:

H₄:环境规制未显著抑制企业TFP和企业绩效。

二 研究设计

(一)方法选择

通常来讲,政策相对于微观经济个体而言是外生的,但政策的衡量指标却往往包含了因果关系而导致内生性。目前在环境经济学领域,评价环境规制的政策效应时较多使用双重差分。这种方法的好处是可以有效排除其他各种因素对研究对象的干扰,规避量化环境规制中所产生的内生性和偏误问题^②,同时使用固定效应估计也可以在一定程度上缓解遗漏变量的偏误问题。就本文而言,双重差分可以有效识别新《环保法》这项规制和绿色技术创新之间的因果关系,减少因为中间变量选取所产生的内生性和估计偏误问题。

(二)样本选择

选取2012—2017年沪深两市A股工业企业为研究样本,并将样本分为受新《环保法》影响下的实验组,以及受新《环保法》影响较小的对照组,分组依据结合原环保部2010年发布的《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)第四章中对于重污染行业的界定,根据2011年证监会行业分类,最终选定实验组为:B(采掘业)、C0(食品、饮料)、C1(纺织、服装、皮毛)、C3(造纸、印刷)、C4(石油、化学塑胶、塑料)、C6(金属、非金属)、C8(医药、生物制品)、D0(电力、煤气及水的生产与供应业)行业的企业,对照组为:C2(木材、家具)、C7(机械、设备、仪表)、C99(其他制造业)行业的企业。此外,在原始样本的基础上对在AH/AB股上市,ST或*ST,以及在统计上存在误差、

数据缺失严重的样本和异常观测值进行剔除和清理,最终获得1639家公司的7921个观测值,其中实验组和对照组样本的公司个数和所对应的观测值分布情况分别为:实验组公司个数为1060家,占比为64.67%,所对应的观测值为5227个,占比为65.99%;对照组公司个数为579家,占比为35.33%,所对应的观测值为2694个,占比为34.01%。这种样本的分布情况符合统计和计量分析的基本条件,主要变量的定义与说明见表1。

(三)变量设定和数据来源

1.被解释变量——绿色技术创新

根据世界知识产权组织于2010年推出的《国际绿色专利分类清单》中所界定七大类绿色专利IPC码对专利信息进行筛选和甄别,在国家知识产权局SIPO专利数据库中按照各种条件进行分类、检索和汇总,最终得出各公司绿色专利授权数^③,以此作为绿色技术创新的衡量指标。此外,由于专利授权存在一定的时滞性,一项专利从申请到授权需要1—2年的时间,且这种经过专利审查的绿色专利能够更加真实可靠地反映一个企业的绿色技术创新能力^④。因此,本文的样本期间为2012—2017年,可以保证在样本期间内申请的大部分绿色专利在数据收集时都已公布。

2.解释变量——新《环保法》是否实施(*Time*)

新《环保法》正式实施是在2015年1月1日,*Time* = 1表明样本年份处在2015年及之后,*Time* = 0表明样本年份处在2015年之前。

3.解释变量——是否为重污染企业(*Treat*)

结合原环保部2010年发布的《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)第四章中对于重污染行业的界定,对重污染行业定义为*Treat* = 1,其他行业定义为*Treat* = 0。

4.控制变量

根据已有文献研究经验,控制企业的盈利能力、期末总资产、员工人数、企业年龄、所有制、资本密集度、资本负债率等特征变量,以及行业和年度变量,数据来源为CSMAR数据库。

①Popp.“Uncertain R&D and the Porter Hypothesis”,*The Journal of Economic Analysis & Policy*, 2005, 4(1):1-16.

②周黎安,陈烨:《中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计》,《经济研究》2005年第8期。

③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年第9期。

④齐绍洲,林岫,崔静波:《环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据》,《经济研究》2018年第12期。

表 1 主要变量的定义与说明

变量名称	变量符号	变量说明	单位
绿色技术创新	GI	绿色发明专利数与绿色实用新型数之和	件
新《环保法》实施	$Time$	若样本年份在 2015 年及之后,则 $Time = 1$,否则 $Time = 0$	—
是否为重污染企业	$Treat$	是重污染企业则 $Treat = 1$,否则 $Treat = 0$	—
盈利能力	ROA	净利润/总资产余额	%
期末总资产	$Size$	期末总资产	亿元
员工人数	$Labor$	员工数目	人
企业年龄	Age	样本年份-企业上市年份+1	年
所有制	Soe	若为国有企业,则 $Soe = 1$,否则 $Soe = 0$,虚拟变量	—
资本密集度	$Tangibility$	固定资产净额/期末总资产	%
资产负债率	Lev	期末总负债/期末总资产	%
行业	$Industry$	虚拟变量	—
年度	$Year$	虚拟变量	—

