

环境规制对企业绿色技术创新的影响研究

王彩霞

(湖南大学金融与统计学院, 湖南省长沙市, 410006)

摘要: 目前我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 企业进行绿色技术创新是走高质量发展道路的有效途径, 政府如何激励企业走绿色发展之路, 很多学者提出了环境规制倒逼企业进行绿色技术创新, 但也有学者研究发现严格的环境规制对企业的绿色技术创新有阻碍作用。鉴于此, 本文基于 2012 到 2021 年 A 股上市公司的数据, 构建了双向固定效应模型和中介效应模型, 实证检验了环境规制对于企业绿色技术创新的影响及其作用机制。主要研究结论如下: 第一, 环境规制有助于促进企业绿色技术创新, 环境规制每增加 1 个单位会使企业绿色技术创新水平提升 0.024 个单位, 这表明在我国政府对企业的的环境规制手段会倒逼企业提升绿色技术创新水平; 第二, 环境规制有利于促进企业研发投入, 进而促进企业绿色技术创新, 研发投入的中介效应成立。

关键词: 环境规制; 企业绿色技术创新; 研发投入

中图分类号: F273.1

文献标识码: A

0 引言

近年来, 全球范围内由极端天气导致的自然灾害频发, 温室气体排放引起的全球变暖问题也日益突出, 全球气候变化正在深刻影响着人类生存和发展, 是当今国际社会共同面临的重大挑战。我国经济经历了四十多年的高速发展, 取得了令人瞩目的成就, 但当前面临的环境形势异常严峻, 严重影响了中国经济增长的质量和可持续性, 同时也严重阻碍了人民群众对于高质量健康生活的追求。当然, 环境问题已引起了中国政府的高度重视, 十四五规划将环境治理纳入到未来五年的政府工作重点中, 从中央到地方都要坚决走高质量发展道路, 不能以环境污染为代价发展经济。

当前我们既要关注环境问题, 尽最大的努力治污减排, 又要实现经济的稳步发展, 如何在不影响经济正常增长的前提下, 实现污染治理与环境保护? “波特假说”为我们提供了一种可能的途径, 基于“波特假说”的狭义版本: 合理而严格的环境规制有助于推动企业的绿色技术创新, 由此形成的先动优势可以补偿环境成本, 实现经济与环境的双赢 (Porter and Linde, 1995^[1]; Lanoie et al., 2008^[2]; Lee et al., 2011^[3])。关于环境规制对企业绿色技术创新究竟是促进作用还是阻碍作用, 众多学者尚未达成统一结论。鉴于以上背景, 本文认为有必要分析环境规制对企业绿色技术创新的影响, 并进一步研究环境规制对企业绿色技术创新影响的渠道。这能够帮助企业与政府更有效地认识环境规制对环境治理的作用机制与影响效果。

1 理论分析与假设提出

环境规制对企业绿色技术创新同时存在两种效应——负向的“遵循成本效应和正向的“创新补偿效应”。环境规制对绿色技术创新的影响正是这两种效应共同作用的结果 (董景荣等, 2021) ^[4]。“遵循成本效应”是企业为了达到环保政策的要求, 投入资金和人力等资源用于污染治理, 这样产生的各种费用会挤占本来用于创新的资金, 从而对企业的绿色技术创新产生阻碍作用。张琳琳 (2020) ^[5]的研究表明环境规制的力度不同, 对企业的影响也存在差异, 当管制力度过强, 企业的技术水平提

升带来的利润无法覆盖合规成本的增加,就会导致企业失去创新的动力,这反而会使企业的绿色技术创新水平降低,不利于环保工作的持续性开展。“创新补偿效应”主要表现为环境规制能增强企业进行创新活动的积极性,增强技术创新的确定性和技术创新激励作用。创新补偿理论认为在环境规制政策的影响下,企业会寻求通过研发创新改进生产技术进而提高生产力水平的新途径,由此带来利润的增加会补偿甚至超过环境规制政策的遵循成本,随着人民生活水平的提高,环保意识也逐渐增强,绿色消费发展为一种潮流,一方面,绿色产品由于绿色属性能为企业带来巨大市场份额和巨大利润;另一方面,因技术创新而获得先动优势的企业能更早地建立品牌优势、名誉等。这些优势激励着企业进行绿色创新活动。

根据已有研究,大部分文献将环境规制工具分为三类——行政型、市场型和公众参与型环境规制 (Testa et al., 2011) [6]。本文主要研究市场型规制对A股上市企业绿色技术创新的影响。要分析环境规制对企业绿色技术创新的影响是上述哪种效应占主导地位应该考虑到宏观经济发展水平的差异,我国经济在过去一段时间内取得了高速增长,工业化发展水平迅速提升,企业已经积累了一定的资金和技术储备进行绿色技术创新,据此分析在我国环境规制对企业绿色技术创新的“创新补偿效应”占主导地位,即最终环境规制对企业绿色技术创新具有正向影响。基于上述分析,提出本文的研究假设 1:

H1: 市场型规制会促进企业绿色技术创新。

在环境规制对企业绿色技术创新的影响机制方面,也就是研发投入在其中所起的作用,张旭和王宇 (2017) [7]、王锋正等 (2018) [8]、李广培等 (2018) [9]等学者观点较为一致,即认为政府对企业的管制会导致企业提升自身的研发投入,进而提升其绿色技术创新水平。根据创新驱动的基本理论,企业进行技术创新需要有驱动力,这种引导企业进行创新的动力可以来自企业内部,如企业发展的放缓等,也可以来自企业的外部,如政府的政策等。所以可以看出环境规制能够在很大程度上影响到企业的绿色技术创新,但是我们需要进一步对政府政策的外部驱动力影响企业绿色技术创新的渠道进行分析。对于企业来讲,仅仅有外部的驱动力只能够保证企业有足够的动力去进行绿色技术创新,而企业要真正实施绿色技术创新,还需要企业内部的具体措施与手段的结合,其中创新投入就是重要的抓手。企业要进行绿色技术创新,最直接的方式就是增加研发投入。所以,可以提出研究假设 2:

H2: 环境规制通过提升企业研发投入进而促进企业绿色技术创新水平。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文选取 2012 到 2021 年 A 股上市公司的面板数据作为研究样本,由于部分企业的绿色专利和排污费 (税) 数据存在缺失值和异常值,本文对所有的样本数据按照下列原则进行了筛选: (1) 考虑到样本中 ST、*ST 和 PT 公司在经营和财务状况上可能与其他上市公司存在较大差异,所以剔除 ST、*ST 和 PT 样本; (2) 考虑到部分数据缺失,可能会导致回归样本不一致,所以本文统一剔除变量在当年存在缺失的观测值; (3) 剔除上市不满一年、已经退市或被暂停上市的公司样本; (4) 剔除北交所上市公司样本; (5) 考虑到金融保险企业与其他上市企业在财务结构上存在较大差异,

所以剔除金融保险企业样本；通过运用 Excel 软件进行数据整理，使用 Stata17.0 软件进行相关数据分析，对初始样本进行筛选清洗后，共得到包含 28296 个观测值的非平衡面板数据。本文的数据来自于国泰安数据库（CSMAR）和万得数据库（WIND），此外，由于企业数据在统计中可能会出现统计误差，因此为排除异常值和极端值的影响，本文对所有的连续变量均做了前后 1% 的缩尾处理。

2.2 变量定义

1) 被解释变量

目前关于企业绿色技术创新的测度变量较多，杨国忠和席雨婷（2019）^[10]使用了企业无形资产的增量与期末总资产的比值，张娟、耿弘等（2019）^[11]则用了企业的全要素生产率作为企业绿色技术创新的度量指标，还有一些学者选取了企业绿色专利申请数、研发投入与能源消耗的比率以及单位产值的能源消耗量等指标。本文基于对企业绿色技术创新的概念界定，绿色技术创新从创新方式的区别可以分为绿色工艺创新和绿色产品创新，参考齐绍洲、林岫等（2018）^[12]的测度方式，选择企业绿色专利授权数来量化企业的绿色技术创新水平。

2) 解释变量

环境规制的种类可以划分为命令控制型、市场激励型和自愿型，相应的对于环境规制的度量指标也有很多选择，如许梦博和潘远超（2020）^[13]用各地区当年受理环境行政处罚案件数，郭进（2019）^[14]用地区人均排污费解缴入库金额、地方政府颁布的法规规章数等指标综合衡量环境规制的强度，还有一些学者用治理污染的总投资额与工业总产值的比重来度量环境规制的强度。考虑到本文是从企业层面出发进行的研究，使用的是 2012 到 2021 年 A 股上市公司的数据作为研究样本，所以在选取指标的时候要结合上市公司的特征以及数据的可得性，本文参考王芝炜和孙慧（2022）^[15]的做法，选取排污费的自然对数作为环境规制的衡量指标。

3) 中介变量

根据本文提出的研究假设 2，企业的创新行为会受到来自企业内部和外部因素的驱动，一方面，越来越严格的环境规制会增加企业的治理成本，企业为了降低这一成本，可能选择通过改进工艺、生产绿色产品来提高环境污染治理水平；另一方面，企业增加研发投入会促进企业的科研活动，从内部驱动进行绿色创新，同时实现经济效益与环境效益。所以为了检验研发投入对于环境规制对企业绿色技术创新的中介效应，本文选用企业研发经费的对数值来衡量企业的研发投入。

4) 控制变量

对于研究的控制变量，参考赵宏中和黄品涛（2020）^[16]、董景荣和张文卿（2021）^[4]等学者的研究，选取资产负债率、企业价值、净营运资本、企业总成本、净资产收益率、总资产利润率以及企业现金流水平作为本文研究的控制变量。各变量的选取情况如表 1 所示：

表 1 变量说明表

变量类型	符号	变量名称	定义方式
被解释变量	inv	企业绿色专利授权数	绿色专利授权数的对数值
解释变量	fd	企业排污费	企业排污费的对数值
中介变量	rd	研发投入	研发投入的对数值

控制变量	da	资产负债率	总负债/总资产
	nwc	净营运成本	(流动资产-流动负债)/期初总资产
	grow	企业价值	托宾Q值
	cost	营业总成本	营业总成本的对数值
	roe	净资产收益率	净利润/平均净资产
	apo	总资产利润率	净利润/总资产
	cf	企业现金流水平	经营活动产生的现金流量净额/期初总资产

2.3 模型构建

本文采用双向固定效应回归模型进行估计，为检验本文提出的研究假设 1，构建以下模型：

$$inv_{it} = \beta_1 fd_{it} + \beta_2 control_{it} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \quad (4.1)$$

