

产权性质、环境规制与企业环保投资

李月娥, 李佩文, 董海伦

摘要: 本文以 2013—2016 年我国 A 股上市企业数据为样本, 实证研究了行业环境规制强度对企业环保投资的影响, 以及这一影响在不同性质企业之间的异质性。研究结果表明: 政府环境规制强度与企业环保投资规模之间呈现“U”型关系, 即企业环保投资规模随着环境规制强度的加大而先减后增。进一步的分析发现: 与国有企业相比, 非国有企业环保投资规模的相对值更高, 非国有企业环保投资对环境规制的反应更为敏感; 而在国有企业样本中, 央企环保投资对环境规制的敏感性又强于地方国企。本文的研究结论揭示了环境规制的投资效应及其在不同产权性质企业之间的异质性, 为政府针对企业产权性质的不同而精准制定相应的环境规制政策提供了参考依据。

关键词: 企业环保投资; 环境规制; 产权性质

中图分类号: F270-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2018)06-0036-14

DOI: 10.16493/j.cnki.42-1627/c.2018.06.004

一、引言

近年来, 我国严重的环境问题不仅让人们“谈污色变”, 也引起了党和政府的高度重视, 相继出台了多项环保法规, 如《中华人民共和国清洁生产促进法》《中华人民共和国水污染防治法》等。尤其是党的十八大以后, 我国的环保立法步伐进一步加快。近五年间, 原环保部配合人大立法机关完成了《中华人民共和国环境保护法》《中华人民共和国环境影响评价法》《中华人民共和国环境保护税法》等环保法律的制订和修订, 积极推进了《畜禽规模养殖污染防治条例》等环保行政法规和《企业事业单位环境信息公开办法》等环保部门规章的制修订工作。毫无疑问, 环境规制作为一种环境管理制度, 对规范企业的环境行为具有重要的影响, 在一定程度上引导着企业的投资决策方向。但企业的投资决策除了受制度因素的影响, 还受投资项目成本—收益情况的影响。因此, 环境规制与企业环保投资之间究竟是什么关系, 仍然值得进一步探讨。

此外, 国有企业因其在我国经济体系中的特殊地位而广受关注。2016 年 2 月, 国新办就推进大气污染治理和《中华人民共和国环境保护法》实施等问题举行中外媒体见面会, 期间就有记者提到国有企业是否由于性质特殊, 导致环保部门在执法时受阻, 从而使国有企业的环境管理落后于民营企业? 因此, 在国家经济体系中发挥主导作用的国有企业在履行环境保护责任方面是否真的因政府保护而落后于民营企业? 更易从银行等其他渠道取得融资的国有企业在环保投资方面是否比民营企业做得更多? 尤其是, 政府的环境规制对不同性质企业环保投资的影响是否存在显著差异? 这些

作者简介: 李月娥, 中国地质大学(武汉)经济管理学院教授(湖北 武汉 430074); 李佩文, 中国地质大学(武汉)经济管理学院硕士研究生

都是现有研究中尚未形成定论或是较少讨论的问题。

基于此,本文拟将政府的环境规制和企业的产权性质纳入同一框架,来研究政府环境规制与企业环保投资行为之间的关系。

二、文献综述

相关研究可以分为两大类:

第一类文献是以企业环保投资为中间传导变量来研究环境规制对企业生产率(或竞争力)的影响。这一类的研究都认同环境规制能促进企业环保投资,但关于企业环保投资对企业生产率(或竞争力)的影响,则存在两种不同的观点。

首先,环境规制促进企业环保投资的同时对企业的生产率有负面的影响。该观点源于“制约假说”及“污染天堂假说”。新古典经济学的“制约假设”认为,政府环境规制就是将环境污染的负外部性内部化,其结果会促进企业进行环保设施及系统的更新改造、环保技术的引进与研发以及环境管理的实施等,而这些需要企业投入大量的人力、物力和财力,这样做的后果加重了企业的非生产性支出,在不能迅速获得资金补充的情况下,短期内维持生产经营的资金会减少,导致企业生产率与市场竞争力的损失,Jorgenson^[1]等的研究支持了这一观点。Arouri等则支持“污染天堂假说”,认为发展中国家为避免较高的环境遵守成本,倾向于将生产经营活动选择在环境标准较低的国家或地区。这是因为,严格的环境管制会增加企业生产成本从而导致竞争力的丧失^[2]。侯伟丽等对我国1996—2010年污染密集型产业的省级面板数据的实证研究结果表明了“污染避难所”效应在我国确实存在^[3]。

其次,环境规制促进了企业环保投资的同时提高了企业生产率水平。该观点源于“波特假说”。Porter等认为政府对环境的恰当管理将刺激企业打破固有的生产经营模式和产品结构,政府的环境监管是企业考虑环境问题时所面临的压力来源,企业为了规避因不遵守环境法规而导致的惩罚会采取一定的措施,一方面选择节能减排、清洁生产,另一方面通过产品创新和工艺变革积累经营经验,并从中寻求新的独特的核心竞争力^{[4][5]}。Saygili实证检验了环境规制对生产率的影响,结果表明环境规制越严格,企业就会投入越多的资本进行清洁生产和技术创新^[6]。傅京燕等的研究表明我国环境规制与国际比较优势之间呈“U”型关系^[7],沈能、张成等、蒋伏心等、徐保昌等的研究发现,环境规制强度和技术创新之间呈现“U”型关系,随着环境规制强度由弱变强,跨越特定门槛值后,“波特假说”才能实现^{[8][9][10][11]}。而黄志基等的研究表明不同地区的环境规制与企业竞争力之间的关系呈倒“U”型,其研究表明“抑制观点”和“促进观点”都有部分解释空间^[12]。

第二类文献是对环境规制与企业环保投资之间的关系进行了直接研究,得出了四种不同的结论。即环境规制与企业环保投资之间可能存在正相关关系、负相关关系、“U”型关系或倒“U”型关系。

Farzin等认为在一定的阈值范围内,污染税(环境规制的一种形式)与减排投资正相关^[13]。Jaffe等认为基于市场的环境保护手段对创新和推广理想的节能减排技术可能具有显著的积极影响^[14]。姜锡明等的研究证实我国2008—2013年各地区环境规制强度与A股上市公司相对环保投资规模之间存在显著的正相关关系^[15]。胡元林等采用问卷调查方式收集重污染企业样本并运用结构方程模型进行分析,也发现环保规制与环保投资呈正相关关系^[16]。马珩等以2010—2014年披露了环保投入的A股上市公司为样本进行了类似研究,却发现环境规制与企业环保投资之间存在负相关关系^[17]。唐国平等采用2007—2010年环境管制综合指数作为各地区环境管制强度的代理变量,研究了其对滞后一年的A股上市公司企业环保投资的影响,得出了环境规制对环保投资具有“双