(四) 模型设定

在借鉴并改进周黎安和陈烨所提出的双重差分模型的基础上^①,建立本文的计量模型,具体如下所示:

$$GI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \beta_2 Time_{it} + \beta_3 Treat_{it} * Time_{it} + \beta_4 Control_{it-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

在上式中, i 表示企业, t 表示年份; GI_{it} 为企业绿色技术创新, $Treat_{it}$ 为分组虚拟变量, $Time_{it}$ 为时间虚拟变量; $Control_{it-1}$ 为一组控制变量,为了减少内生性,控制变量采用滞后一期处理。所有非特异变量均计入误差项,包括以下三个部分: μ_i 为个体固定效应,用以刻画不随时间变化的行业影响因素; λ_t 为年份固定效应,用以刻画不随行业变化的影响因素, ε_{it} 为随机扰动项,为了说明其他可能存在的非特异因素。

三 实证分析

(一) 描述性统计

对主要变量进行描述性统计,结果如表 2 所示。首先,绿色技术创新 GI 均值为 2.313 4,大于中位数 0,最小值为 0,最大值为 871,并且在观察分位数时发现大多数企业绿色技术创新的数据个体异质性比较明显,所以分析规制对这些样本的绿色技术创新是非常有必要的。其次, $Time$ 均值为 0.659 9,说明新《环保法》实施后的样本占比为 65.99%, $Treat$ 均值为 0.547 9,表明 54.79% 的样本为重污染企业。这两个数据均达到了一半以上,其他控制变量也均在合理区间。综上可知,本文所选取样本的各项指标都处于合理区间,可以进行实证分析。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GI	7 921	2.313 4	20.091 7	0	0	871
$Time$	7 921	0.659 9	0.473 8	0	1	1
$Treat$	7 921	0.547 9	0.497 7	0	1	1
ROA	7 921	0.037 2	0.066 6	-1.300 1	0.034 2	0.590 0
$Size$	7 921	151.703 4	828.737 5	0.458 7	37.236 8	24 053.8
$Labor$	7 921	6 567.873	21 614.48	18	2 529	548 355
Age	7 921	11.091 6	6.918 2	0	11	28
Soe	7 921	0.397 2	0.489 3	0	0	1
$Tangibility$	7 921	0.268 2	0.159 2	0.000 2	0.235 5	0.948 0
Lev	7 921	0.432 2	0.207 0	0.007 9	0.419 6	1.649 8

①周黎安,陈烨:《中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计》,《经济研究》2005 年第 8 期。

(二) 平行趋势分析

在估计双重差分有效性时,有一个基本的前提是对实验组和对照组进行平行趋势假设的检验,在新《环保法》实施之前,在绿色技术创新随时间趋势变化方面,作为重污染企业的实验组和非重污染企业的对照组应该尽可能相似,并且在新《环保法》实施之后这样的平行趋势被打破,两组数据出现了不同的运行轨迹,这说明新《环保法》对实验组的作用凸显了出来,即对两组不同企业作用效果不同,以此作为下一步实证分析的前提条件。具体做法是将清单中识别出来的七类绿色技术创新专利加总取对数,得到实验组和对照组两个组的绿色技术创新数据,具体变化趋势如图1。