在上述模型 1 中， inv 代表本文的核心被解释变量：公司绿色技术创新水平， fd 代表本文的核心解释变量：环境规制强度， $control$ 为控制变量， α_i 表示个体固定效应， λ_t 表示时间固定效应， u_{it} 代表回归的误差项，下标 i 代表第 i 家公司，下标 t 代表第 t 年。

为了检验研发投入对于环境规制影响企业绿色技术创新的中介传导效应，即本文提出的研究假设 2，构建了模型 2 和模型 3：

模型 2：

$$rd_{it} = \beta_1 fd_{it} + \beta_2 control_{it} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \quad (4.2)$$

模型 3：

$$inv_{it} = \beta_1 fd_{it} + \beta_2 rd_{it} + \beta_3 control_{it} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \quad (4.3)$$

其中， inv 代表本文的被解释变量：企业绿色技术创新水平， fd 代表本文的解释变量：环境规制强度， rd 代表本文的中介变量：企业的研发投入， $control$ 代表控制变量， α_i 表示个体固定效应， λ_t 表示时间固定效应， u_{it} 代表回归的误差项，下标 i 代表第 i 家公司，下标 t 代表第 t 年。

3 实证结果与分析

3.1 基本描述性结果

本文首先对所选取的变量进行了统计分析，表 2 报告了各变量的统计特征，第一列至第六列分别报告了变量名、变量个数、均值、标准差、极小值、极大值。值得注意的是，为了排除异方差的影响，本文对部分连续变量做了对数处理。 inv 代表本文的被解释变量，其均值为 1.300，标准差为 4.618，极小值为 0.000，极大值为 35.000，表明样本中的企业绿色技术创新水平差距较大，且整体上呈现出左偏分布。 fd 代表核心解释变量，其均值为 1.796，标准差为 4.397，极小值为 0.000，极大值为 16.384，表明样本中的不同企业受到的环境规制差距较大，且整体呈现出左偏分布。 rd 代表本文的中介变量，其均值为 3.578，标准差为 6.913，极小值为 0.000，极大值为 19.972，其余代表控制变量，本文所有的变量分布都在正常的范围内，没有异常值，可以进一步展开后续分析。

表 2 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
inv	28,296	1.300	4.618	0.000	35.000
fd	28,296	1.796	4.397	0.000	16.384
rd	28,296	3.578	6.913	0.000	19.972
grow	28,296	2.103	1.443	0.848	9.324
cost	28,296	21.477	1.453	18.425	25.606
da	28,296	0.430	0.205	0.057	0.893
apo	28,296	0.033	0.066	-0.293	0.192
roe	28,296	0.042	0.174	-1.088	0.308
nwc	28,296	0.262	0.283	-0.397	1.029
cf	28,296	0.054	0.082	-0.200	0.320

3.2 基本回归结果

3.2.1 基准回归结果

表 3 的回归 (1) 报告了环境规制 *fd* 对企业绿色技术创新 *inv* 的回归结果, 为排除企业层面其他变量对结果的影响, 本文控制了企业资产负债率 *da*、企业净营运资本 *nwc*、企业价值 *grow*、企业总成本 *cost*、企业净资产收益率 *roe*、企业总资产利润率 *apo* 和企业现金流水平 *cf* 等变量。其次, 为进一步排除随时间变化而变化的遗漏变量的影响, 还控制了年份固定效应; 为进一步排除随个体变化而变化的遗漏变量的影响, 还控制了个体固定效应, 即双向固定效应。为了进一步排除多重共线性的影响, 本文采用逐步加入控制变量的方法, 可以看出在逐步加入控制变量之后, *R* 方也逐步增加, 尽管本文的回归并非预测型回归, 然而 *R* 方统计量仍然高达 0.736, 因此本文模型的拟合优度较好。此外, 8 个回归中核心解释变量的回归系数在 1% 的显著性水平下均显著为正, 表明环境规制对于企业绿色技术创新具有促进作用, 一般而言, 环境规制 *fd* 的系数估计每增加 1 个单位, 则企业绿色技术创新 *inv* 就增加 0.024 个单位。

表 3 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	inv	inv	inv	inv	inv	inv	inv	inv
fd	0.025*** (4.468)	0.025*** (4.486)	0.025*** (4.529)	0.025*** (4.538)	0.025*** (4.438)	0.025*** (4.432)	0.024*** (4.364)	0.024*** (4.355)
da		0.564*** (3.424)	0.956*** (4.953)	0.971*** (5.032)	0.684*** (3.380)	0.742*** (3.568)	0.777*** (3.736)	0.756*** (3.635)
nwc			0.467*** (3.894)	0.471*** (3.932)	0.443*** (3.695)	0.427*** (3.537)	0.324*** (2.647)	0.315*** (2.577)
grow				0.053***	0.064***	0.063***	0.048***	0.052***

			(2.859)	(3.429)	(3.377)	(2.586)	(2.790)
cost			0.179***	0.174***	0.164***	0.176***	
			(4.670)	(4.488)	(4.235)	(4.527)	
roe				0.138	-0.807***	-0.862***	
				(1.211)	(-3.840)	(-4.094)	
apo					3.280***	3.708***	
					(5.341)	(5.954)	
cf						-1.043***	
						(-4.111)	
Constant	1.259***	1.016***	0.726***	0.607***	-3.140***	-3.042***	-2.860***
	(68.738)	(13.838)	(6.940)	(5.399)	(-3.875)	(-3.736)	(-3.510)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	27,892	27,892	27,892	27,892	27,892	27,892	27,892
R-squared	0.735	0.735	0.735	0.736	0.736	0.736	0.736
Adjusted R ²	0.696	0.696	0.696	0.696	0.696	0.696	0.696