重影响”的结论，即二者之间呈“U”型关系^[18]。张劲松等的研究也得出了同样的结论^[19]。李强等以我国2008—2013年A股重污染行业上市公司为研究样本，借鉴唐国平等环境规制衡量方法，即以地区环境规制强度的综合指数衡量环境规制，却发现两者之间呈倒“U”型关系^[20]。

对不同产权性质的企业环保投资差异问题研究，以唐国平为代表的大多数学者认为，由于国有企业代表了国家和政府，经营活动受政府干预更多，国家或政府通常会对国有企业下达环保指标，并进行严格的监督检查，不可避免地会承担更多的社会责任与环境保护责任，投入了更大规模的环保投资资金^{[18][21]}。也有部分学者持相反的观点，认为民营企业为了从政府获取优惠政策、更多的项目机会以及树立良好的企业形象，会更好贯彻政府的环保政策，承担更多的社会责任，从而在环境保护方面的投入更多^{[17][22]}。

对以上两大类的研究情况进行梳理和归纳后可以发现：第一，现有文献多从地区环境规制的视角研究各地环境规制强度的不同对企业环保投资的影响，很少有以行业环境规制的视角来进行研究，且对两者关系的研究存在四种不一致的观点与结论，使两者关系呈现“不确定性”；第二，学者们认同环保投入在不同产权性质企业之间存在显著差异，但大多认为国有企业环保投资水平高于非国有企业，使非国有企业有“环境责任感较差”之嫌；第三，鲜有文献对不同产权性质企业的环保规制与企业环保投入关系的敏感性差异进行全面与深入研究。

鉴于此，本文从行业环境规制的视角，分别采用全样本和分组样本深入探讨了环境规制与企业环保投资之间的关系。首先，检验环境规制与企业环保投资之间的关系，探求两者关系“不确定之谜”。其次，通过分析国有企业的政治关联度，提出了与唐国平^[18]等多数学者的研究不同的假设，即国有企业可能会因其有政府“保护伞”的原因而在环保投入方面弱于民营企业，并进行了检验。最后，与唐国平等^[18]从行业属性，宋森等^[22]从股权结构的角度检验环境规制与环保投资关系不同，本文将产权性质作为调节变量，分别检验了环保规制与企业环保投入在国有企业与非国有企业之间、中央国企与地方国企之间的敏感性差异。

本文的主要贡献在于，丰富了环境规制与企业环保投资的研究文献，揭示了环境规制的投资效应及其在不同产权性质企业之间的异质性，其结论将为政府针对企业产权性质的不同而精准制定相应的环境规制政策提供了参考依据。

三、理论分析与研究假设

德国学者哈贝马斯认为，任何国家、社会都必须具有合法性，即国家、社会的政治统治秩序和法律必须要建立在被人们心里认可的基础上。Suchman等^[23]将合法性理论应用到了组织与企业的研究中。他们认为，组织的行为应该与社会规范、价值观、信仰等保持一致，一个组织的合法性可以通过遵从社会规范、价值观而获得。根据合法性理论，企业的投资行为会受到制度压力以及整个社会认同的价值体系的制约，当企业的投资行为偏离法律法规的要求以及社会认同的价值观时，企业的合法性就会受到威胁。这种合法性可以理解为企业与社会之间达成的一种隐性契约，企业对任何资源都没有内在权力，只有社会认为其合法时，社会才会将其有限的资源提供给企业，让企业得以生存与发展，而违背社会价值观的企业最终淘汰出局。环境规制对企业而言是一种硬性的合法性要求，可以发挥引导企业投资行为的作用，政府环保部门有权处罚污染环境的企业甚至可以强制关停，企业为获取合法性认同，只能增加环保投入。

然而，新古典经济学派认为，环境保护对社会具有正外部效应，会给个人或厂商带来额外的私人成本，在激励机制不完善的情况下，“搭便车”的机会主义就会产生，此时，价格机制不能充分发挥作用，私人的收益小于社会收益，企业环境保护产生的成本得不到补偿，由此会降低企业在同

行业中的竞争力。Gray 等的研究发现美国造纸厂为了达到环境规制的标准,会将企业的投资从生产性投资转到污染治理投资上,从而影响了企业的经济效益,降低了企业的竞争力^[24]。Hitchens 等的研究发现,目标企业的竞争力会随着环境规制强度的增大而有所损失,环境规制显著降低了中小企业的竞争力^[25]。由此可见,企业作为一个营利组织,缺少环保投资的内生动力。虽然“波特假设”认为,适当的环境规制能促使企业通过研发新产品、新工艺或者购置新设备等降低企业成本,进而增加企业利润,从而抵消环保投资对经营成本的负面影响,使“创新补偿”大于环境规制的“遵循成本”。但毕竟创新投入所需资金多,由此产生的“补偿效应”具有一定的滞后性。“波特假设”不能成为企业环保投资行为内生动力的理论依据。

由此看来,在具有环境规制的外部压力但缺少内在动力的情况下,企业的环保投资可能是遵守环境规制的收益和成本之间权衡的结果。不同的环境规制下,企业会通过收益和成本的比较而调整应对策略。依据西班牙学者乌恩鲁的观点,企业有三种路径应对环境规制:一是在不改变现有设备系统的情况下对排放接受政府环境税费、罚款等处理,即所谓的“终端治理”方法;二是在改造一定的部件或流程而维持整体设备系统构架不变的情况下减少排放;三是通过替换整个技术系统,在减少排放同时实现技术创新,这种选择也被称为“非连续性”方法。

