

环境规制、绿色创新与企业绩效

——基于重污染上市公司的经验检验

耿云江 赵欣欣

摘要：本文选取2010~2017年重污染上市企业为研究对象，考察了环境规制对企业长短期绩效的影响和作用机制。结果表明，环境规制会显著促进企业绿色创新；以绿色创新为中介变量，环境规制会显著抑制企业短期绩效，显著提升企业长期绩效。进一步研究发现，环境规制对绿色创新的正向影响在非国有企业、东部地区企业和成熟期企业更为显著。本文基于绿色创新的视角，丰富了环境规制的经济后果研究，为绿色创新主体差异和动机强弱的理论研究提供了经验证据，也为今后环境规制政策的优化和精准定位提供了参考。

关键词：环境规制；绿色创新；企业绩效

中图分类号：F272.3；X324 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2020)02-0015-10

一、引言

如何正确权衡重污染企业对经济发展的积极影响和对生态文明的消极作用之间的关系是实现可持续发展的重要命题。绿色创新作为政府环境规制措施和企业可持续绿色发展的联结点，是突破环境资源约束，驱动重污染行业绿色发展的重要手段。当前我国关于环境规制的文献多是从宏观层面上研究其对劳动力就业(李珊珊, 2015)、全要素生产率(孙学敏和王杰, 2016)、产业竞争力(徐敏燕和左和平, 2013)、贸易比较优势(李小平等, 2012)、区域碳排放(王馨康等, 2018)、经济增长(宋马林和王舒鸿, 2013)等产生的影响。在微观层面上，有关环境规制与企业绩效的关系研究存在遵循成本说(胡元林和郑文, 2015；胡元林

和李茜, 2016；Silvia等, 2017)、波特假说(Porter等, 1995, 郑建明等, 2016；Ramanathan等, 2017；Wang等, 2019)和不确定性假说(Helland和Mastuno, 2003；姚林如, 2017；Jiang等, 2018)三种主流观点，有关环境规制与绿色创新的关系研究也存在促进论(Johnstone等, 2013；齐绍洲等, 2018；于连超等, 2019)和不确定论(Yuan等, 2017；张娟等, 2017；徐建中等, 2019)两种主流观点。在此背景下，本文运用重污染企业数据首先研究了环境规制对绿色创新的影响，进而研究了环境规制与企业长短期绩效的影响，并运用温忠麟和叶宝娟(2014)的新中介效应检验流程探讨了绿色创新对此影响实现的中介作用。本文不仅深化了环境规制所带来经济后果的研究，检验了绿色创新在环境规制对企业绩效产生影响中的中介作用，向重污染企业传达生态

收稿日期：2019-11-28

基金项目：国家自然科学基金一般项目(71972187)；国家社会科学基金一般项目(19BGL066)；教育部人文社会科学研究项目(16YJC790069)

作者简介：耿云江，东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心副教授；
赵欣欣，东北财经大学会计学院硕士研究生。

建设与经济发展的“双赢”可期的信号；而且通过区分产权性质、区域差异和生命周期的分样本检验为绿色创新主体差异和动机强弱的理论研究提供了经验证据，也为今后环境规制政策的优化和精准定位提供了参考。

二、理论分析与假设提出

(一)环境规制与企业绩效

面对日趋严峻的环境问题和备受重视的生态文明建设，我国不仅采取了环保节能法规、环保减排标准等强制性的环保约束措施，而且借助市场机制，通过排污许可证、押金返还和排污税费等一系列环境规制工具，规范和引导企业尽快向环境友好型企业转型。同时，也要求重污染行业上市公司，通过编制年度环境报告、披露“三废”排放情况、披露是否受到环保处罚等，加强环境信息披露。

短期来看，政府发布的环境规制政策要求企业将环境问题内部化，对被规制企业而言意味着要大幅增加绿色创新投资和环境治理支出。依据遵循成本说，这势必会挤占企业的生产性投资，增加企业的经营成本(Gray和Shadbegian, 2001)，从而在一定程度上降低企业的经营绩效，这种影响对治污成本高的重污染企业而言尤为突出(Gray和Shadbegian, 1995)。因此，企业决策者会根据自身情况判断是仅仅满足政府有关环境规制的最低要求，还是增加投资进行绿色产品生产、环保工艺研发和清洁设备购置，以从企业自身源头减少污染物排放。但无论企业采取何种行为，都会涉及资金投入。虽然波特假说认为，创新补偿收益可以完全覆盖环境约束条件下的遵循成本，从而促使企业通过绿色创新增加利润，但绿色创新的投资周期长、所需研发投入多、收益回报慢，创新的补偿效应具有一定的滞后性(Hamamoto, 2006)，这是多数企业面临的客观情况。