注:括号里的数字表示T统计量, ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

3.2.2 中介效应回归结果

前文已经证明了环境规制对于企业绿色技术创新的促进作用,为了验证这一过程中可能存在的中介效应,本文纳入了研发投入这一变量。进而共分三步进行检验,结果如表4所示。回归(1)中汇报了环境规制对于企业绿色技术创新的直接效应,回归(2)汇报了环境规制对于研发投入的影响,可以看出环境规制对于研发投入的回归系数在5%的显著性水平上显著为正,因此环境规制对于研发投入具有促进作用。回归(3)汇报了环境规制和研发投入对企业绿色技术创新的影响,此时企业研发投入的回归系数仍然在1%的显著性水平上显著为正,表明存在明显的中介作用。有鉴于此,环境规制有利于促进企业研发投入,进而促进企业绿色技术创新,中介效应成立。

表4 中介效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	inv	rd	inv
fd	0.024***	0.017**	0.024***
	(4.355)	(2.083)	(4.299)
da	0.756***	-1.040***	0.775***
	(3.635)	(-3.365)	(3.728)
nwc	0.315***	-0.753***	0.329***
	(2.577)	(-4.144)	(2.691)

grow	0.052*** (2.790)	-0.106*** (-3.797)	0.054*** (2.895)
cost	0.176*** (4.527)	0.965*** (16.715)	0.158*** (4.046)
roe	-0.862*** (-4.094)	0.188 (0.602)	-0.866*** (-4.112)
apo	3.708*** (5.954)	1.004 (1.084)	3.689*** (5.926)
cf	-1.043*** (-4.111)	-1.226*** (-3.250)	-1.020*** (-4.022)
rd			0.018*** (4.273)
Constant	-3.064*** (-3.756)	-16.266*** (-13.411)	-2.763*** (-3.376)
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
Observations	27,892	27,892	27,892
R-squared	0.736	0.740	0.736
Ajusted R2	0.696	0.696	0.696

注:括号里的数字表示T统计量, ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

4 稳健性检验

4.1 PSM 检验

考虑到样本的选择可能会存在自选择问题,为检验上述结论的稳健性,本文使用倾向得分匹配(PSM)方法进行回归,具体做法为:依据环境规制变量将样本划分为处理组和控制组,而后观察两组的平均处理效应。本文使用k近邻卡尺半径匹配方法:设置k为5,卡尺为0.01,即在倾向得分值相差1%的5个个体中,选择最接近的个体进行1对5的匹配。倾向得分值为:

$$PSM = P[Treat = 1|X] = E[Treat = 0|X]$$

P[]代表在可观测的特征变量下位于处理组样本中的概率,X代表可观测的变量即协变量,PSM代表倾向得分值。

$$ATT = E[Y1|Treat = 1] = E[Y0|Treat = 1]$$

上式中,Y1代表处理组的绿色技术创新,Y0代表控制组的绿色技术创新,ATT即为平均处理效应。本文以上述研究中的控制变量作为协变量,使得两组样本在除环境规制之外都尽可能的相似,这可以更好的排除内生性问题以及估计偏差。本文首先使用logit模型估计处理组企业和控制组企业

的倾向得分，结果见于表 5 所示，可以看出大部分用于估计的协变量系数大多显著，因此倾向得分的估计结果是合理的。

表 5 倾向得分估计

treat	Coefficient	Std.err.	z	P> z	[95%conf.interval]	
da	1.914	0.127	15.080	0.000	1.665	2.163
nwc	1.838	0.084	21.970	0.000	1.674	2.002
grow	0.125	0.016	7.940	0.000	0.094	0.156
cost	-0.159	0.015	-10.950	0.000	-0.187	-0.130
roe	1.454	0.173	8.400	0.000	1.114	1.793
apo	-4.276	0.541	-7.910	0.000	-5.336	-3.217
cf	-1.390	0.248	-5.610	0.000	-1.875	-0.905
_cons	3.801	0.303	12.540	0.000	3.206	4.395

表 6 匹配前后标准化偏差

Unmatched		Mean		%reduct		t-test	
Variable	Matched	Treated	Control	%bias	bias	t	p>t
da	U	0.428	0.438	-4.600		-2.780	0.005
	M	0.428	0.420	4.000	13.400	4.350	0.000
nwc	U	0.277	0.181	34.000		20.720	0.000
	M	0.276	0.280	-1.600	95.200	-1.740	0.083
grow	U	2.146	1.867	20.300		11.790	0.000
	M	2.143	2.243	-7.300	64.200	-6.950	0.000
cost	U	21.417	21.803	-27.000		-16.230	0.000
	M	21.419	21.419	0.000	99.800	-0.050	0.957
roe	U	0.042	0.042	-0.100		-0.080	0.934
	M	0.042	0.039	1.700	-1171.400	1.890	0.059
apo	U	0.033	0.036	-4.800		-2.930	0.003
	M	0.033	0.033	0.400	91.800	0.420	0.677
cf	U	0.051	0.067	-20.100		-11.990	0.000
	M	0.051	0.053	-2.400	88.200	-2.520	0.012