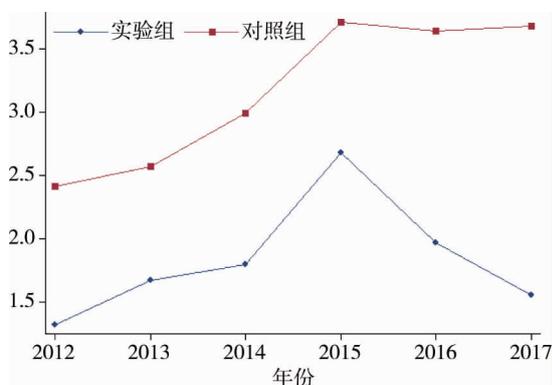


图1 新《环保法》实施前后两组企业绿色技术创新变化情况

由图1可知,在新《环保法》实施之前,2012—2015年之间实验组和对照组的绿色技术创新保持大致相似的变动趋势,但在2015年新《环保法》实施之后,两组变动趋势出现显著的差异,实验组绿色技术创新呈现明显的下降趋势,而对照组绿色技术创新相对平稳,这种在政策实施之后两组变化趋势的差异,说明政策对重污染企业的冲击作用明显,所以将重污染企业作为新《环保法》作用的对象来研究是必要的。由上述可知,这个样本满足平行趋势假设,无论从样本的数据特征还是衡量对象来看都符合用双重差分分析的前提。

(三) 基准回归和动态效应分析

由上述分析可知,本文样本的选取满足了平行趋势假设,这是双重差分分析的基本前提条件,接下来进行基准回归和动态效应分析,结果如表3所示。

表3 双重差分基准回归与动态效应分析

变量	绿色技术创新		
	(1)	(2)	(3)
<i>Time * Treat</i>	-0.751 8* (0.387 7)	-1.060 2*** (0.370 6)	
<i>Treat * Year2015</i>			-0.206 8 (0.509 4)
<i>Treat * Year2016</i>			-1.137 7** (0.502 2)
<i>Treat * Year2017</i>			-1.864 0*** (0.505 8)
常数项	1.491 5*** (0.233 4)	5.987 1** (2.477 9)	1.332 7 (1.185 5)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	7 921	7 921	7 921
<i>R</i> ²	0.000 9	0.314 0	0.333 2

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

基准回归表明,在未加入控制变量时,*Time * Treat*系数为-0.751 8,在10%水平上显著为负,当加入控制变量之后*Time * Treat*系数为-1.060 2,在1%水平上显著为负,这说明无论是否加入控制变量并没有改变新《环保法》对企业绿色技术创新的抑制作用,并且加入控制变量之后,显著性和抑制强度两方面均在不断增强,这个结论是对研究假设H₁的论证。

在基准回归基础上,引入*Treat * Year2015*、*Treat * Year2016*、*Treat * Year2017*三组变量进行回归分析,目的是进一步探究新《环保法》对企业绿色技术创新的动态效应。从表中可以看出动态效应分析的结果,第(3)列显示2015—2017三年的系数分别为-0.206 8、-1.137 7、-1.864 0,并且显著性也在逐渐增强,在2015年新《环保法》实施年份抑制效应不显著,但其后这种抑制作用在不断增强。

四 稳健性检验

基准回归和动态效应分析之后,在双重差分框架中一个重要的分析就是稳健性检验,其目的是说明基准回归的结果不是样本一次估计出来的偶然结果,而是稳定且合理的。

(一) 安慰剂检验

安慰剂检验的具体做法是调整研究对象的实施年份,将政策实施时间分别提前一年和两年至 2013 年和 2014 年,形成了对照组,然后观察回归结果。表 4 中的第(1)列和第(2)列分别假设当新《环保法》在 2013 年和 2014 年实施时对企业绿色技术创新的作用效应,此时样本的区间控制在 2012—2014 年之间。

表 4 安慰剂检验

变量	企业绿色技术创新	
	(1)	(2)
<i>Time * Treat</i>	-0.400 0 (0.310 5)	-0.464 3 (0.352 9)
常数项	0.931 0 (1.946 8)	1.518 3 (2.181 2)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	1 411	3 581
R^2	0.049 0	0.430 2

从上述分析结果可以看出,当新《环保法》分别在 2013 年和 2014 年实施的时候,对企业绿色技术创新的作用效应并不显著,这个结果通过了安慰剂检验,侧面印证了只有在 2015 年实施此法时才是有效的,对企业绿色技术创新作用是明显的,即基准回归的结果是稳健的。

(二) 平衡样本区间检验

为了进一步排除其他年份在整体样本中对新《环保法》作用效应的干扰,选取平衡样本区间的检验方法。这个检验的具体做法是调整政策实施的年限,将原来样本年限由 2012—2017 年调整为 2013—2017 年进行回归,目的是缩小样本,从而排除新《环保法》在 2012 年实施之前对回归结果的干扰作用。