长期来看，政府实施的环境规制政策，如技术标准、排污标准等，都对企业的生产工艺、生产流程以及单位产品耗能提出了更高要求，重污染企业为达到这些标准必须增加绿色环保的投入。环境规制能够激励企业通过工艺流程改造和新技术研发等方式，减少污染排放，提高企业的治污能力和绿色产品的科技水平，创新补偿所带来的收益在一定程度上抵消由于环境规制增加的成本(颜茂华等, 2016)，从而提升企业绩效。环境规制也能在一定程度上提高整个行业的进入壁垒，使得存活下来的企业获得竞争优势，而同行竞争压力和进入者威胁都会变小(李志学和杨媛, 2011)。尤其是在具有绿色产品敏感度的行业中，绿色创新能帮助企业抢占市场份额，获得先动优势，不仅有助于提升企业绿色形象，而且会对企业绩效产生正向影响(王建明等, 2010)。

基于此，本文提出如下假设：

H1a：环境规制与企业短期绩效负相关，即环境规制会显著降低企业短期绩效。

H1b：环境规制与企业长期绩效正相关，即环境规制会显著提升企业长期绩效。

(二)环境规制与绿色创新

熊彼特的创新理论认为，绿色创新是实现企业可持续发展、促进节能减排生态文明进程的最佳途径。但由于绿色创新投资金额巨大、回收周期长，重污染行业对绿色创新的态度通常比较消极。而环境规制政策既可以利用其强制性引导企业进行绿色创新，还可以规范排污定价制度，激励企业开展绿色创新。

一方面，环境监管部门对企业的排污标准和资源的循环利用提供专业意见，并且为企业指明资源利用和技术改进方向，有利于提高企业的资源利用率和创新动力。同时，环境监管部门指明了绿色创新市场的发展方向，绿色、低碳、环保才是经济可持续发展的主流，肯定了环境投资的价值性和竞争优势，能够增强企业的绿色环保意识，提升企业进行绿色创新的内部驱动力。另一方面，环境规制的行政处罚措施和公开透明的信息披露要求以及与之相关的公众及媒体的关注与监督都给企业带来了压力。在日益发达的舆论监督背景下，当企业因排污不达标而被罚款和公开披露后，其社会形象会受损，会对产品销售产生较大影响。而良好的企业形象不仅可以增强企业的商业信用、降低交易成本(张钢和张小军, 2013)，而且能够提升企业的市场竞争优势(Jaffe和Palmer, 1997)。因此，从规避处罚、保护企业声誉角度看，企业更愿意积极研发排污处理技术，选用绿色原材料、研发环保型生产工艺(Requate和Unold, 2003)，绿色创新无疑是重污染企业实现可持续发展和维护公众利益的最佳手段。基于此，本文提出假设2：

H2：环境规制与绿色创新正相关，即环境规制能够激发企业开展绿色创新。

(三)绿色创新在环境规制影响企业绩效中的中介作用

短期来看，为应对外部环保压力，企业需要承担大量的绿色创新成本，这会挤占生产性投资和非绿色研发投入(Darnall等, 2007；Yuan和Xiang, 2018)，同时，无论是绿色创新所引发的先动优势和创新补偿(王杰等, 2014)，还是绿色创新所带来的企业绿色形象和社会声誉的提升(Zhang等, 2019)，都具有滞后性。因此，环境规制驱动的绿色创新对企业绩效的积极影响在短期内并不能完全显现。

长期来看，在环境规制背景下，主动遵循环境规制要求的企业会率先研发环境友好型绿色产品(Chang, 2014)，掌握区别于竞争对手的先动优势，从而扩大市场份额，提

高企业绩效。同时,也会通过绿色创新减少污染物排放,提高资源利用效率,优化资源配置,改善生产力效率(王健明等,2010),从而实现环境绩效与财务绩效的共同提高。另外,在严格的环境规制要求下,公司管理者倾向于通过创新实现可持续发展的环境愿景,从而推进企业的绿色创新进程(Klewitz和Hansen,2014)。成为优秀的环保行动典范能帮助企业赢得良好的口碑和来自政府、媒体、相关单位等的认可,形成并提升企业的绿色形象。基于此,本文提出以下假设:

H3a:绿色创新在环境规制对企业短期绩效的影响中存在中介效应,即环境规制抑制企业短期绩效的途径之一是通过促进企业绿色创新间接实现的。

H3b:绿色创新在环境规制对企业长期绩效的影响中存在中介效应,即环境规制提升企业长期绩效的途径之一是通过促进企业绿色创新间接实现的。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取沪深两市A股重污染行业上市公司2010~2017年的样本数据为研究对象。具体来说,依据《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)中所列示的重污染行业,选择证监会2012年《上市公司行业分类标准》中的采矿业,制造业,以及电力、热力、燃气及水生产和供应业等三个门类,借鉴赵细康(2003)的M&W分类法,使用《中国工业统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》中所记录的

2010~2017年我国主要工业“三废”的单位排放量数据,计算39个大类行业的污染物强度系数后,选择大于39个行业的污染物强度系数均值的行业企业,得到重污染上市公司样本。

环境规制变量数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》;企业绩效变量数据来自国泰安数据库,其中的缺失数据通过新浪财经股票板块手工搜集获得;绿色创新数据来源于中华人民共和国国家知识产权局和佰腾网,依据世界知识产权组织(WIPO)2010年推出的《国际专利分类绿色清单》,对交通运输类、废弃物管理类、能源节约类、替代能源生产类、行政监管与设计类、农林类和核电类等七大类绿色专利数据进行手工收集和整理。

本文还对样本进行了如下筛选:(1)剔除样本期间被ST和*ST的公司;(2)剔除相关变量严重缺失并不可替代的样本;(3)对主要连续变量在1%和99%分位上进行了Winsorize处理,以避免极端值对回归结果的不利影响。通过筛选,最终获得569家重污染企业上市公司样本、4552个面板数据。

本文的数据处理通过Excel 2019和SPSS 25.0完成,组间差异检验和多元回归分析由Stata 15.0完成。

(二)变量定义与说明

1. 环境规制变量(ER)

基于检验数据可得性以及剔除地区工业规模影响、排除产业结构差异影响的考虑,本文参考Levinson和Taylor

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量解释
短期绩效	ROE	净利润/股东权益余额
长期绩效	Tobin Q	公司的市场价值/资产重置成本
环境规制	ER	(环境治理投资/工业产值)×(生产总值/工业产值)
绿色创新	GPR	已申请绿色专利数/已申请专利数
企业规模	Size	企业年末总资产的自然对数
上市年数	Age	截至样本期当年,企业上市的年数
资本结构	Lev	期末总负债/期末总资产
控股权性质	State	国有控股企业取值为1,否则为0
独立董事比例	Idr	独立董事人数/全部董事人数
成长性	Growth	营业收入增长率
股权集中度	Oc	第一大股东持股比例
年度	Year	年度虚拟变量
行业	Industry	行业虚拟变量

(2008)的衡量指标,运用环保治理投资度量环境规制强度,用ER表示,其计算公式如下:

$$ER = (INV / IND) \times (GDP / IND)$$

式中,INV表示某地区某年的环境治理投资,IND表示某地区某年的工业总产值,GDP表示某地区某年的地区生产总值。ER越大,环境规制强度越大。

2. 绿色创新变量(GPR)

出于剔除环境规制政策以外的不可观测因素的考虑(Popp, 2002),综合运用黎文靖和郑曼妮(2016)以及齐绍洲等(2018)的衡量方法,将上市公司已申请的绿色专利数与其当年所有专利申请数的比值作为绿色创新水平的衡量指标,用GPR(Green Patents Ratio)表示。计算公式如下:

$$GPR = \text{本年度已申请绿色专利数} / \text{本年度所有专利申请数}$$

3. 企业绩效变量

考虑到绿色创新的补偿效应和先动优势存在滞后性,本文区分长短期两个维度分别检验环境规制对企业绩效的影响。

对于短期维度,本文借鉴朱焱和张孟昌(2013)、李树等(2016),选取净资产收益率(ROE)衡量上市公司绩效。该指标越高,说明企业利用自有资本获得净利润的能力越强,企业的短期绩效越好。

对于长期维度,本文借鉴Winfried(2006)、朱焱和张孟昌(2013)、颀茂华等(2014),选用托宾Q衡量企业的绩效。该指标不仅可以预测企业的发展能力,还能评价企业价值的增长趋势,适于衡量和反映企业的长期绩效。Tobin Q的计算公式为:

$$Tobin Q = \text{公司的市场价值} / \text{资产重置成本}$$

4. 控制变量

借鉴曹书军等(2009),本文选取以下控制变量:企业规模(Size)、上市年数(Age)、资本结构(Lev)、控股权性质(State)、独立董事比例(Idr)、成长性(Growth)、股权集中度(Oc)。同时,为排除行业异质性以及时间趋势对实证结果的干扰,本文还控制了行业(Industry)和年度(Year)。各变量的符号、具体取值方法等详见表1。