图 1 报告了协变量的标准化偏差，可以看出大多数变量的标准化偏差在匹配之后均缩小，这表明匹配是有效的，即处理组与控制组在匹配之后更加的相似。表 6 显示，匹配后大多数变量的标准化偏差(%bias)均减少，其中 nwc 变量的标准化偏差更是从 34.000%下降到 1.600%，且几乎所有的 t 检验结果不拒绝处理组于控制组无系统差异的原假设。因此匹配结果是可信的。图 2 报告了倾向得分的共同取值范围，可以看出大多数观测值均在共同取值范围内，故在进行倾向得分匹配时会损失少量样本，但仍是可靠的，因此匹配的效果较好。此外，本文绘制了进行倾向得分匹配前后处

理组和控制组的核密度图，分别见于图 3 和图 4，图 3 代表倾向得分匹配之前处理组和控制组倾向得分的核密度分布，可以看出两组之间的核密度线重合度较低，表明两组样本在匹配之前并不具有较好的相似程度，图 4 代表倾向得分匹配之后处理组和控制组倾向得分的核密度分布，此时两组之间的核密度线基本完全重合，从侧面证明了匹配的效果较好。

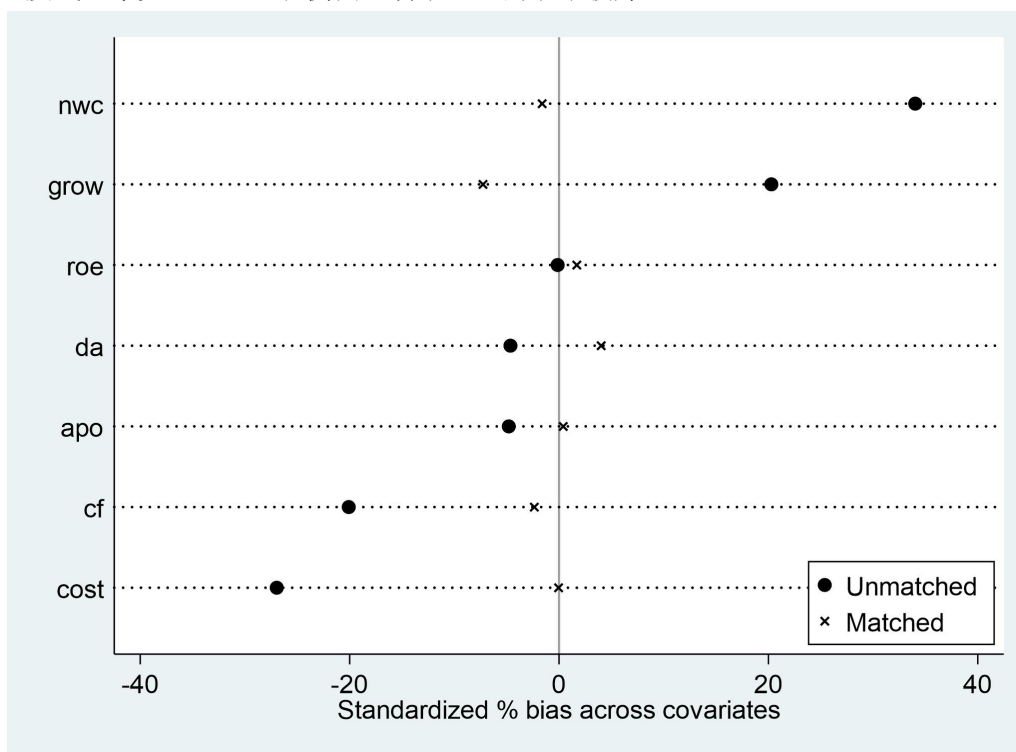


图 1 协变量的标准化偏差

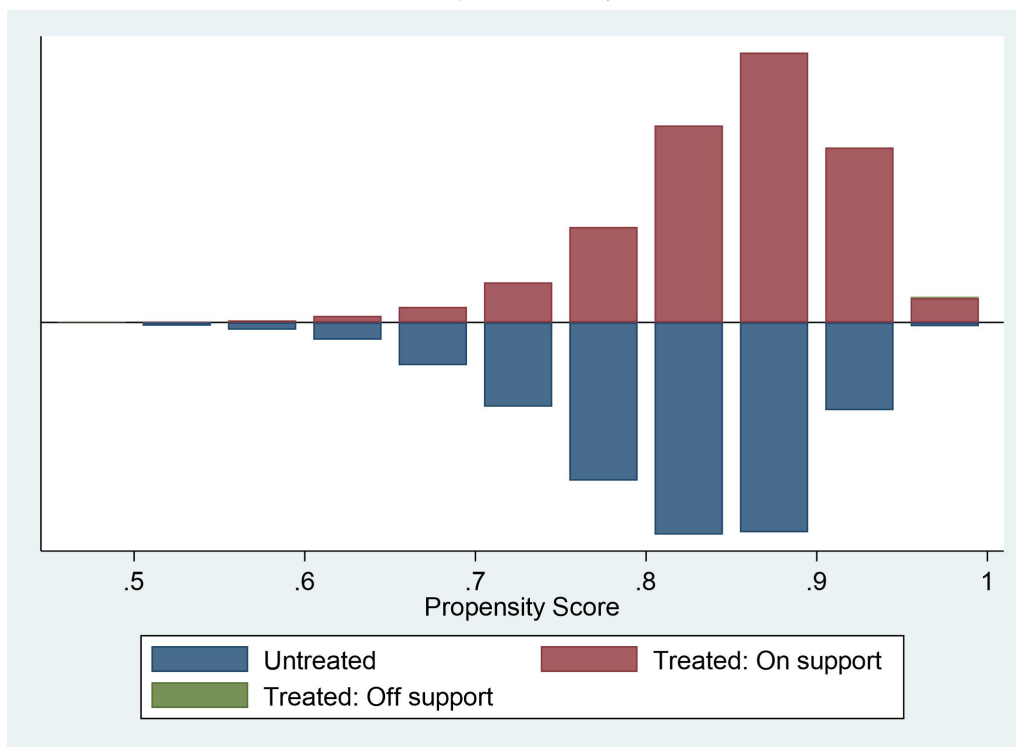


图 2 倾向得分的共同取值范围

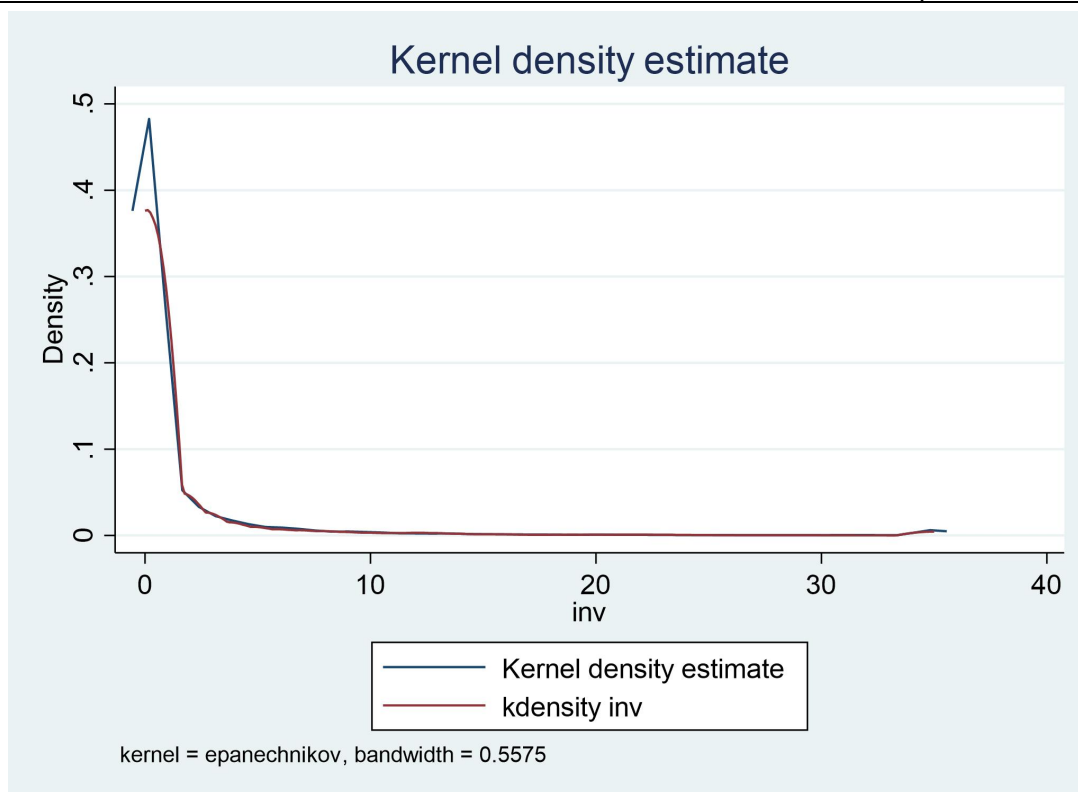


图 3 匹配前的核密度图

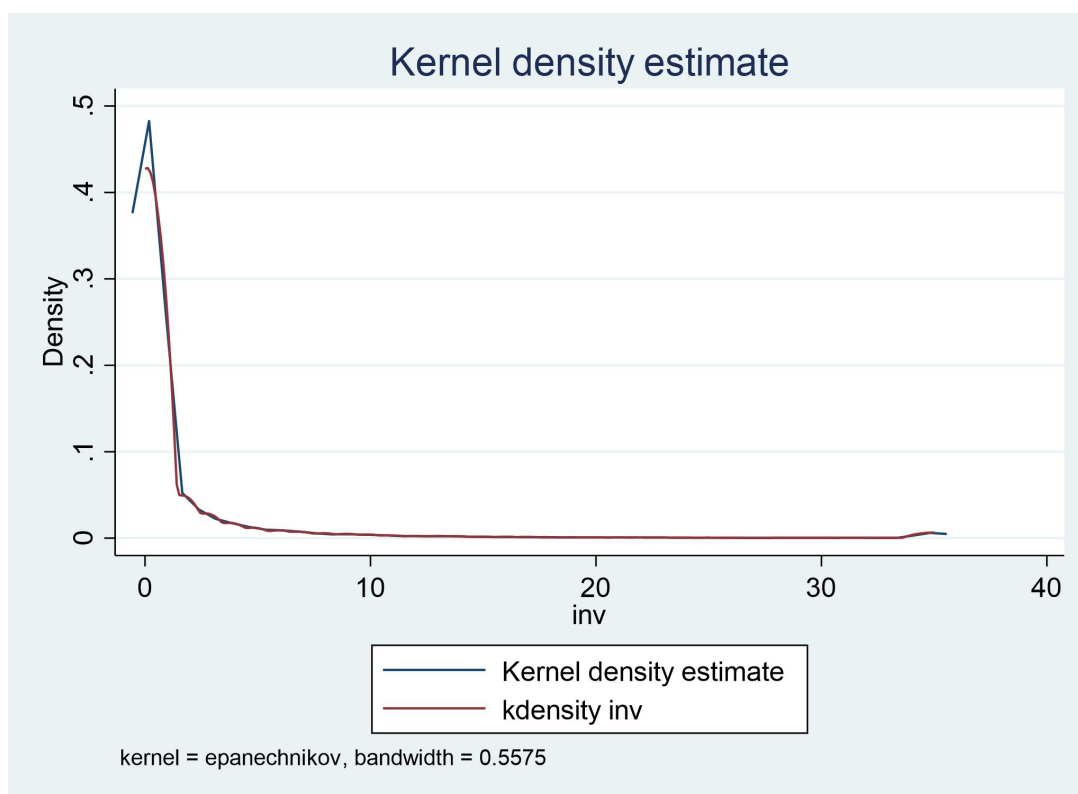


图 4 匹配后的核密度图

表 7 报告了 PSM 的结果, ATT 代表参与者平均处理效应, ATU 代表非参与者的处理效应, 本文主要关注参与者的平均处理效应, 可以看出差分之后 fd 对于 inv 的处理效应即 Difference (即 ATT

的系数)为 0.264, 且 T 值高达 3.000, 因此处理组与控制组的差分结果显示环境规制对于企业绿色技术创新具有促进作用。

表 7 PSM 稳健性检验

Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
Unmatched	1.317	1.206	0.111	0.076	1.460
ATT	1.316	1.053	0.264	0.088	3.000
ATU	1.206	1.603	0.397		
ATE			0.284		

表 8 剔除样本后的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	inv	inv	inv	inv	inv	inv	inv	inv
fd	0.025*** (4.491)	0.025*** (4.508)	0.025*** (4.551)	0.025*** (4.560)	0.025*** (4.458)	0.025*** (4.451)	0.024*** (4.385)	0.024*** (4.376)
