

# 双重环境规制、公司治理结构与全要素生产率

何大安, 万 焯

(浙江工商大学经济学院, 浙江 杭州 310018)

**摘要:** 现有的关于双重环境规制的分析和研究, 主要集中于正式环境规制与企业全要素生产率之间的相关性, 而对双重环境规制、公司治理结构与全要素生产率之间的相关性没有高度的关注。实际上, 公司治理结构是环境规制与企业全要素生产率关联的不可忽略的门槛。文章在对相关文献进行回顾和评说的基础上, 构建了2011—2020年上市公司财务和内部人事数据的面板数据模型, 以公司治理结构为门槛变量, 分析双重环境规制和企业全要素生产率之间的作用机制。研究结果表明: (1) 正式环境规制和全要素生产率之间呈“N”型关系, 非正式环境规制和全要素生产率之间呈“U”型关系; (2) 针对公司的内外部特征进行样本划分和异质性检验, 发现对于不同区域和污染等级的企业, 双重环境规制的门槛效应存在差异。并且, 非正式环境规制对西部地区 and 低污染企业的全要素生产率不具有门槛效应。据此文章提出在西部地区建立以政府为主导的环境治理体系, 提高非正式环境规制对西部地区和非高污染企业的全要素生产率, 以及为企业高层增加绿色激励和建立政商环境问题协调组织等政策建议。

**关键词:** 双重环境规制; 公司治理结构; 全要素生产率; 门槛效应; 大数据分析

**中图分类号:** X196 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2023)12-0072-16

**DOI:** 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.12.005

## Dual Environmental Regulation, Corporate Governance Structure and Total Factor Productivity

HE Da'an, WAN Xuan

(School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** The existing research on dual environmental regulations mainly focus on the correlation between formal environmental regulations and total factor productivity (TFP) of enterprises, while the correlation between dual environmental regulations, corporate governance, and TFP has not received close attention. In fact, corporate governance is an indispensable threshold for the correlation between environmental regulations and TFP of enterprises. On the basis of reviewing relevant literature, this article constructs a panel data model of financial and internal personnel data of listed companies from 2011 to 2020. With corporate governance as the threshold variable, it analyzes the mechanism of the interaction between dual environmental regulations and TFP of enterprises. The results indicate that (1) there is a “N” shaped relationship between formal environmental regulations and TFP, while there is a “U” shaped relationship between informal environmental regulations and TFP; (2) sample partitioning and heterogeneity testing were conducted on the internal and external characteristics of the company, and it was found that there are differences in the threshold effect of dual environmental regulations for enterprises in different regions and pollution levels. Moreover, informal environmental regulations do not have a threshold effect on the TFP of western regions and low-polluting enterprises. Based on this, we propose to establish a government-led environmental governance system in the western region, promote the role of informal environmental regulations

**收稿日期:** 2023-07-19

**作者简介:** 何大安, 男, 浙江工商大学现代商贸研究中心教授, 人文社会科学资深教授, 主要从事投资运行与产业结构调整、理性与非理性决策、大数据、互联网与经济学基础研究; 万焯, 男, 博士研究生, 主要从事环境规制与企业行为研究。

in improving TFP of western regions and non-high polluting enterprises, increase green incentives for enterprise executives, and establish a coordinated organization for political, commercial, and environmental issues.

**Key words:** dual environmental regulation; corporate governance structure; total factor productivity; threshold effect; big data analysis

## 一、引 论

经济学关于环境规制对企业生产率影响的研究,主要有静态和动态两种分析。早期新古典主义认为,如果企业成本不断攀升致使环境变化并导致企业生产活动受到制约,就会出现因成本带来的企业投资和研发投入(R&D)减少的挤出效应,以至于企业创新能力和竞争力下降。这是一种被早期新古典主义推崇的静态分析观点。与此不同,“波特假说”是一种典型的动态分析,该分析认为适当的环境规制在倒逼企业创新的同时,能在减少环境污染的情况下提高企业竞争力(Porter和Linde,1995)<sup>[1]</sup>。但无论是正式环境规制还是非正式环境规制,对于企业的外部效应都与公司治理结构密切相关。当今中国在双重环境规制作用下,企业生产效率是否受影响,公司最高管理层在这种外部性作用和全要素生产率之间起到了怎样的作用,对于实现经济高质量增长并跨越“中等收入陷阱”有分析价值。