(三)模型构建

为验证假设1a,设计环境规制对企业短期绩效的回归模型(1):

$$\begin{aligned} ROE = & \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Age_{i,t} \\ & + \alpha_5 State_{i,t} + \alpha_6 Growth_{i,t} + \alpha_7 Idr_{i,t} + \alpha_8 Oc_{i,t} \\ & + \alpha_9 Year_{i,t} + \alpha_{10} Industry_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

为验证假设1b,设计环境规制对企业长期绩效的回归模型(2):

$$\begin{aligned} TobinQ = & \beta_0 + \beta_1 ER_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 Age_{i,t} \\ & + \beta_5 State_{i,t} + \beta_6 Growth_{i,t} + \beta_7 Idr_{i,t} + \beta_8 Oc_{i,t} \\ & + \beta_9 Year_{i,t} + \beta_{10} Industry_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

为验证假设2,设计环境规制对绿色创新的回归模型(3):

$$\begin{aligned} GPR = & \gamma_0 + \gamma_1 ER_{i,t} + \gamma_2 Size_{i,t} + \gamma_3 Lev_{i,t} + \gamma_4 Age_{i,t} \\ & + \gamma_5 State_{i,t} + \gamma_6 Growth_{i,t} + \gamma_7 Idr_{i,t} \\ & + \gamma_8 Oc_{i,t} + \gamma_9 Year_{i,t} + \gamma_{10} Industry_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

为验证假设3a,设计模型(4):

$$\begin{aligned} ROE = & \delta_0 + \delta_1 ER_{i,t} + \delta_2 GPR_{i,t} + \delta_3 Size_{i,t} + \delta_4 Lev_{i,t} \\ & + \delta_5 Age_{i,t} + \delta_6 State_{i,t} + \delta_7 Growth_{i,t} + \delta_8 Idr_{i,t} \\ & + \delta_9 Oc_{i,t} + \delta_{10} Year_{i,t} + \delta_{11} Industry_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

为验证假设3b,设计模型(5):

$$\begin{aligned} TobinQ = & \xi_0 + \xi_1 ER_{i,t} + \xi_2 GPR_{i,t} + \xi_3 Size_{i,t} + \xi_4 Lev_{i,t} \\ & + \xi_5 Age_{i,t} + \xi_6 State_{i,t} + \xi_7 Growth_{i,t} + \xi_8 Idr_{i,t} \\ & + \xi_9 Oc_{i,t} + \xi_{10} Year_{i,t} + \xi_{11} Industry_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

四、实证检验与分析

(一)描述性统计分析

本文对569家样本公司的主要变量进行了描述性统计,结果见表2。

根据表2,环境规制变量的标准差为0.075,表明样本公司的环境规制水平在整体上波动不大。绿色创新变量GPR的平均值为0.015,说明重污染企业绿色创新的整体水平较低,最大值与最小值的差距大,表明各企业对绿色创新活动的重视程度存在较大的个体差异。此外,样本公司的短期绩效和长期绩效都存在较大差距,且多数公司呈现出绩效水平低、成长性弱等特点。

(二)相关性分析

本文各变量的Pearson和Spearman相关性分析结果见表3。

根据表3,环境规制(ER)与企业长期绩效(Tobin Q)、绿色创新(GPR)显著正相关,与短期绩效(ROE)显著负相关,H1a、H1b和H2得到初步验证;同时,各变量之间的相关系数绝大多数都小于0.6,在一定程度上表明本文的模型不存在严重的多重共线性问题。

(三)回归结果及分析

本文运用Stata 15.0进行多元线性回归分析,参考温忠麟和叶宝娟(2014)提出的新的中介效应检验流程来验证

表2 变量描述性统计

变量	观测值	平均数	标准差	中位数	最小值	最大值
ER	4 552	0.013	0.075	0.005	0.001	2.449
ROE	4 552	0.058	0.172	0.061	-5.289	0.666
Tobin Q	4 552	1.984	1.641	1.581	0.083	21.023
GPR	4 552	0.015	0.063	0.006	0	1
Size	4 552	22.367	1.282	11.135	19.341	28.098
Age	4 552	10.467	6.052	10.000	1	25
Growth	4 552	0.191	1.383	0.080	-2.683	62.182
Idr	4 552	0.369	0.051	0.333	0.231	0.667
State	4 552	0.415	0.493	0	0	1
Lev	4 552	0.414	0.199	0.403	0.014	0.979
Oc	4 552	0.057	0.117	0.012	0.002	0.891