由表 5 观测值可知,样本由之前 7 921 个观测值缩小为 6 784 个,样本保留了 85.65%,这种数据样本保留比率可以保证回归结果不至于失真,所以这种做法是合理的。与表 3 中的基准回归结果进行对比发现,平衡样本区间的检验结果相比于基准回归结果并未发生实质性的改变,说明调整样本的做法对基准回归的影响非常小,即结果稳健。

(三) PSM-DID 检验

倾向得分匹配法是匹配估计量思想的应用扩展,目的是解决选择样本偏差性问题,提高样本选择的精准性^①。本文选取的匹配方法是最近邻匹配,这是为了将对照组中找到的与实验组个体倾向得分差异最小的个体作为比照对象,这样可以匹配出与实验组更加接近的新的对照组,其中将卡尺选定为 0.05。

表 5 平衡样本区间检验

变量	企业绿色技术创新	
	(1)	(2)
<i>Time * Treat</i>	-0.890 1 ** (0.396 3)	-1.183 6 *** (0.390 2)
常数项	1.737 6 *** (0.210 3)	5.305 0 ** (2.603 6)
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	6 784	6 784
R^2	0.000 9	0.149 2

表 6 PSM-DID 检验

变量	企业绿色技术创新	
	(1)	(2)
<i>Time * Treat</i>	-1.188 1 *** (0.321 4)	-1.060 2 *** (0.370 6)
常数项	6.121 3 *** (2.142 6)	5.987 1 ** (2.477 9)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	7 866	7 921
R^2	0.322 1	0.314 0

表 6 中第(1)列是倾向得分匹配之后样本的回归结果,与第(2)列基准回归结果进行对比发现,两个回归结果均在 1%水平上显著,且系数变化很小。这里从两列系数进行对比可以发现,无论从显著性还是回归系数进行对比,二者均变化不大,未发生实质性改变,说明基准回归结果是稳健的。

①石大千,丁海,卫平,等:《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》2018 年第 6 期。

五 异质性分析

(一) 企业年龄异质性分析

企业年龄往往表征企业成熟度,成熟度越高的企业技术创新的意识也越强。所以在面对严格规制时,不同年龄企业所表现出来的应对方式和能力各有不同,因为企业的生命周期和成长阶段都处于不同的时期^①,这些因素都会直接影响企业遵从成本,进而影响企业研发投入,所以有必要对新《环保法》影响企业年龄异质性进行分析。具体分析过程是先计算出企业的年龄,计算过程中用到的公式是:企业年龄=当年年份-企业成立年份+1(本文样本是2012—2017年,所以当年年份为2017年),然后再进行回归分析。

由表7中第(1)列可知,新《环保法》实施之后对年龄较大企业的绿色技术创新影响为不显著的负效应,而对年龄较小企业的绿色技术创新影响系数为-1.2681,且在1%水平上显著为负,这说明对年龄较小企业抑制作用更加明显,对年龄较大企业抑制作用不显著或者抑制效应还未显现。

表7 基于企业年龄异质性分析

变量	(1)	(2)
	企业年龄较大	企业年龄较小
<i>Time * Treat</i>	-1.187 9 (0.732 1)	-1.268 1*** (0.340 1)
常数项	12.634 3 (7.978 7)	2.499 1** (0.907 1)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	3 751	4 170
R^2	0.558 6	0.312 4

究其原因,通常年龄较大企业已经具备了比较完善的生产和技术体系,成熟的技术研发资金流,较低的研发风险和不确定性,同时在对市场动态的把握和信息获取方面也具有明显优势,这些都是年龄较大企业所具有的一般优势,最关键的是年龄较大企业对于研发投入的需求没有年龄较小企业那么强烈。年龄较小企业在技术创新时更加需要持续的研发投入,所以更多是通过企业自主

研发进行技术创新。这样就可以解释为什么年龄较小企业受到抑制的作用要强一些,具体原因很可能是新《环保法》抑制了企业技术研发投入,所以对研发投入依赖性较强的企业受到的抑制冲击作用也较强。

(二) 企业区域异质性分析

地区的排污标准提高,或者规制执法强度提高,会增加排污成本,企业就会将污染部门的产业转移到其他地区以此降低排污成本。这种现象在“十一五”规划的减排任务实施之后更加明显,很多东南沿海的制造业承受着较大的减排压力,所以将污染部门的产业转移到中西部一些减排任务较低、环境执法力度较弱的地区,这样就造成了中西部地区污染排放量的上升,所以有必要对企业区域异质性进行分析。