学术界对政府环境规制外部性的研究,在理论和实证上已形成“遵循成本效应”和“创新补偿效应”的学术共识。这些共识认为环境规制的遵从成本会对企业生产运营产生挤出效应,并会对投资经营或产供销造成额外的成本挤占;与之相对应,环境规制的补偿效应在提高企业竞争力创新效应的同时,可在一定程度上弥补规制带来的成本损失(李佳澍,2020;吴磊等,2020;刘红梅等,2021)<sup>[2-4]</sup>。

针对环境规制与企业全要素生产率之间的关联,国内外学者曾基于特定条件对之展开了广泛的研究,总的来说,可将这种关联概括为正向、反向和不确定等三种形式。Granderson和Prior(2013)<sup>[5]</sup>曾依据美国《清洁空气法》的阶段性,选取1992—2000年34家电力企业的样本,对绩效佳的产出(电力)与绩效差的产出(二氧化硫、氮氧化物)进行了分析,并计算分解了受利率制约的Malmquist消费生产率指数(RMCP),以说明法案在第一阶段实施后企业全要素生产率的变化。Antonietti和Marzucchi(2014)<sup>[6]</sup>依据2001—2006年意大利制造业企业调查数据和两阶段模型,研究了绿色有形投资策略(green tangible investment strategies, GTIS)对全要素生产率的影响,评估了生产力影响出口的倾向和强度。Ghosal等(2019)<sup>[7]</sup>以瑞典制浆造纸行业为分析对象,研究了该国独有的分散式监管体系对企业绿色全要素生产率的提高作用,认为全要素生产率(TFP)增长的主要驱动力是技术变化而不是效率,政府环境规制可以提高企业的技术水准。

王杰和刘斌(2014)<sup>[8]</sup>研究了1998—2011年中国工业企业样本数据得出以下结论:中国环境规制与工业企业全要素生产率之间呈倒“N”型关系,即环境规制力度弱则全要素生产率将会下降,规制力度提升到一定水准时全要素生产率便开始上升,规制力度过高会导致全要素生产率下降。李强(2017)<sup>[9]</sup>使用2002—2011年制造业企业数据作为研究样本,实证了中国环境分权与地方企业的全要素生产率之间的倒“U”型关系,并依据不同产权属性进一步研究了这种倒“U”型关系。李俊青等(2022)<sup>[10]</sup>依据1998—2007年微观工业企业数据,研究和证明了正式环境规制在提升高效率企业的全要素生产率的同时,会降低低效率企业的全要素生产率。客观而论,国内外的这些研究拓展了“波特假说”,加深了对不同国家环境政策之于企业技术和生产率的探讨。

自Pargal和Wheeler(1996)<sup>[11]</sup>提出非正式环境规制的概念后,经济学界有关正式环境规制的分析和研究,推动了对非正式环境规制的理论演进。非正式环境规制的行为主体是社会公众群体,它的目标与正式环境规制基本相同,从而使公众成为环境保护的第一利益相关主体(田良,2004)<sup>[12]</sup>。非正式环境规制在法律上虽不具有法律强制性,但居民的检举、上访和起诉等环境规制类型是对正式环境规制的有利补充,公众的环境参与行为会激励政府正式环境规制(高艺等,2020)<sup>[13]</sup>。环境问题与公众利益密切相关的事实,反映在诸如新闻媒体的采访曝光、网络舆论效应以及环保组织行动介入等方面,同时环境问题也会对企业市场估值、公众形象和市场收益产生影响,引发政府出面干预企业污染行为,以至于最终企业自愿做出环

境规制行为(吴磊等,2020;范丹和付嘉为,2021;李少林和杨文彤,2022)<sup>[3,14-15]</sup>。

从实证研究的情况看,非正式环境规制与全要素生产率之间也存在一定程度的相关性。目前,将某种形式的非正式环境规制作为唯一的解释变量,研究其与全要素生产率之间关系的研究文献较少。高艺等(2020)<sup>[13]</sup>分析了公众环境参与形式的非正式环境规制,研究结论是其对中国各省市绿色全要素生产率具有正向的直接效应和空间溢出效应。范丹和付嘉为(2021)<sup>[14]</sup>对2007—2016年的企业面板数据展开了实证检验,对信息披露等非正式环境规制因素进行了中介机制和中介效应分析,认为这些因素可以通过绿色技术创新等提高企业全要素生产率。李少林和杨文彤(2022)<sup>[15]</sup>以环境信息披露为研究对象,运用渐进双重差分模型,实证检验了政策净效应对地级市绿色全要素生产率的影响。这些文献虽然不能如正式环境规制的相关文献那样,从全方位、多维度证明非正式环境规制和全要素生产率之间的相互关系,但在一定程度上证明了非正式环境规制与全要素生产率之间的相关性。