表3 主要变量的相关性分析

Spearman Pearson											
	Tobin Q	ROE	ER	GPR	Size	Lev	Age	State	Idr	Growth	Oc
Tobin Q	1	0.333***	0.062***	0.040***	0.603**	-0.652***	0.223***	-0.348***	0.152***	0.120***	0.304***
ROE	0.027***	1	-0.243*	-0.296*	0.057***	-0.243***	0.034**	-0.165**	0.002**	0.048	0.265***
ER	0.063***	-0.315**	1	0.352***	-0.093	-0.090	0.113***	0.230*	-0.028	0.043	0.046
GPR	0.037***	-0.356**	0.266***	1	0.033***	-0.022***	0.098***	-0.143***	0.097*	-0.047	0.079**
Size	0.061***	0.485***	-0.171	0.125***	1	-0.525	0.420	-0.359*	0.010	0.091	0.194**
Lev	-0.322***	-0.120***	-0.011	-0.074***	-0.422	1	0.332***	0.340**	-0.390*	-0.059*	-0.207
Age	0.126***	0.088***	0.067***	0.071***	0.319	0.432*	1	0.500	-0.051	0.038	-0.079**
State	-0.401*	-0.199***	0.212*	-0.135***	-0.130*	0.414	0.426	1	-0.039	0.056	-0.308
Idr	0.192***	0.110***	0.087***	0.129*	0.027	-0.396*	0.187	0.046	1	0.112	-0.036
Growth	0.100***	0.011	0.008	-0.020	0.016	-0.040*	0.021	0.054*	0.152	1	0.124**
Oc	0.278***	0.084***	0.030	0.092***	0.083**	-0.378	-0.100**	-0.207	-0.040	0.053**	1

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著

绿色创新的中介效应。其中，模型(1)和(2)分别用于检验H1a和H1b，模型(3)用于检验H2，模型(4)和(5)分别用于检验H3a和H3b。具体回归结果见表4、表5。

根据表4中模型(1)、(2)的检验结果，重污染行业上市公司环境规制与短期绩效在10%的水平上显著负相关，与长期绩效在1%的水平上显著正相关，表明环境规制会显著降低重污染企业的短期绩效、显著提升企业的长期绩效，H1a、H1b得到验证。根据表4中模型(3)的检验结果，重污染行业上市公司的绿色创新与环境规制在1%的水平上显著正相关，说明环境规制能够显著激发企业开展绿色创新，H2成立。

表4中模型(4)的检验结果表明，重污染行业上市公司的短期绩效与环境规制虽然负相关但并不显著，与绿色创新在5%的水平上显著负相关。依据中介检验流程，此时需要进行Bootstrap检验，检验结果如表5所示，间接效应显著，表明环境规制对企业短期绩效产生消极影响的途径之一是促进企业绿色创新，H3a成立。同时，根据表4中模型(5)的检验结果，企业长期绩效与环境规制强度在5%的水平上显著正相关，与绿色创新在1%的水平上显著正相关，表明在环境规制对企业长期绩效的影响中，绿色创新起到了部分中介作用，H3b成立。

(四)稳健性检验

表4 环境规制、绿色创新与企业绩效的回归结果

	模型(1) ROE	模型(2) Tobin Q	模型(3) GPR	模型(4) ROE	模型(5) Tobin Q
ER	-0.114* (-0.129)	5.484*** (1.618)	0.126*** (2.430)	-0.088 (-0.130)	5.505** (1.626)
GPR				-2.788** (-1.371)	2.255*** (17.173)
Size	0.042*** (4.26)	-0.454*** (-0.021)	0.549*** (0.360)	0.051*** (0.011)	-0.463*** (-0.023)
Lev	-0.398*** (-10.07)	-1.877*** (-0.175)	-0.216 (-0.018)	-0.356*** (-0.041)	-1.874*** (-0.175)
Age	0.002*** (0.000)	0.036*** (0.004)	-0.234*** (-0.411)	0.002*** (0.002)	0.037*** (0.004)
State	-0.047*** (-1.66)	-0.254*** (-0.048)	-0.515 (-0.498)	-0.056*** (-0.022)	-0.254*** (-0.048)
Idr	-0.009 (-0.031)	1.342*** (0.401)	0.443 (0.247)	-0.007* (-0.063)	1.332*** (0.401)
Growth	0.015** (0.004)	0.139*** (0.050)	-0.591*** (-0.698)	0.016*** (0.006)	0.144*** (0.050)
Oc	0.105*** (3.98)	0.970*** (0.835)	0.681*** (0.764)	0.063*** (0.026)	0.958*** (0.135)
Year	Control	Control	Control	Control	Control
Industry	Control	Control	Control	Control	Control
N	4 552	4 552	4 552	4 552	4 552
Adj-R ²	0.418	0.620	0.530	0.419	0.620