由表8可知,新《环保法》的实施对东部企业绿色技术创新的抑制作用不显著,而对中西部企业绿色技术创新在1%水平上显著抑制。

表8 基于企业区域异质性分析

变量	(1)	(2)
	东部	中西部
<i>Time * Treat</i>	-0.878 9 (0.564 6)	-0.833 6*** (0.244 5)
常数项	7.396 6** (3.324 9)	-0.550 0 (1.913 4)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	4,952	2,969
R^2	0.301 7	0.047 7

究其原因,一是我国中西部地区企业的自主创新能力较弱,生产主要靠引进技术或者简单模仿,这种生产方式会造成资源的大量浪费和环境破坏,所以中西部技术创新已经形成了污染技术的路径依赖,新《环保法》实施之后,这些地区向绿色技术创新转向比较困难;二是从环境规制的执行力度来看,通常来说东部的规制执行力度要强于中西部地区^②,这就促使更多东部企业将污染程度较高部门或者产业搬迁到中

①韩超,桑瑞聪:《环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升》,《中国工业经济》2018年第2期。

②金刚,沈坤荣:《以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长》,《管理世界》2018年第12期。

西部,造成地区之间的污染流出^①,所以中西部会有较多的污染型企业部门或者产业,新《环保法》的实施对这些企业的打击力度较大,企业遵规成本要大于创新带来的补偿效应,对企业绿色技术创新的挤出效应也更大,这就造成了对中西部企业的绿色技术创新影响的负效应要强于东部地区的企业。

(三) 企业所有制异质性分析

由于国有企业资金雄厚、抗研发风险能力强、吸引技术研发要素能力强,所以在我国是绿色技术创新的主体,更有能力进行绿色技术创新^②,所以有必要分析新《环保法》作用于不同所有制企业时所表现出来的异质性。通过样本统计分析发现,在此样本中非国有企业是 4 774 家,占比为 60.27%,国有企业是 3 147 家,占比为 39.73%,虽然国有企业的个数少于非国有企业,但是国有企业的绿色技术创新数量为 11 588 个,占比为 63.24%,非国有企业的绿色技术创新数量为 6 737 个,占比为 36.76%,说明在这个样本中,国有企业的绿色技术创新数量占主体地位,这与现实情况符合。

表 9 基于企业所有制异质性分析

变量	(1)	(2)
	非国有企业	国有企业
<i>Time * Treat</i>	-0.900 3 ** (0.394 0)	-1.280 7 * (0.732 3)
常数项	3.318 9 * (1.768 0)	16.522 2 ** (7.187 6)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	4,774	3,147
<i>R</i> ²	0.007 9	0.357 8

由表 9 估计系数可以看出,《新环保法》对国有企业绿色技术的负作用要大于非国有企业,这说明新《环保法》对国有企业的绿色技术创新抑制作用更强一些。

究其原因,一是国有企业具有更加严格的内

部绩效考核制度,“十一五”以来减少污染排放目标已经纳入国有企业绩效考核当中,并且这个目标与企业“一把手”的职位晋升关系较大^③,所以作为国有企业有更加艰巨的减排指标,它们会更加重视减排的效果,特别是关系到企业负责人的晋升问题时。当企业高管面临着短期业绩考核的压力时,就会将原本应该投入到企业研发的资金转而投向短期内降污效果好的项目,这样对研发投入的挤出效应会更强,进而抑制企业绿色技术创新的作用也更强^④。与此同时,在我国国企是绿色技术创新的主体,新《环保法》抑制了国企这个主体的话,那自然对整个绿色技术创新的抑制作用也是明显的。

六 机制检验

在机制检验方面,运用企业研发投入作为中介变量,验证其中介效应,由此便形成了第一条影响路径:新《环保法》→企业研发投入→企业绿色技术创新,这条路径需要应用中介效应模型检验。在此基础上加入企业固定资产投资这个变量,用以表征企业投资的偏向性,由此便形成了第二条影响路径:新《环保法》→企业固定投资→企业研发的积极性→企业绿色技术创新。