da		0.581*** (3.518)	1.000*** (5.144)	1.017*** (5.230)	0.726*** (3.553)	0.791*** (3.763)	0.819*** (3.897)	0.804*** (3.830)
nwc			0.496*** (4.079)	0.500*** (4.116)	0.469*** (3.857)	0.453*** (3.699)	0.344*** (2.777)	0.342*** (2.763)
grow				0.053*** (2.889)	0.064*** (3.430)	0.063*** (3.378)	0.048** (2.563)	0.052*** (2.777)
cost					0.178*** (4.614)	0.172*** (4.411)	0.163*** (4.182)	0.174*** (4.473)
roe						0.150 (1.319)	-0.801*** (-3.780)	-0.854*** (-4.024)
apo							3.286*** (5.321)	3.717*** (5.940)
cf								-1.074*** (-4.224)
Constant	1.257*** (68.669)	1.007*** (13.698)	0.698*** (6.614)	0.577*** (5.087)	-3.136*** (-3.858)	-3.025*** (-3.702)	-2.856*** (-3.494)	-3.063*** (-3.742)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	27,842	27,842	27,842	27,842	27,842	27,842	27,842	27,842
R-squared	0.735	0.735	0.735	0.735	0.736	0.736	0.736	0.736
Adjusted R2	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695

注:括号里的数字表示T统计量, ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

进一步地, 本文剔除了经过 PSM 检验后不在共同取值范围内的样本, 使用余下样本进行回归, 结果见于表 8 所示, 可以看出此时样本量虽然发生了变化, 整体样本量变为 27842 个, 但核心解释变量的回归系数均与前文保持一致, 其回归系数始终在 1% 的显著性水平上显著为正, 表明在解决了样本自选择问题之后, 环境规制对于企业绿色技术创新仍然具有促进作用, 因此结论是稳健的。

4.2 考虑遗漏变量的稳健性检验