从第一种到第三种实质上是由被动到主动的环境治理方法的过渡。由于通过替换整个系统即采用“非连续性”的方法所进行的环保投资具有较高的机会成本,大多数企业主动进行环保投资的意愿并不强烈。当环境规制强度处于低水平时,企业在权衡主动进行环境管理与被动接受违法处罚的利弊后,出于利益最大化考虑,会选择缴纳较低的环境税费或者是违法罚款,而不是通过替换系统设备等主动进行环保投资,这显然是一种被动的环境治理。随着环境规制强度的加大,企业原有系统设备所产生的排放需缴纳的环保税费和罚金等环境成本增加至企业无法承受,或者面临“三排”指标达不到要求以致政府强制性要求停产的情况,企业就会替换部分甚至整个技术系统。这时,企业的环保投资增加,企业的环境治理由被动变为主动。与此同时,在较低水平的环保规制下,由于以被动接受环境税费以及罚金等方式应对环境规制,为了补偿由此带来的环保成本,企业会增加生产资金投入,减少不能及时产生经济利益的环保投资,这时环保规制与环保投资之间可能呈负相关关系。

但随着环境规制逐渐严格,跨过一道门槛后,环保税费及违法处罚力度也相应增大,面对课以重税的污染产品以及生产线,企业为了寻求利润空间,或为避免因为环保指标不达标而停产,不得不采取积极主动的环境管理战略,将环境管理纳入生产经营的全过程,通过改进生产技术和工艺减少污染排放,此时,政府环境规制与企业环保投资规模呈正相关关系。而且在环境管理的过程中,企业的组织管理能力和技术水平也会显著提高,从而会促进其生产率的提升。

基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1: 在控制其他影响因素的前提下,政府环境规制强度与企业环保投资规模之间呈“U”型关系。

根据最终控制人是否是政府或者是政府的派出机构,将我国的企业分为国有企业与非国有企业。我国的国有企业和民营企业在责任负担、公司治理以及对市场的作用上都有着很大的差异^[26]。就环境投入而言,一般认为,国有企业受政府的干预多,会承担更多的社会责任,环保投入也更多^{[15][21]}。然而,由于以下原因,非国有企业可能会有更多的环保投入,且对环境规制的反应更为敏感。

第一,非国有企业不具有与地方政府关联的“先天优势”,更希望在环保方面有良好的表现以获得政府的支持。相比有政府力量做支撑的国有企业,非国有企业为了追求利益最大化或者为获取政府所掌握的资源或支持(比如一些自然资源的开发或使用权、融资优势、项目审批等)可能会更

加积极响应政府号召，严格执行政府要求。尤其在近几年环境问题比较热门的形势下，非国有企业更是有可能会加大环保投资，积极进行环保方面的努力，争取在环保方面有良好的表现^[27]。

第二，为了在客户、供应商以及公众面前树立良好的形象，非国有企业可能会有更多的环保投入。客户、供应商以及社会公众都是企业的利益相关者，也会对企业的环境保护行为产生影响。在我国公民的意识里，国有企业一般都是“保障”和“信任”的象征，非国有企业建立起良好的客户及公众形象可能要比国有企业付出更多。因此，当面临国家法律法规对环境的要求时，非国有企业为了维持自己辛苦建立起来的企业形象，可能会更加注重自己合法合规生产经营。

第三，为降低来自债权人或潜在股东的融资约束，非国有企业在环保方面会有更突出表现。现有的研究已经表明，国有企业相比非国有企业来说能更快、更多、更低成本地获得融资^[28]。因此，非国有企业为了降低自己的融资约束，通常会在政府大力提倡或规制的环保方面做得较好。

第四，国有企业因其最终控制人是政府，其高层管理者由政府部门任命。因此，与民营企业相比，国有企业与地方政府政治关联更为密切，也导致政府有干预国有企业经济活动的动机与条件。由于以经济增长为基础的官员晋升锦标赛的存在^[29]，地方政府在对企业的投资活动进行干预时更倾向于投资能够产生经济效益的活动，将国有企业作为实现政绩诉求的主要工具，帮助解决政府的政策性负担、带动当地企业发展、促进 GDP 增长和实现官员个人晋升目标^[30]。

综合上述分析，本文认为，非国有企业可能比国有企业具有更大的相对环保投资规模，据此提出如下假设：

假设 2：在控制其他因素影响的前提下，非国有上市企业的环保投资规模高于国有上市企业。

假设 3：不同产权性质下，环境规制强度对企业环保投资的影响不同，与国有企业比较，非国有上市企业环保投资对环境规制的反应更为敏感。

四、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文选取了 2013—2016 年明确披露了环保投资额的 A 股上市公司作为样本。样本筛选过程包括：（1）剔除金融、证券、保险类上市公司；（2）剔除财务数据缺失或异常的样本公司；（3）剔除 *ST 和 ST 样本公司。最终有 281 条记录进入了本文的研究。本文采用 SPSS22.0 和 EXCEL2016 对样本数据进行了处理。

本文的数据来源于以下途径：（1）上市公司的环保投资数据均为笔者通过阅读社会责任报告、环境报告书和可持续发展报告手工搜集而得；（2）环境规制数据根据《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》中相关数据计算而得。考虑到政府环境规制带来的影响不是即时的，因此环保规制取自 2012—2015 年的数据；（3）本文控制变量的数据来源于国泰安 CSMAR 数据库；文中用到的年报和社会责任报告（环境报告书和可持续发展报告提供了研究所用的极少量的数据）均来源于上海证券交易所官方网站和巨潮资讯网。

（二）变量定义与衡量

1. 被解释变量。环保投资规模（EPI）。以往的文献对企业环保投资主要有以下几种度量方法：其一，张三峰等直接将上述核算对象加总，作为因变量企业环保投资数额，不进行任何处理^[31]；其二，李冰对所有环保投资总额进行对数化处理^[32]；其三，唐国平等^[18]、李强等^[20]用环保投资总额与企业平均总资产的比值来反映企业环保投资规模；其四，毕茜等^{[33][34]}、张济建等^[35]采用“内容分析法”对企业公布的社会责任报告、可持续发展报告等进行定量评分，以此反映环保投资规模。因我国国有企业一般体量较大，因此这里为了消除企业规模对被解释变量的影响，本文采

用第三种度量方法来衡量企业环保投资规模 (EPI)。

2. 解释变量

(1) 环境规制强度 (ERS)。陆旸认为由于环境规制强度难以界定, 与其相关的数据难以获得, 限制了许多经验研究的开展^[36]。所以目前有关环境规制与企业环保投资的实证文献中环境规制的度量方法大多不统一, 主要有以下几个角度: 第一, 从环境规制政策的颁布数量和内容性质上定量评价环境规制强度; 第二, 企业的违法处罚力度和排污的监督检查次数; 第三, 用治污投资额占企业总成本或收入的比值来衡量; 第四, 环境规制下的污染排放量; 第五, 环境规制综合指数法; 第六, 废水和废气污染治理设施本年运行费用占地区工业总产值之比。