国内学者关于正式与非正式环境规制的相关研究,试图让理论机制分析与实证分析处于同一框架。从实证分析及其检验看,他们在面板数据中加入环境规制二次项,构建了门槛效应模型,通过对环境规制一次项和二次项系数大小与显著性的考察,判断正式、非正式环境规制的变化趋势(苏昕和周升师,2019)<sup>[16]</sup>。同时,也有学者在产业结构升级、技术创新和科技创新等门槛变量的基础上,对正式、非正式环境规制的经济影响展开了研究(余东华和崔岩,2019;李菁等,2021;张倩和林映贞,2022)<sup>[17-19]</sup>。至于双重环境规制与全要素生产率关系的研究,马点圆等(2021)<sup>[20]</sup>建立了双重环境规制的一次项和二次项,认为正式环境规制与重污染企业全要素生产率之间呈现显著的先下降后上升的“U”型关系,非正式环境规制则是显著的先上升后下降的倒“U”型关系;徐军委等(2022)<sup>[21]</sup>运用省级面板数据进行了实证检验,认为产业结构门槛作用下的非正式环境规制越过门槛后,会导致非正式环境规制与绿色全要素生产率的“U”型关系。

公司治理是一种约束董事、股东和高管等企业核心人员的管理体制,它对企业和国家环境政策具有积极影响,可围绕经济利益、组织架构和个人特征三大部分来构建(谷慧玲等,2021)<sup>[22]</sup>。国内学者以一个或多个特征构建了公司治理结构的代理变量(唐未兵等,2021)<sup>[23]</sup>,力图证明公司内部的治理特征、环境规制与企业全要素生产率的相关性(曹慧平和沙文兵,2018;王锋正和陈方圆,2018;韩楠和黄娅萍,2020;张长江等,2020;盛明泉等,2021)<sup>[24-28]</sup>。基于公司治理结构影响环境规制与企业全要素生产率的研究文献尚不多见的事实,以公司治理结构为切入点,勾勒出双重环境规制、公司治理结构和企业全要素生产率的现实画面,这将有别于其他经济层面的研究(刘建翠,2022)<sup>[29]</sup>。很明显,这种加总性的以企业运行为核心的分析,可以从缓解环境规制的外生成本压力等角度,帮助我们拓宽双重规制下全要素生产率问题的研究。

本文的分析主旨是试图把双重环境规制、公司治理结构和全要素生产率放置于同一分析框架。一方面,运用地级市层面之双重环境规制的整体性指标来研究其与全要素生产率的关联性;另一方面,运用中国A股上市公司数据,研究双重环境规制提升全要素生产率的门槛效应。文章的结构安排如下:第二部分是理论分析和研究假设,第三部分是研究设计,第四部分是实证分析,第五部分是结论与政策建议。

## 二、理论分析和研究假设

### (一) 正式环境规制、公司治理结构与全要素生产率的作用机制

环境规制政策对企业成本有直接效应,这种效应主要存在于产品生产和市场交易之中。概括来讲,由于环境遵从成本会对生产投资造成挤出效应,企业为应付环境成本效应,规避环境惩罚的资金和设备投入会增加,例如,碳排放交易政策会使高污染企业不得不购买排放权指标以维持生产,于是企业的生产运营成本高企(赵振智等,2021)<sup>[30]</sup>。环境规制会导致市场要素流动发生改变,具体地说,企业内部的要素流动会从生产项目移动到环保项目,企业外部的生产要素会流向生产率高的企业,导致生产性资源错配。环境规制成本效应与创新激励效应是一个硬币的两面,环境规制政策对企业生产决策的影响表现在:实施适度的政府环境规制政策可以纠正企业研发的盲动性,引导企业进行绿色清洁化方向的技术创新,提升企业生