尽管前文已经控制了尽可能多的控制变量, 以及控制了不随时间变化和个体变化的遗漏变量, 但是为了进一步减弱由于遗漏变量问题而导致的内生性问题, 本文进一步控制了行业固定效应, 用以排除不随行业变化而变化的遗漏变量, 表 9 报告了这一结果, 可以看出在控制了行业固定效应之后, 所有变量系数估计的 t 值均发生了变化, 此时核心解释变量的系数估计仍然在 1% 的显著性水平上显著为正, 表明在考虑了遗漏变量问题之后, 环境规制对于企业绿色技术创新仍然具有促进作用, 此外, 大部分控制变量的系数估计的显著性和回归方向仍然与前文保持一致, 因此结论是稳健的。

表 9 考虑遗漏变量的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	inv	inv	inv	inv	inv	inv	inv	inv
fd	0.025*** (4.415)	0.025*** (4.432)	0.025*** (4.477)	0.025*** (4.492)	0.025*** (4.378)	0.025*** (4.376)	0.024*** (4.313)	0.024*** (4.296)
da		0.590*** (3.533)	0.980*** (5.007)	0.995*** (5.083)	0.686*** (3.345)	0.741*** (3.516)	0.773*** (3.669)	0.756*** (3.587)
nwc			0.463*** (3.817)	0.468*** (3.863)	0.437*** (3.599)	0.421*** (3.453)	0.315** (2.553)	0.309** (2.498)
grow				0.052*** (2.813)	0.064*** (3.395)	0.063*** (3.346)	0.048** (2.538)	0.052*** (2.746)
cost					0.199*** (5.027)	0.194*** (4.854)	0.184*** (4.607)	0.196*** (4.890)
roe						0.130 (1.134)	-0.821*** (-3.883)	-0.876*** (-4.135)
apo							3.309*** (5.353)	3.735*** (5.960)
cf								-1.043*** (-4.088)
Constant	1.260*** (68.552)	1.005*** (13.501)	0.716*** (6.758)	0.598*** (5.250)	-3.563*** (-4.264)	-3.470*** (-4.132)	-3.284*** (-3.909)	-3.490*** (-4.149)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	27,892	27,892	27,892	27,892	27,892	27,892	27,892	27,892