(一) 企业研发的积极性

新《环保法》→企业研发投入→企业绿色技术创新,目的是为了验证企业研发投入在整个因果链中的中介效应。具体回归结果如表 10。

通过中介效应分析可得到一个基本结论:新《环保法》通过降低企业研发投入(R&D)抑制企业绿色技术创新,这验证了研究假设 H₂。首先,说明新《环保法》作用于企业绿色技术创新的总效应。从表 10 第(1)列可看出系数 $\beta_1 = -0.823 8$ 在 5% 水平上显著为负,证明了总效应是显著存在的。其次,说明新《环保法》作用于企业绿色技术创新的间接效应。从表 10 第(2)列和第(3)列可看出系数 $\beta_2 = -0.513 4$ 在 1% 显著性水平上也是为负,证

①董直庆,王辉:《环境规制的“本地——邻地”绿色技术进步效应》,《中国工业经济》2019 年第 1 期。

②Zhang Y, Wang J R, Xue Y J. “Impact of environmental regulations on green technological innovative behavior: An empirical study in China”, *Journal of Cleaner Production*, 2018, 188(1) : 763-772.

③王班班,齐绍洲:《市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证》,《中国工业经济》2016 年第 6 期。

④崔广慧,姜英兵:《环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验》,《经济管理》2019 年第 10 期。

明新《环保法》显著抑制了企业研发投入这个中介变量。而 $\beta_4 = 0.0001$ 在 1% 显著性水平上为正数,说明企业的研发投入会显著促进绿色技术创新。如此,这个间接效应的因果链关系便是新《环保法》通过抑制企业研发投入,抑制企业绿色技术创新,这个传导关系说明企业研发投入在新《环保法》作用于企业绿色技术创新时的中介效应。最后,说明新《环保法》作用于企业绿色技术创新的直接效应。从表 10 第(3)列看出 $\beta_3 = -0.7448$ 系数在 5% 显著性水平上为负作用,说明新《环保法》对企业绿色技术创新存在直接效应。

表 10 研发投入的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	GI	R&D	GI
<i>Time * Treat</i>	-0.823 8** (0.342 9)	-0.513 4*** (0.123 8)	-0.744 8** (0.343 0)
<i>RD</i>			0.000 1*** (0.000 0)
常数项	5.593 8** (2.205 8)	-1.697 0** (0.796 5)	5.854 7*** (2.203 5)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	7 051	7 051	7 051
R^2	0.329 6	0.638 1	0.325 3

(二) 企业投资的偏向性

第二条微观机制为:新《环保法》→企业固定资产投资→企业研发投入→企业绿色技术创新,目的是为了说明企业固定资产投资在传导路径中的重要作用。

企业投资的偏向性是指在新《环保法》的作用下,企业为了应对严格的环境规制,将资本投入非研发活动当中,包括购买末端减排设备和搬迁污染部门到规制强度较低的地区。这些非研发投资行为可以在短时间内迅速降低企业污染排放,一些企业会通过这种方式进行生产。但是这种非研发活动的治污投资会增加企业固定资产投资,对企业研发投入产生挤出效应,进而降低企业研发积极性,抑制企业绿色技术创新行为。在实证分析时,引入三重交互项 $Time_i * Treat_i * Fix_{it}$,表示新《环保法》的实施和固定资产投资共同作用影响企业研发投入。这里细分为两个步骤:一是先分析新《环保法》对企业固定资产投资的作用效应,二是分析把企业固定资产投资加入后的作用效应,两个步骤联合

起来就形成了三重交互项。具体模型表示为:

$$Y_{it} = \beta_0 + \theta_1 Time_i * Treat_i * Fix_{it} + \theta_2 Treat_i * Fix_{it} + \theta_3 Time_i * Fix_{it} + \theta_4 Fix_{it} + \gamma Treat_i * Time_i + \beta Control_{it-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中 Fix 用固定资产投资净额衡量,根据这个模型进行计量分析,结果如表 11 所示。

表 11 企业固定资产投资对企业研发投入的影响

变量	(1)	(2)
	<i>Fix</i>	<i>R&D</i>
<i>Time * Treat * Fix</i>		-0.036 0*** (0.002 2)
<i>Time * Treat</i>	8.837 0*** (1.448 0)	是
<i>Treat * Fix</i>		是
<i>Time * Fix</i>		是
常数项	-6.586 7 (9.301 3)	-1.459 4** (0.705 2)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	7 051	7 051
R^2	0.888 0	0.579 0