产效率和 R&D 投资收益(张优智和乔宇鹤,2022)<sup>[31]</sup>,从而提高全要素生产率。

创新激励效应可以细分为“产品补偿”与“过程补偿”(陈琪,2020)<sup>[32]</sup>。前者指企业降低污染排放会有效提高产品质量,后者指对生产流程的前、中、末部分进行管理和技术上的创新。在生产前端,可以使用清洁能源来替代原有的煤炭、石油和天然气等污染型能源,并且新产品在生产设计方案上就具有绿色环保特征;在生产中段,经过环境相关培训的产业工人,能够在生产的过程中对于产品用料和能源的使用上更为节约;在生产末端,利用新技术重新使用副产品来进行再生产,这可以降低生产材料的储存成本和空间成本,简化生产流程,提高生产效率和安全性。在环境规制政策的成本效应和创新效应的双重影响之下,企业全要素生产率的变化会根据两者的强弱对比而上升或下降。

基于两大环境政策效应所引发的对企业全要素生产率的影响,以及公司治理结构在两者之间所起到的制约作用。本文认为,政府主导的正式环境规制对于企业生产率的影响是非线性的,故提出以下假设:

H1: 正式环境规制对企业全要素生产率的影响效果,会受到公司治理结构的约束。

## (二) 非正式环境规制、公司治理结构与全要素生产率的理论解说

非正式环境规制对企业全要素生产率的作用方式较为复杂,它是一种具有高度灵活性且规制主体复杂多样的“软约束”。首先,居民的投诉检举、协商调解和法律诉讼等非正式环境规制会促使政府环境部门和法律部门介入,以弥补和调整环境政策失灵。其次,随着网络基础设施、新闻业和社会组织不断发展,新闻媒体报道和网络信息传播都会给污染排放企业带来舆论压力和社会谴责,同时,社会环保组织与政府的紧密合作为精准、专业和高效地解决企业污染问题创造了条件,从而使非正式环境规制逐渐完善。最后,在环境信息规定上,一方面,外部合规成本效应会产生内部声誉效应(范丹和付嘉为,2021)<sup>[14]</sup>;另一方面,一系列国际通用的环保标准,如 ISO14000 产品安全标准,对绿色清洁产品有着较高的要求。此外,政府开始运用不具有法律强制性的市场型规制来规定企业污染排放权,运用市场机制进行调节,通过平衡企业之间的碳排放水平以实现社会整体碳排放量的合理化。

在非正式环境规制的正向作用下,若公司治理结构的扩大是有序和具有环境有效性,则全要素生产率的提高是具有极大可能的。第一,最高管理层人员对个人业内形象和企业社会形象会足够重视。第二,因为社会公众对企业环境方面的印象将会影响旗下产品的销量,所以企业会考虑环境问题对企业长远利益的影响。第三,环保部门对于自主披露污染排放数据信息的企业进行环保绩效考量,并择优提高环保补贴,帮助拓宽融资渠道甚至是给予技术外部支持。在这些条件下,公司高层会分派各部门诸如生产设施的技术改进、员工的环保专业技能培训、产品生产流程的工艺创新以及新产品的绿色清洁化研发等任务,从而使企业的全要素生产率得到明显提升。

但是,目前非正式环境规制在中国发展较晚且体系尚不成熟,存在许多不足。例如,各个利益主体间的目标不一致,行动缺乏科学性和具有盲目性;目前适用于非正式环境规制的法律保障缺失和不健全,地方政府无法出台相应的支持性政策;非正式环境规制组成部分中的媒体、网络和社会组织会对公司造成舆论压力,但是其中的信息可能会存在误导。这些情况都可能使非正式环境规制对企业生产效率和技术水平造成危害,降低全要素生产率。同时在公司治理结构中高管的环保意识不足,股权和薪酬等经济利益过大而无视社会环境舆论压力,从而导致最高领导层对非正式环境规制的消极应对,无法使非正式环境规制的“波特假说”发挥应有的创新引导效应,公司治理对非正式环境规制的约束会产生无法预期的结果,基于这些现状,本文提出以下假设:

H2: 非正式环境规制对企业全要素生产率的影响效果,会受到公司治理结构的约束。

## (三) 企业内外部特征差异形成门槛效应的异质性

不同类型的企业的内外部特征存在差异,在环境问题的研究中,地理区位和污染水平的影响是十分显著的。前者是企业的外部特征,后者则是企业的内部特征。一方面,对于不同的区域,其环境政策有所不同,企业面临的环境政策规制压力也会不同;各个区域的自然资源禀赋和交通基础设施完善程度不同,使运输成本和产品损耗的“冰山成本”不同,导致各区域原材料和能源的价格不同;各个区域经济发展、居民的生活