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为t值。下同

表5 环境规制、绿色创新与企业短期绩效的Bootstrap结果

	概率	置信区间	
间接效应	0.000	-0.008022	-0.0024259
直接效应	0.122	-0.0004387	0.0000517

为了检验本文上述实证结果的稳健性,本文选用资产收益率(ROA)替换企业短期绩效衡量指标净资产收益率(ROE);选用市净率(PB)替换企业长期绩效衡量指标Tobin Q,进而重新检验模型(1)~(5)中解释变量对被解释变量的影响和中介变量的作用,结果见表6。从表6中可以看出,各模型的实证检验结论与主检验的结论基本一致,H1a、H1b、H2、H3a、H3b再次得到支持。

(五)进一步检验

为分析不同特点企业在环境规制背景下进行绿色创新的动机和强度是否存在差异,进而为今后环境规制政策的优化提供理论参考,本部分将区分企业的产权性质、区域差异、生命周期阶段等,分别进行组间差异检验。

对于产权性质分样本检验,本文选用控股权性质变量State作为产权性质类型指标,企业为国企取值为1,否则取值为0。

对于区域差异分样本检验,本文依据中国统计年鉴

表6 稳健性检验结果

	模型(1) ROA	模型(2) PB	模型(3) GPR	模型(4) ROA	模型(5) PB
ER	-0.072** (-0.063)	13.504*** (2.760)	0.126*** (2.430)	-0.048* (-0.063)	13.587*** (2.778)
GPR				-2.047** (-0.625)	7.095*** (27.483)
Size	0.010*** (0.001)	0.922*** (0.035)	0.549*** (0.360)	0.009*** (0.001)	0.925*** (0.038)
Lev	-0.101*** (-0.007)	-2.790*** (-0.291)	-0.216 (-0.018)	-0.101*** (-0.007)	2.791*** (0.291)
Age	0.001*** (0.000)	0.065*** (0.007)	-0.234*** (-0.411)	0.001*** (0.000)	0.065*** (0.007)
State	-0.018*** (-0.002)	-0.440*** (-0.080)	-0.515** (-0.498)	-0.018*** (-0.002)	-0.440*** (-0.080)
Idr	0.019 (0.015)	1.972*** (0.668)	0.443 (0.247)	-0.020 (-0.015)	1.968*** (0.668)
Growth	0.005** (0.002)	0.247*** (0.084)	-0.591*** (-0.698)	0.005*** (0.002)	0.249*** (0.084)
Oc	0.049*** (0.005)	1.654*** (0.224)	0.681*** (0.764)	0.048*** (0.005)	1.649*** (0.225)
Year	Control	Control	Control	Control	Control
Industry	Control	Control	Control	Control	Control
N	4 552	4 552	4 552	4 552	4 552
Adj-R ²	0.617	0.594	0.604	0.719	0.694

(2010)的做法,将北京、天津等10个省(市)划为东部地区;山西、安徽等6省为中部地区,内蒙古、广西等12省(自治区、市)为西部地区,辽宁、黑龙江、吉林3省为东北地区。定义变量Region为区域差异类型指标,企业处于东部地区取1,否则取值为0。

对于生命周期分样本检验,本文运用现金流组合法作为生命周期的评判标准,参考谭燕等(2018)的分类方法将总样本按照各阶段的现金流分为成熟期和非成熟期两个分样本,定义变量Clc作为生命周期类型指标,企业处于成熟阶段取值为1,否则取值为0。

根据表7,在产权性质分样本检验中,国企和非国企的组间系数差异在1%的水平上显著为负,表明环境规制对非国有重污染企业绿色创新的影响更为显著。这可能是因为非国企因不具有与国企相同的关联优势,所以会更努力在绿色创新领域寻求突破,以获得政府等相关

方面的青睐。国企本身的基础较好,而且往往具有较为稳定的研发和投资预算,不会因为环境规制而发生剧烈变动。

在区域差异分样本检验中,东部和非东部地区(中西部及东北地区)样本公司的组间系数差异在5%的水平上显著为正,表明相对于其他地区,环境规制对东部地区重污染企业绿色创新的推动作用更为显著。这可能是因为相较于中西部及东北地区,东部地区有得天独厚的地理条件、开放较早的区域经济、较高的科技水平和创新意识。在环境规制的激励和引导下,东部地区企业比其他地区企业拥有更多的资金、人才、技术等方面的资源优势,也便于开展数量更多、规模更大、水平更高的绿色创新活动。