《国家环境保护“十二五”规划》指出, 地方政府应因地制宜, 在不同地区和行业之间实施有差别的环境政策。由此, 沈能认为行业异质性可能影响政府的环境管制路径^[8]。本文在考虑指标完善性、数据可获得性及行业异质性的基础上, 以各行业的减排努力程度来间接反映环境规制强度, 同时借鉴张成等^[9]、景维民等^[37]的度量方法, 令环境规制强度 (ERS) 的取值为《中国环境统计年鉴》中的各行业污染治理设施运行费用/《中国统计年鉴》中该行业规模以上工业企业主营业务成本^[9], 故第 i 行业第 j 年的环境规制强度

$$ERS_{i,j} = \frac{W_{i,j} + G_{i,j}}{C_{i,j}}$$

其中, $W_{i,j}$ 和 $G_{i,j}$ 分别表示第 i 个行业第 j 年的工业废水和废气治理设施本年运行费用 (因《中国环境统计年鉴》中只有工业废水和废气治理设施运行费用, 而无固体废物治理设施运行费用数据, 因此, 此处各行业工业污染治理设施运行费用之和为各行业废水和废气治理设施运行费用之和), $C_{i,j}$ 表示第 i 行业第 j 年所有规模以上企业主营业务成本之和。

(2) 产权性质 (State、CState)。按照实际控制人性质设置国有企业虚拟变量 (State), 若样本企业的实际控制人为国有法人或政府机构则 State 取值为 1; 否则为非国有企业, 取值为 0。按照国有企业实际控制人类别进一步细分, 若国有样本企业的实际控制人为国资委或中央各部委, 则虚拟变量 CState 取值为 1; 否则为地方国资委、地方政府各部门控制的国有企业, 取值为 0。

3. 控制变量。在选取控制变量的过程中, 本文主要进行了以下思考: 首先, 以往学者大多研究的是环保投资对企业价值 (TobinQ) 所产生的作用效果^[38], 笔者认为它们二者之间也存在反向影响关系, 即 TobinQ 愈大, 企业市价愈大于重置成本, 企业进入资本市场套利变现的投资动机就愈强烈, 会更多地选择将金融资本转换为实体环保投资, 因此选取机会成本 (Opp) 作为控制变量之一; 其次, 总资产净利润率 (Roa) 体现了企业整体的盈利能力, 因企业的环保投资有投资周期长、收益率低等特点, 该比率的提升可能会促使企业提高进行环保投资的积极性; 现金持有量 (Cash) 是指企业内可供使用的现金存量, 它的多少会对企业的支出以及环保投资情况产生影响; 最后, 综合李强^[20]、毕茜^[33]等人研究文献中的常规影响因素, 选取企业规模 (Size)、经营现金流量 (Flow)、财务杠杆 (Lev)、代理成本 (Cost)、营业收入 (Inc) 作为本研究的控制变量。

各变量具体取值如表 1 所示:

(三) 模型设计

为检验假设 1, 即环境规制与环保投资之间是否存在“U”型关系, 本文将环境规制的二次项和一次项同时引入回归模型中。构建模型 (1) 如下:

$$EPI = \beta_0 + \beta_1 ERS^2 + \beta_2 ERS + \sum Controls + \epsilon \quad (1)$$

为检验假设 2, 即与国有企业相比, 非国有企业的相对环保投资规模是否更大, 本文构建模型 (2):

$$EPI = \beta_0 + \beta_1 State + \sum Controls + \epsilon \quad (2)$$

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量计量
被解释变量	企业环保投资	<i>EPI</i>	环保投资额/当期平均总资产
解释变量	环境规制	<i>ERS</i>	$ERS_{i,j} = \frac{W_{i,j} + G_{i,j}}{C_{i,j}}$
	产权性质	<i>State</i> <i>CState</i>	若企业为国有企业时，取 1；若为非国有企业，取 0 若国有企业为央企时，取 1；若为地方国企，取 0
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	当期平均总资产的自然对数
	盈利能力	<i>Roa</i>	总资产净利润率=净利润/平均资产总额
	经营现金流量	<i>Flow</i>	经营现金流量净额/当期平均总资产
	现金持有量	<i>Cash</i>	期初期末货币资金平均数/当期平均总资产
	财务杠杆	<i>Lev</i>	资产负债率=期末总负债/期末总资产
	机会成本	<i>Opp</i>	TobinQ 值=(股权市场价值+负债的账面价值)/总资产的账面价值
	代理成本	<i>Cost</i>	营业费用率=营业费用/主营业务收入
	营业收入	<i>Inc</i>	企业经营过程中确认的营业收入(单位:亿元)

为验证假设三，即验证环境规制对不同性质控制人企业的影响是否相同，本文参照孙光国等引入变量的交叉项^[39]，即产权性质与环境规制平方的交叉项，在模型(1)的基础上建立模型(3)：

$$EPI = \beta_0 + \beta_1 ERS^2 \times State + \beta_2 ERS^2 + \beta_3 ERS + \sum Controls + \varepsilon \quad (3)$$

模型应用中，考虑到环境规制带来影响的滞后性，也为有效避免因变量和解释变量之间出现的内生性问题，本文的因变量(*EPI*)及控制变量为 2013—2016 年数据，解释变量(*ERS*)数据取自 2012~2015 年。

五、实证分析及结果

(一) 变量的描述性统计

1. 主要变量的描述性统计特征。如表 2 所示，企业环保投资规模占其总资本的比例(*EPI*)的平均值为 0.005 7，最小值趋近于 0，最大值为 0.047 0，说明 2013—2016 年我国 A 股上市公司总体来说相对环保投资规模较小；并且中位数小于平均值，说明大多数企业环保投资处于低水平，只有少数几家环保投资水平处于相对较高水平，投入水平差异较大。其次，环境规制(*ERS*)的平均