R-squared	0.735	0.735	0.736	0.736	0.736	0.736	0.736	0.737
Adjusted R2	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695	0.695

注:括号里的数字表示T统计量, ***, **、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

5 结论

本文选取了 2012 到 2021 年 A 股上市公司的面板数据作为研究样本, 构建了双向固定效应模型和中介效应模型, 实证检验了环境规制对于企业绿色技术创新的影响及其作用机制。研究发现: 第一, 环境规制有助于促进企业绿色技术创新, 环境规制每增加 1 个单位会使企业绿色技术创新水平提升 0.024 个单位, 这表明我国政府对企业的的环境规制手段会倒逼企业提升其绿色技术创新水平; 第二, 环境规制有利于促进企业研发投入, 进而促进企业绿色技术创新, 研发投入的中介效应成立。本文的研究结论具有现实意义, 充分证明了政府的环境规制政策有良好的作用效果。因此, 政府应进一步加强环境规制力度, 完善相关法律法规, 企业应加大研发投入, 主动进行绿色技术创新, 从而实现经济效益与社会效益双赢。

参考文献

- [1] Porter, M. E., and C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(1):97-118.
- [2] Lanoie, P., M. Patry, and R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal Production Analysis, 2008, 30(3):121-128.
- [3] Lee, J., F. M. Veloso, and D. A. Hounshell. Linking Induced Technological Change and Environmental Regulation: Evidence from Patenting in the US Auto Industry[J]. Research Policy, 2011, 40(9):1240-1252.
- [4] 董景荣, 张文卿, 陈宇科. 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究[J]. 产业经济研究, 2021, (3):1-16.
- [5] 张琳琳. 环境规制、政府研发资助与绿色技术创新[D]. 安徽财经大学, 2020.
- [6] Testa, F., Iraldo, F., & Frey, M., The Effect of Environmental Regulation on Firms' Competitive Performance: The Case of the Building & Construction Sector in Some EU Regions. Journal of Environmental Management, 2011, 92(9):2136-2144.
- [7] 张旭, 王宇. 环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应[J]. 科技进步与对策, 2017, 34(17):111-119.
- [8] 王锋正, 姜涛, 郭晓川. 政府质量、环境规制与企业绿色技术创新[J]. 科研管理, 2018, 39(1):26-33.
- [9] 李广培, 李艳歌, 全佳敏. 环境规制、R&D投入与企业绿色技术创新能力[J]. 科学学与科学技术管理, 2018, 39(11):61-73.
- [10] 杨国忠, 席雨婷. 企业绿色技术创新活动的融资约束实证研究[J]. 工业技术经济, 2019, 38(11):70-76.
- [11] 张娟, 耿弘, 徐功文, 陈健. 环境规制对绿色技术创新的影响研究[J]. 中国人口资源与环境, 2019, 29(1):168-176.
- [12] 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[J]. 经济研究, 2018, 53(12):129-143.
- [13] 许梦博, 潘远超. 环境规制对中国地区工业绿色生产率的影响研究--基于动态空间面板模型的分析[J]. 工业技术经济, 2020, 39(12):54-61.
- [14] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响--"波特效应"的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(03):147-160.
- [15] 王芝伟, 孙慧. 市场型环境规制对企业绿色技术创新的影响及影响机制[J]. 科技管理研究, 2022, 42(8):208-215.
- [16] 赵宏中, 黄品涛. 环境规制、研发投入对绿色技术创新的影响研究[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版), 2020, 22(2):67-75.

Research on the Impact of Environmental Regulation on Green Technology Innovation of Enterprises

Wang Caixia

(College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha/Hunan, 410006)

Abstract : At present, China's economy has shifted from a stage of rapid growth to a stage of high-quality development. Green technology innovation by enterprises is an effective way to take the path of high-quality development. How can the government motivate enterprises to take the path of green development? Many scholars have proposed that environmental regulations force enterprises to carry out green technology innovation, but some scholars have found that strict environmental regulations have a hindering effect on enterprises' green technology innovation. In view of this, based on the data of A-share listed companies from 2012 to 2021, this paper constructs a two-way fixed-effect model and a mesomeric effect model, and empirically tests the impact of environmental regulation on corporate green technology innovation and its mechanism. The main research conclusions are as follows: Firstly, environmental regulations help promote green technology innovation of enterprises. Every additional unit of environmental regulations will increase the level of green technology innovation of enterprises by 0.024 units. This indicates that the government's environmental regulations on enterprises will force them to improve their level of green technology innovation; Second, environmental regulation is conducive to promoting R&D investment of enterprises, thereby promoting green technology innovation of enterprises, and the mesomeric effect of R&D investment is established.

Key words: Environmental Economics; Environmental Regulations; Green Technology Innovation; R&D Investment; Fixed-effect Model