在按生命周期阶段进行的分样本检验中,成熟期企业而非成熟期(成长期和衰退期)企业的组间系数差异在1%的水平上显著正相关,表明相较于非成熟期企业,环境规

表7 环境规制对绿色创新影响的分样本回归结果

	模型(3) Tobin Q					
	国企	非国企	东部地区	非东部地区	成熟期	非成熟期
ER	0.222** (0.099)	0.394*** (0.107)	0.612*** (0.143)	0.266*** (0.079)	0.465*** (0.090)	0.271** (0.115)
Size	0.004*** (0.001)	0.004** (0.001)	0.004** (0.003)	0.006 (0.001)	0.006*** (0.001)	0.001 (0.002)
Lev	-0.019** (-0.009)	-0.060*** (-0.012)	-0.047*** (-0.013)	-0.023** (-0.009)	-0.021** (-0.010)	-0.050*** (-0.012)
Age	-0.052*** (-0.000)	-0.074*** (-0.000)	-0.061*** (-0.001)	-0.105*** (-0.000)	-0.110*** (-0.000)	-0.081*** (-0.000)
Idr	-0.022 (-0.020)	0.002 (0.030)	0.012 (0.031)	-0.029 (-0.021)	0.001 (0.022)	-0.029 (-0.027)
Growth	-0.010*** (-0.003)	-0.006* (-0.003)	-0.014*** (-0.004)	-0.012*** (-0.003)	-0.008*** (-0.003)	-0.013*** (-0.003)
Oc	0.022*** (0.007)	0.006 (0.010)	0.011 (0.011)	0.024*** (0.007)	0.036*** (0.008)	-0.002 (-0.009)
Year	Control	Control	Control	Control	Control	Control
Industry	Control	Control	Control	Control	Control	Control
N	2 661	1 891	1 927	2 625	2 495	1 899
Adj-R ²	0.552	0.744	0.527	0.728	0.723	0.512
Chow 检验	-0.0111*** (-0.0017)		0.0018** (0.0021)		0.0505*** (0.0035)	

制对处于成熟期重污染企业的影响更为显著。这可能是由于,相较于成熟期企业,成长期企业尚未形成稳定的盈利,缺少能够支撑绿色创新研发的内部资金支持,并且由于缺乏经验和技术的积累,成长期企业很容易面临研发失败和高成本低收益的风险,从而导致这类企业进行绿色创新自主研发的意愿下降;而衰退期企业往往存在内部制度僵化、创新意识不足、创新意愿较低等问题,难以对环境规制政策做出及时有效的反映。

五、结论与建议

绿色创新作为实现经济可持续发展和生态文明目标的最好手段,也将成为各行各业乃至世界各国获得竞争优势的关键。能否利用环境规制政策引导微观企业积极进行绿色创新,进而提高企业长期绩效是目前急需研究的问题。

本文以569家重污染企业2010~2017年的数据为样本

进行分析,得出以下主要研究结论:(1)环境规制会显著降低重污染企业的短期绩效,但能够显著提高企业长期绩效。(2)环境规制能够促进重污染企业进行绿色创新。(3)绿色创新在环境规制对企业长短期绩效的影响中起到了部分中介作用。进一步分析发现:相对于国企,环境规制对非国企的绿色创新影响更为显著;相对于其他地区的企业,环境规制对东部地区企业的绿色创新影响更为显著;相对于非成熟期企业,环境规制对成熟期企业的绿色创新影响更为显著。

基于上述研究结论,本文提出以下建议:(1)政府应建立适度的环境规制标准,细化环境规制政策,并建立环保效益引导模式。(2)鼓励重污染企业通过兼并重组等方式扩大企业规模,以发挥规模效应和协同效应,提升企业的绿色创新能力和抵御研发失败风险的能力,弱化环境规制对企业短期绩效的冲击,提升长期绩效。(3)进一步强化社会的媒体监督作用,提高全民环保意识。