表 2 主要变量的描述性统计

变量符号	统计量	最小值	最大值	平均值	标准差	中位数
<i>EPI</i>	281	0.000 0	0.047 0	0.005 7	0.007 8	0.002 9
<i>ERS</i>	281	0.000 1	0.023 0	0.002 7	0.003 4	0.001 5
<i>State</i>	281	0	1	0.661 9	0.473 9	1.000 0
<i>CState</i>	186	0	1	0.349 5	0.478 0	0.000 0
<i>Size</i>	281	20.565 5	27.031 9	23.295 6	1.243 6	23.222 1
<i>Roa</i>	281	-0.361 5	0.223 3	0.027 7	0.061 7	0.023 5
<i>Flow</i>	281	-0.168 2	0.273 9	0.066 0	0.063 5	0.062 1
<i>Cash</i>	281	0.003 6	0.459 2	0.135 3	0.086 9	0.115 2
<i>Lev</i>	281	0.084 8	1.344 7	0.521 4	0.200 2	0.535 5
<i>Opp</i>	281	0.860 9	10.162 2	1.940 5	1.113 9	1.598 5
<i>Cost</i>	281	0.009 1	0.612 4	0.079 2	0.062 9	0.067 8
<i>Inc</i>	281	3.44	2 837.97	203.79	348.53	79.27

值为 0.0027, 最小值为 0.0001, 最大值为 0.0230, 最大值与最小值相差很大, 说明企业面临的环境规制压力在处于较小强度的同时存在较严重的行业差异。由于国有企业虚拟变量 (*State*) 的取值只有 0 和 1, 因此其平均值为 0.6619, 说明 66.19% 的样本企业属于国有企业; 同理, 央企虚拟变量 (*CState*) 的取值也只有 0 和 1, 均值为 0.3495 说明 34.95% 的国企样本属于央企, 65.05% 的国企样本属于地方国企。

2. 被解释变量按产权性质 (*State*、*CState*) 分类的描述性统计分析。为了了解不同产权性质的企业环保投资是否有差异, 笔者对环保投资 (*EPI*) 在不同产权性质下分组进行描述性统计并进行了 T 检验、K-S 和 M-W 检验, 结果如表 3、表 4 所示:

表 3 不同产权性质 (*State*) 下企业环保投资差异分组检验

State=0 (非国企)			State=1 (国企)		
统计量	平均值	标准偏差	统计量	平均值	标准偏差
95	0.0079	0.0102	186	0.0045	0.0059
T 检验		K-S 检验		M-W 检验	
<i>F</i> 值	显著性	<i>Z</i> 值	显著性	<i>Z</i> 值	显著性
22.274	0.000	1.582	0.013	-2.391	0.017

由表 3 可以看出, 非国有企业组的平均值明显高于国有企业组; T 检验的 *F* 统计量观察值为 22.274, 相伴概率 *p* 值为 0.000, 小于显著性水平 0.05, 因此认为两总体方差具有非齐次性, 两组样本不是来自同一总体。K-S、M-W 检验的 *Z* 统计量分别为 1.582 和 -2.391, 相伴概率 *p* 值分别为 0.013 和 0.017, 均小于显著性水平 0.05, 可以认为这两组的环保投资具有显著差异。至此得出, 企业相对环保投资规模的大小因企业产权性质的不同而有显著差异, 且非国有企业比国有企业的相对环保投资规模更大, 初步验证假设 2 成立。

表 4 不同产权性质 (*CState*) 下企业环保投资差异分组检验

CState=0 (地方国企)			CState=1 (央企)		
统计量	平均值	标准偏差	统计量	平均值	标准偏差
121	0.0041	0.0046	65	0.0052	0.0077
T 检验		K-S 检验		M-W 检验	
<i>F</i> 值	显著性	<i>Z</i> 值	显著性	<i>Z</i> 值	显著性
4.952	0.027	0.679	0.746	-0.327	0.744

由表 4 可以看出, 央企组环保投资的平均值高于地方国企组; T 检验的 *F* 统计量观察值为 4.952, 相伴概率 *p* 值为 0.027, 小于显著性水平 0.05, 因此认为两总体方差存在显著差异, 未通过方差齐次检验, 即两组样本不是来自同一总体。K-S、M-W 检验的 *Z* 统计量分别为 0.679 和 -0.327, 相伴概率 *p* 值分别为 0.746 和 0.744, 均大于显著性水平 0.05, 可认为这两组的环保投资没有显著差异。由参数检验结果可知, 上述两组样本来源于不同的总体, 且央企组的环保投资规模高于地方国企组; 而非参数检验的结果显示, 国企相对环保投资规模的大小并没有因实际控制人的不同而存在显著差异。描述性的初步结论有一定的相左性, 具体判断还需看引入其他控制变量后, 国企实际控制人的不同是否会对环保投资规模产生影响。

(二) 回归分析

需要说明的是, 由于将行业环境规制强度原始值的平方项及一次项同时纳入模型 (1) 和模型 (3) 中, 为避免因变量间的内生性问题而产生严重的多重共线性, 在此将环境规制变量进行了中心

化处理 (即各样本对应的环境规制减去全样本环境规制的平均数)。表 5、表 6 中的 ERS' 和 ERS'^2 是环境规制经中心化处理后的数据。处理后的回归分析结果显示, 三个模型中的各个变量的容忍度均大于 0.1, 方差膨胀因子 VIF 值均小于 10, 说明构建的回归模型不存在严重的多重共线性问题; 同时, 各回归模型的 D-W 值表明模型不存在明显的序列自相关现象。