在新《环保法》严厉的惩罚机制和绿色技术创新效应的时滞性共同作用下,产生企业可能不会通过生产过程的绿色化实现减排规定,而是通过购买末端减排技术和设备,或者其他非技术研发的方式实现减排的目的。从表 11 第(1)列结果可知,新《环保法》在 1% 水平上显著促进了企业固定资产投资净额,第(2)列 $Time * Treat * Fix$ 系数在 1% 水平上显著为负,这说明新《环保法》导致企业固定资产投资增加抑制了企业技术研发投入。借鉴中介效应分析结论,即新《环保法》抑制企业研发投入进而抑制企业绿色技术创新,说明企业研发投入与企业绿色技术创新是同向作用的,当新《环保法》促进企业固定资产投资抑制企业技术研发投入时,会同时抑制企业绿色技术创新,即新《环保法》→企业固定资产投资→企业研发投入→企业绿色技术创新,这个结论验证了研究假设 H_3 。

上述结论说明新《环保法》显著促进了企业的固定资产投资,固定投资的增加源于两个因素。第一个因素是为了应对新《环保法》这项强度较大的环境规制,企业将更多的资金投入购买减排设备当中进行末端治理,从而减少在生产过程技术和工艺研发方面的投入,导致污染减排是通过末端减排设备实现的,而非生产过程的绿色化实现的。所以,短期内的这种企业投资偏向性不利

于企业绿色技术研发行为。第二个因素是为了规避新《环保法》的排放标准,将企业的污染部门或者污染产业搬迁到规制强度较低的地区。在这两个因素的共同作用下,企业这种“急功近利”的治污减排行为会扭曲企业投资的方向,进而严重挤出企业在技术研发方面的投入,最终抑制企业绿色技术创新。

七 结论与启示

本文选取 2012—2017 年 A 股上市公司数据,利用双重差分方法对新《环保法》的效应进行了评估。结果显示,在短期内新《环保法》对企业绿色技术创新未形成引致作用,其机制是新《环保法》→企业投资偏向性→企业研发积极性→企业绿色技术创新,经济意义是:在新《环保法》作用下企业投资有较强的偏向性,企业会更多选择通过购买末端减排设备和搬迁污染部门的方式来降

低生产过程中污染的排放,以应对规制的排污标准,这样就会增加环境固定投资进而挤出研发投入,对生产过程中的技术和工艺的研发产生负面影响,进而影响企业绿色技术创新。

就政府层面而言,环境类政策的设计至关重要,环境规制强度的设计不可盲目过高,因为强度过大的规制可能会迅速达到减排的目的,但却给企业带来巨大的成本负担,而且也会扭曲企业的生产和研发方式。所以,应该根据不同地区、不同行业、不同企业设计不同强度的环境规制,实行强度动态变化、渐进性增强的环境规制^①。再者,应该更加关注重污染行业,因为重污染行业整治是我国污染问题整治的关键,所以对其不仅要实施严格的规制,而且要辅以环境补贴和财税优惠等政策,倒逼企业进行绿色转型升级。针对绿色技术激励不足和时滞性问题,提出制定补贴政策、缩短专利审批时间、财税金融等支持政策。

On the Effect of Environmental Regulation on Enterprise's Green Technology Innovation

QU Kai^{1,2}

(1. Department of Management, Yulin University, Yulin 719000, China;

2. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China)

Abstract: Based on the data of China's A-share listed companies from 2012 to 2017, this paper analyzes the effect and mechanism of the new *Environmental Protection Law* on enterprise green technology innovation. The research shows that the new *Environmental Protection Law* has no effect on the formation of green technology innovation of enterprises in the early implementation stage, and has a more obvious inhibition effect on the green technology innovation of young enterprises, enterprises in the central and western regions, and non-state-owned enterprises. The main reason is that the new *Environmental Protection Law* has boosted fixed asset investment and squeezed out R&D. Further research finds that the new *Environment Protection Law* does not significantly inhibit TFP and firm performance, thus verifying the “Weak Porter Hypothesis”.

Key words: New *Environmental Protection Law*; enterprise green technology innovation; action effect and mechanism; “Weak Porter Hypothesis”

(责任校对 游星雅)

①范庆泉,张同斌:《中国经济增长路径上的环境规制政策与污染治理机制研究》,《世界经济》2018年第8期。