主要参考文献：

- [1] 曹书军, 刘星, 张婉君. 财政分权、地方政府竞争与上市公司实际税负[J]. 世界经济, 2009, (4): 69-83.
- [2] 傅京燕, 李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J]. 管理世界, 2010, (10): 87-98.
- [3] 胡元林, 李茜. 环境规制对企业绩效的影响——以企业环保投资为传导变量[J]. 科技与经济, 2016, 29(1): 72-76.
- [4] 胡元林, 郑文. 环境规制对企业绩效的影响机制研究——基于SCP的研究框架[J]. 改革与战略, 2015, 31(2): 145-150.
- [5] 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[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [6] 李珊珊. 环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(8): 135-143.
- [7] 李树, 赵晓乐, 娄昌龙. 环境规制与企业绩效——基于代理成本的视角[J]. 首都经济贸易大学学报, 2016, 18(2): 89-97.
- [8] 李小平, 卢现祥, 陶小琴. 环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J]. 世界经济, 2012, 35(4): 62-78.
- [9] 李泽慧. 环境不确定性、独立董事与企业绩效[D]. 上海外国语大学, 2019.
- [10] 龙小宁, 万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J]. 中国工业经济, 2017, (6): 155-174.
- [11] 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.
- [12] 宋马林, 王舒鸿. 环境规制、技术进步与经济增长[J]. 经济研究, 2013, 48(3): 122-134.
- [13] 孙学敏, 王杰. 环境规制、引致性研发与企业全要素生产率——对“波特假说”的再检验[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2016, 36(2): 10-16.
- [14] 谭燕, 蒋华林, 吴静, 施赞. 企业生命周期、财务资助与银行贷款——基于A股民营上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2018, (5): 36-43.
- [15] 王馨康, 任胜钢, 李晓磊. 不同类型环境政策对我国区域碳排放的差异化影响研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2018, 39(2): 55-64.
- [16] 徐建中, 贯君, 林艳. 制度压力、高管环保意识与企业绿色创新实践——基于新制度主义理论和高阶理论视角[J]. 管理评论, 2017, 29(9): 72-83.
- [17] 徐敏燕, 左和平. 集聚效应下环境规制与产业竞争力关系研究——基于“波特假说”的再检验[J]. 中国工业经济, 2013, (3): 72-84.
- [18] 姚林如, 杨海军, 王笑. 不同环境规制工具对企业绩效的影响分析[J]. 财经论丛, 2017, (12): 107-113.
- [19] 余鹏翼, 李善民. 国内上市公司并购融资偏好因素研究——基于国内并购与海外并购对比分析[J]. 经济与管理研究, 2013, (11): 58-66.
- [20] 张倩. 波特假说框架下环境规制、技术创新与企业绩效关系的再审视[J]. 财会通讯, 2018, (33): 58-61+129.
- [21] 赵细康. 环境保护与产业国际竞争力: 理论与实证分析[M]. 中国社会科学出版社, 2003.
- [22] 朱焱, 张孟昌. 企业管理团队人力资本、研发投入与企业绩效的实证研究[J]. 会计研究, 2013, (11): 45-52+96.
- [23] Albrizio, S., Kozluk, T., Zipperer, V. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence Across Industries and Firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 81(1): 209-226.
- [24] Barbera, A. J., McConnell, V.D. The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect effects[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1990, 18(1): 50-65.
- [25] Greenstone, M. The Impact of Environmental Regulation on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures[J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(6): 1175-1219.
- [26] Lundgren, T. Environmental Policy and Profitability: Evidence from Swedish Industry[J]. Environmental Economics and Policy Studies, 2010, 12(1-2): 59-78.
- [27] Plouffe, S., Lanoie, P., Berneman, C., Vernier, M.F. Economic Benefits Tied to Ecodesign[J]. Journal of Cleaner Production, 2011, 19(6): 573-579.
- [28] Popp, D. Induced Innovation and Energy Prices[J]. American Economic Review, 2002, 92: 160-180.
- [29] Porter, E. M., Linde, C. V. D. Toward A New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [30] Ramanathan, R., He, Q., Black, A., Ghobadian, A., Gallea, D. Environmental Regulations, Innovation and Firm Performance: A Revisit of the Porter Hypothesis[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 155(2): 79-92.

Environmental Regulation, Green Innovation and Enterprise Performance

——Evidence based on Listed Companies with Heavy Pollution

GENG Yun-jiang, ZHAO Xin-xin

Abstract: By taking heavily polluted listed companies from year 2010 to 2017 as the research object, this paper investigates the impact and the mechanism of environmental regulation on long-term and short-term enterprise performance. The results show that environmental regulation can significantly promote enterprise green innovation, and with green innovation as an intermediary variable, environmental regulation can significantly inhibit short-term performance and significantly promote long-term performance. Further research shows that the positive impact of environmental regulations on green innovation is more pronounced in non-state-owned enterprises, eastern enterprises and mature companies. Based on the unique perspective of green innovation, this paper studies the impact of environmental regulation on the long-term and short-term performance of enterprises, enriches the research on the economic consequences of environmental regulation; the sub sample test, which distinguishes the nature of property rights, the regional differences and the life cycle, provides empirical evidence for the theoretical research on the differences between the subject of green innovation and its strong or weak motivation, as well as a reference for the optimization and precise position of environmental regulation policies in the future.

Key words: environmental regulation; green innovation; enterprise performance

(责任编辑 杨亚彬)