表 5 中心化处理后回归结果

变量名	Model (1)		Model (2)		Model (3)		
	全样本	全样本	重污染	非重污染	全样本	重污染	非重污染
$ERS'^2 \times State$					-1.091*** (-2.782)	-1.571*** (-3.168)	-0.553 (-0.838)
ERS'^2	0.190* (1.690)				1.299*** (3.140)	1.821*** (3.432)	1.271 (1.428)
ERS'	0.209* (1.765)				0.155 (1.312)	0.008 (0.053)	0.044 (0.135)
$State$		-0.222*** (-2.880)	-0.313*** (-3.531)	0.076 (0.412)			
$Size$	0.032 (0.256)	0.153 (1.141)	0.234 (1.566)	-0.313 (-0.768)	0.056 (0.452)	0.073 (0.507)	-0.091 (-0.401)
Roa	0.124 (1.365)	0.107 (1.098)	0.038 (0.323)	0.235 (1.094)	0.122 (1.372)	0.112 (1.005)	0.084 (0.716)
$Flow$	0.044 (0.635)	0.093 (1.294)	0.064 (0.742)	0.149 (1.014)	0.060 (0.881)	0.041 (0.481)	0.099 (1.227)
$Cash$	-0.193*** (-2.723)	-0.247*** (-3.359)	-0.195** (-2.267)	-0.289* (-1.921)	-0.211*** (-3.015)	-0.180** (-2.145)	-0.219** (-2.674)
Lev	0.024 (0.215)	0.128 (1.116)	-0.003 (-0.021)	0.696** (2.506)	0.050 (0.452)	0.036 (0.265)	0.210 (1.325)
Opp	0.013 (0.160)	-0.006 (-0.077)	0.067 (0.657)	0.018 (0.094)	0.028 (0.355)	0.120 (1.188)	-0.060 (-0.564)
$Cost$	-0.059 (-0.829)	-0.084 (-1.137)	-0.132 (-1.468)	-0.072 (-0.403)	-0.052 (-0.743)	-0.045 (-0.509)	0.000 (0.002)
Inc	-0.122 (-1.157)	-0.179 (-1.648)	-0.215* (-1.703)	-0.103 (-0.378)	-0.117 (-1.129)	-0.129 (-1.034)	-0.074 (-0.488)
N	281	281	205	76	281	205	76
R^2_adj	0.189	0.106	0.089	0.147	0.217	0.136	0.755
$F-values$	5.682***	3.639***	2.641***	1.939*	6.051***	3.166***	14.700***

注:***、**、* 分别代表统计量在 1%、5%、10% 的水平上显著; 括号内是 t 值。

1. 环境规制对企业环保投资的影响分析。表 5 模型 (1) 进行全样本的回归分析, 从结果来看, ERS'^2 的回归系数是 0.190, 且通过了 10% 的显著性水平检验。由此可以得出, 环境规制与企业环保投资之间呈“U”型关系。也就是说, 行业环境规制强度对企业环保投资行为的影响存在“拐点”, 当环境规制在“拐点”之前处于较低水平时, 环保税费及违法处罚力度对企业尚不构成环保投资的压力, 即企业被动进行环保投资的政府管制压力让位于企业本身的“趋利性”, 印证了“要素禀赋”假说。企业会为了追求经济收益减少环保投资, 这时规制强度与企业环保投资规模之间呈负相关关系; 但是环境规制处于较高水平时, 超过“拐点”后, 随着环保税费及违法处罚力度的增大, 企业将会增加环保投资以降低企业“三废”从而降低环保税费及违法处罚等事后环保成本, 这时环保规制强度与环保投资正相关, 假设 1 得到验证。研究结果与唐国平等^[18]的研究结果一致。

表 6 国有企业样本回归结果

变量名	Model (1)	Model (2)	Model (3)
$ERS'^2 \times CState$			0.698*** (4.016)
ERS'^2	0.435*** (3.297)		-0.356 (-1.528)
ERS'	0.152 (1.091)		0.333** (2.398)
$CState$		0.162* (1.759)	
$Size$	-0.133 (-1.016)	0.020 (0.128)	-0.115 (-0.937)
Roa	-0.101 (-0.988)	-0.001 (-0.011)	-0.128 (-1.329)
$Flow$	0.263*** (3.622)	0.351*** (4.042)	0.250*** (3.651)
$Cash$	-0.235*** (-3.103)	-0.320*** (-3.533)	-0.220*** (-3.081)
Lev	-0.047 (-0.409)	0.144 (1.068)	-0.068 (-0.632)
Opp	-0.058 (-0.710)	-0.077 (-0.787)	-0.052 (-0.671)
$Cost$	-0.027 (-0.371)	-0.131 (-1.414)	-0.014 (-0.199)
Inc	0.061 (0.510)	-0.193 (-1.293)	0.060 (0.535)
N	186	186	186
R^2_{adj}	0.470	0.218	0.531
$F-values$	12.279***	4.924***	14.072***

注:***、**、* 分别代表统计量在 1%、5%、10% 的水平上显著; 括号内是 t 值。

2. 产权性质对企业环保投资的影响分析。表 5 模型 (2) 从全样本与分行业样本的回归结果, 可以看出, 加入其他控制变量的共同影响后, 全样本、重污染行业的产权性质 ($State$) 与企业环保投资 (EPI) 之间的回归系数分别为 -0.222 、 -0.313 , 且均在 1% 的水平上线性关系显著; 而非重污染行业的产权性质 ($State$) 与企业环保投资 (EPI) 之间没有通过模型 (2) 的回归检验, 说明处于非重污染行业企业的环保投资没有明显的产权异质性, 由于这类企业对环境的损害较小, 在环保方面所花费的投资较少, 导致不同产权性质的环保投资没有规律性。从全样本与重污染行业样本均可得出非国有企业比国有企业相对环保投资规模更大, 验证了本文的假设 2。该研究结果与唐国平等^[21]的研究结果相反。

一种可能的解释是, 环保规制对环保投资的激励效应在不同产权性质的企业之间有时间差异。唐国平等人对该问题的研究以 2008—2011 年 A 股上市公司为研究样本, 而本文研究环保投资的数据源于 2013—2016 年 A 股上市公司。包群等认为, 环保政策实施效果具有滞后性, 企业需要一段适应期来准确理解政策信息并作出合理反应。由于不同性质的企业政治关联度不同, 对环保政策作出反应的滞后程度不同, 由此导致环保投资存在时间差^[40]; 另一解释即是如本文理论分析所言, 与国有企业相比, 非国有上市公司的环保问题的确存在更多压力和动机, 例如, 来源于政府环境规制的压力和寻求与政府合作机会的动机, 想要在客户、供应商和社会公众面前树立良好品牌形象的动机, 为更快地从债权人或潜在股东获得资金的融资动机等, 相对来说会更加积极参与企业环保投

资行动。

3. 不同产权性质下, 环境规制对企业环保投资的激励效应分析。在上述回归分析的基础上, 我们通过在模型(1)中加入交乘项 $ERS'^2 \times State$, 检验不同产权性质下, 环境规制对企业环保投资的激励效应。表5模型(3)为全样本与分组样本回归分析的结果。结果表明, 全样本与重污染行业样本环境规制和产权性质的交乘项 $ERS'^2 \times State$ 的回归系数(-1.091、-1.571)均在1%的水平上通过了检验, 假设3得到了验证。表明在全样本与重污染行业样本中, 产权性质差异对环境规制与环保投资关系有显著的负影响, 即与国有企业比较, 非国有上市公司环境规制与企业环保投资的关系更强, 也就是说环境规制的变化对非国有企业的环保投资更敏感, 即在政府颁布相关环境规制法规后, 非国有企业会为了增强与政府之间的合作关系, 而主动地配合政府颁布的环保法规条例进行绿色生产设备的更新改造和绿色生产工艺的积极研发, 扩大企业的环保投资规模; 相对来说, 国有企业仰仗“保护伞”的作用, 不太配合政府颁布的环保法规, 即企业环保投资对环境规制变化的敏感度较弱。非重污染行业样本未通过显著性检验, 可能是由于处于非重污染行业的企业在生产经营过程中对环境产生的负面影响较小, 由此, 环境规制对其施加的压力较轻, 不同产权性质对二者之间的调节作用也就不明显。

4. 国企样本组内, 产权性质、环境规制与企业环保投资的关系。表6是在仅选择国有企业样本的情况下, 对假设1—3所做出的回归检验。模型(1)的回归结果验证了假设1, 即国有企业样本的环境规制与企业环保投资之间呈“U”型关系。因为表中的第一列数据显示 ERS'^2 的回归系数是0.435, 且在1%的显著性水平下通过了检验。模型(2)验证央企虚拟变量($CState$)与企业环保投资(EPI)之间关系的回归系数为正(0.162), 且通过了10%的显著性检验, 这说明央企的环保投资规模, 相对于地方国企来说更大。模型(3)在加入调节变量 $CState$ 与 ERS'^2 的交乘项后, 交乘项的回归系数显著为正(0.698), 说明与地方国企比较, 央企环境规制与企业环保投资的关系更强, 即环境规制的变化对央企的环保投资更敏感。这一结论也验证了周黎安的“政治晋升锦标赛假说”。周黎安等研究表明, 以经济绩效为核心的地方政府官员职位晋升激励的存在, 从而导致地方政府官员会为了实现经济增长而干预国企投资行为^{[29][30]}。唐雪松等认为, 虽然地方政府会采取各种方式影响国有企业的投资, 但是对不同性质企业干预的难度、程度不一样, 中央国企虽然也处于地方政府的管辖范围内, 但中央国企直接受控于中央政府, 并不受制于地方政府, 相比较而言, 地方政府直接控制地方国企, 因此地方政府会更多地通过干预地方国企实现GDP的增长。注重GDP的增长必然干预企业的投资行为倾向生产性投资, 而不注重环保投资, 由此也很好的解释了本文的实证检验结果。

(三) 稳健性检验

为了验证前文实证结果的可靠性, 本文进行了以下稳健性检验: (1) 借鉴景维民等^[37]以及毕茜^[34]等人的研究, 以环境规制手段之一环境税费衡量环境规制(ERS), 具体包含资源税、城建税、排污费、城镇土地使用费、矿产资源补偿费、河道管理费、环保支出、绿化费、水利建设基金、防洪安保基金、抑尘费、生态环境治理保证金、生态恢复补偿金等。(2) 用工业行业当年污染治理投资额与工业生产总值的比值来表示 EPI ^[41]。稳健性检验得出与前面一致的结果, 可以证明本文模型的稳健性较好。

六、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文以我国2013—2016年直接披露了环保投资数据的A股上市公司为研究样本, 从行业环境

规制及企业产权性质出发,对环境规制与企业环保投资的关系进行了研究,得出如下主要结论:

第一,我国企业普遍存在环保投资规模不足的情况,2013—2016年A股上市公司环保投资额的平均值接近于最小值,因此可以知道多数企业环保投资规模都处于较低的水平。

第二,环境规制与企业相对环保投资规模之间呈“U”型关系,即在环境规制不严格或违规处罚较低时,排污企业宁愿因污染环境接受政府处罚,也不愿积极主动加强环保投资;但是随着政府管制越来越严格,当达到企业认为主动进行环境管理优于被动接受处罚时,企业就会开始加大环保投资。

第三,在排除总资产规模大小的影响下,非国有企业比国有企业在相对环保投资上投入更多。

第四,与国有企业相比,重污染性非国有上市公司环境规制对企业环保投资的影响更为敏感。而在国有企业内部,央企在环境规制与企业环保投资关系上比地方国企更为敏感。

本文的研究结论也存在一定的局限。如由于许多企业未披露环保投资数据,导致有效样本量较小,对研究结果的代表性有一定影响。以各行业单位成本工业“三废”治理设施年度运行费用作为环境规制的替代变量时,由于固体废物治理设施年度运行费用数据的缺失,导致最后计算的环境规制数据存在一定偏差。

(二) 政策建议

根据前文的结论,环境规制强度与企业环保投资规模之间呈“U”型关系,而我国企业目前环保投资规模和环境规制强度普遍偏低。因此,在企业环保投资积极性不高的情况下,政府完善环境政策与环保法律法规、强化环境管制执行力度是目前解决企业环境问题的前提和主要驱动力。基于此,提出以下几点政策建议:

第一,政府环境管理应多管齐下^[42]。政府一方面应采取严格而适当的法律手段,完善环保法规,健全环境保护法律体系,把环保与节能融入到政府政策的每一个环节,从根本上强化环境监督管理,各级环保行政管理机构应充分而正确地利用国家和地方政府赋予的行政权限开展环境管理;另一方面,政府还可运用信贷、税收、保险等经济手段来调节各方面的经济利益关系,规范企业的宏观经济行为,注重经济增长的同时将环保落实到实处,以实现经济和环境协调发展。同时辅以环境监测、环境预测、评价、决策分析等技术,以达到强化环境执法监督的目的。

第二,环境监管应针对产权性质不同的企业而“对症下药”。对于国有企业,尤其是受地方政府干预较多的地方国有企业,应将企业环保落实情况作为评价企业管理者政绩及选拔、任用干部的重要依据,使企业管理者充分认识到环境保护的重要性,以此促进企业的环保投资;与此同时应强化其环保行为的监督和检查,以督促其履行相应环境责任,对于涉污行为,地方政府决不能作为“保护伞”,让其享有“法外开恩”的特权。对于非国有企业而言,相关政府部门应给予非国有企业更多政策优惠,为其环保投资行为提供应有的资金支持和政策后盾,鼓励、支持民营企业研发投入与技术创新,使企业在履行环保责任的同时,提高经济绩效,实现环境绩效、经济绩效与社会绩效的高度统一。

第三,建立政府介入的社会和市场监督。比如,通过政府采购、工程招标、资源审批、信誉评级等诸多途径,将那些存在严重污染或发生过重大环境事件的企业列入黑名单,采取市场管制,让企业不得不进行环保投资,加强环境管理。

参考文献

- [1] Jorgenson, D. W., P. J. Wilcoxon. Environmental regulation and U. S. economic growth[J]. *Rand Journal of Economics*, 1990(2).
- [2] Arouri, M. E. H., G. M. Caporale, C. Rault, et al. Environmental regulation and competitiveness: Evidence

- from Romania[J]. *Ecological Economics*, 2012(5).
- [3] 侯伟丽,方浪,刘硕.“污染避难所”在中国是否存在?——环境管制与污染密集型产业区际转移的实证研究[J]. *经济评论*, 2013(4).
- [4] Porter, M. E. America's green strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 4.
- [5] Porter, M. E., C. van der Linde. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995(4).
- [6] Saygili, M. Pollution abatement costs and productivity: Does the type of cost matter? [J]. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 2016(1).
- [7] 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).
- [8] 沈能. 环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验[J]. *中国工业经济*, 2012(3).
- [9] 张成,陆旸,郭路,等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. *经济研究*, 2011(2).
- [10] 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).
- [11] 徐保昌,谢建国. 排污收费如何影响企业生产率:来自中国制造业企业的证据[J]. *世界经济*, 2016(8).
- [12] 黄志基,贺灿飞,杨帆,等. 中国环境规制、地理区位与企业生产率增长[J]. *地理学报*, 2015(10).
- [13] Farzin, Y. H., P. M. Kort. Pollution abatement investment with environmental regulation is uncertain[J]. *Journal of Public Economic Theory*, 2000(2).
- [14] Jaffe, A. B., R. G. Newell, R. N. Stavins. Technological change and the environment [J]. *Handbook of Environmental Economics*, 2003(1).
- [15] 姜锡明,许晨曦. 环境规制、公司治理与企业环保投资[J]. *财会月刊*, 2015(27).
- [16] 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(1).
- [17] 马珩,张俊,叶紫怡. 环境规制、产权性质与企业环保投资[J]. *干旱区资源与环境*, 2016(12).
- [18] 唐国平,李龙会,吴德军. 环境管制、行业属性与企业环保投资[J]. *会计研究*, 2013(6).
- [19] 张劲松,林海艳. 环境规制对企业环保投资的影响研究[J]. *哈尔滨商业大学学报(自然科学版)*, 2017(5).
- [20] 李强,田双双. 环境规制能够促进企业环保投资吗?——兼论市场竞争的影响[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2016(4).
- [21] 唐国平,李龙会. 股权结构、产权性质与企业环保投资——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. *财经问题研究*, 2013(3).
- [22] 宋森. 环境管制、股权性质与企业环保投资——基于沪深 A 股上市公司的经验证据[J]. *财会通讯*, 2016(21).
- [23] Suchman, M. C. Managing legitimacy: Strategic and institutional approaches[J]. *Academy of Management Review*, 1995(3).
- [24] Gray, W. B., R. J. Shadbegian. Plant vintage, technology, and environmental regulation[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003(3).
- [25] Hitchens, D. The implications for competitiveness of environmental regulation in the EU[J]. *Omega*, 1999(1).
- [26] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据[J]. *管理世界*, 2012(4).
- [27] 李颖思. 政治联系、行业竞争与民营企业环保投资关系研究[D]. 广州:暨南大学硕士学位论文, 2016.
- [28] 张保伟. 国有企业环境责任问题分析[J]. *环境保护与循环经济*, 2011(7).
- [29] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 2007(7).
- [30] 逯东,孙岩,周玮,等. 地方政府政绩诉求、政府控制权与公司价值研究[J]. *经济研究*, 2014(1).

- [31]张三峰, 卜茂亮. 环境规制、环保投入与中国企业生产率——基于中国企业问卷数据的实证研究[J]. 南开经济研究, 2011(2).
- [32]李冰. 环境规制、政企关系与企业环保投资[J]. 财会通讯, 2016(21).
- [33]毕茜, 于连超. 环境税、媒体监督和企业绿色投资[J]. 财会月刊, 2016(20).
- [34]毕茜, 于连超. 环境税的企业绿色投资效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(3).
- [35]张济建, 于连超, 毕茜, 等. 媒体监督、环境规制与企业绿色投资[J]. 上海财经大学学报(哲学社会科学版), 2016(5).
- [36]陆昉. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?[J]. 经济研究, 2009(4).
- [37]景维民, 张璐. 环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步[J]. 经济研究, 2014(9).
- [38]李萧言. 上市公司绿色投资行为对企业价值的影响研究——基于重污染行业的经验数据[J]. 牡丹江大学学报, 2016(7).
- [39]孙光国, 赵健宇. 产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性[J]. 会计研究, 2014(5).
- [40]包群, 邵敏. 环境管制抑制了污染排放吗?[J]. 经济研究, 2013(12).
- [41]徐圆. 源于社会压力的非正式性环境规制是否约束了中国的工业污染?[J]. 财贸研究, 2014(2).
- [42]于文超. 环境规制的影响因素及其经济效应研究[M]. 成都:西南财经大学出版社, 2014.

Ownership, Environmental Regulation and Companies' Environmental Investment

LI Yue-e, LI Pei-wen, DONG Hai-lun

Abstract: We investigated the influence of industry environmental regulation intensity on companies' environmental investment as well as heterogeneity of the influence among companies of different ownership based on data from typical A-share listed companies of our country from 2013 to 2016. Our research shows that the relationship between government environmental regulation intensity and companies' environmental investment scale is "U-shaped", which means that companies' environmental investment scale is becoming larger first and smaller later as environmental regulation intensity is enhancing. Through further analysis, it can be found that the relative companies' environmental investment of non-state-owned is higher compared with that of the state-owned companies, and non-state-owned companies are more sensitive to environmental regulations. While in the state-owned enterprises, the central state-owned enterprises are more sensitive to environmental regulations than the local state-owned enterprises are. The conclusion is that the environmental regulation's investment effect and its heterogeneity among companies of different ownership can be used as reference for the government to accurately make corresponding environmental regulation policies based on various companies' ownership.

Key words: companies' environmental investment; environmental regulation; ownership

(责任编辑 孙洁)