水平和受教育程度不同,社会对于环境污染的反应程度也会不同。

对于这种企业外部的特征,公司高层的应对方式显然是有差异的。在具有资源丰富、产业政策帮扶大、环境政策宽松等特征的地区,公司管理者面对环境压力时明显会具有较弱的干涉意愿;在具有资源紧缺、经济发展水平高、环境政策严格等特征的地区,企业高管在日常运营管理中则会倾向于采取提高资源配置效率、工艺技术和加强人员培训等措施,以有益于全要素生产率的提高。但是,一个城市的特征不可能是单一有利于环境保护或有损于环境规制积极性的,所以不同地区城市的双重环境规制对全要素生产率的门槛效应会有差异。

另一方面,不同行业的污染排放水平不同,受到政府强制性减排的压力与社会公众的环境舆论压力就会有很大的差异,企业管理层对于污染治理也就形成不同的投资偏好。高污染企业受到的双重环境规制压力明显较大,而低污染企业所面临的政府政策与公众舆论压力较小,但是规制力度的降低是否一定有益于全要素生产率的提高,这个问题需要讨论。

值得关注的是,企业内外部特征差异可能会对企业高层的生产策略、能源和原材料使用,技术研发有不同的决策偏好,使双重环境规制对不同特征类型企业的全要素生产率产生不一样的影响结果。因此,本文提出如下假设:

H3:企业内部和外部特征具有的差异,会导致不同类型企业的公司治理结构约束性作用产生不同结果。

### 三、研究设计

#### (一) 变量设计

1. 数据来源。本文的数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)、《城市统计年鉴》以及手工收集的百度关键词搜索趋势指数,整体样本的数据时间跨度为2011—2020年。其中,国泰安数据库包含沪深A股上市公司的主营业务收入、资产负债和员工数量等反映经营特征的数据,也包括公司治理所需的企业高层数据;<sup>①</sup>《城市统计年鉴》包含计算正式环境规制所需要的污染物排放数据;我们使用关键词“环境”和地级市名称进行搭配,搜索各年度不同地级市的百度趋势指数,以此构建非正式环境规制的指示变量。

2. 相关变量。(1) 解释变量。解释变量分别为正式环境规制解释变量与非正式环境规制解释变量。第一,对于正式环境规制的解释变量,本文参考叶琴等(2018)<sup>[33]</sup>的构建方案,将地级市的工业污水、二氧化硫和工业烟(粉)尘的排放量作为正式环境规制的构建数据。首先,将不同年度的单位国内生产总值污染物排放量进行线性标准化:

$$AE_{ij}^c = [AE_{ij} - \min AE_j] / [\max AE_j - \min AE_j] \quad (j = 1, 2, 3, \text{分别代表不同类型的污染物排放})$$

$AE_{ij}$ 为*i*城市的*j*污染物的单位国内生产总值污染物排放量, $\max AE_j$ 和 $\min AE_j$ 分别是不同类型污染物排放量在各年度的最大值和最小值,得到的 $AE_{ij}^c$ 为标准化指数。

然后,基于每个城市的污染排放水平不同,构建反映城市差异之调整系数的公式如下:

$$U_{ij} = AE_{ij} / \overline{AE_j} \quad (j = 1, 2, 3, \text{分别代表不同类型的污染物排放})$$

$\overline{AE_j}$ 为各年度污染物*j*排放量的地级市平均值。

最后,各个地级市正式环境规制强度的计算公式如下:

$$ER_i = \frac{1}{3} \sum_{j=1}^3 U_{ij} AE_{ij}^c$$

$ER_i$ 就是城市*i*的正式环境规制强度指标。<sup>②</sup>

第二,对于非正式环境规制(*IER*)的变量构建,现有文献主要使用污染源监管信息公开指数(*PITI*)、居民投诉、举报和信访数量,人大代表和政协委员的环境提案数量等数据构建代理变量(李瑞前和张劲

<sup>①</sup>CSMAR数据库中的公司高层主要包括董事、监事和经理等高级管理人员。

<sup>②</sup>地级市的污染排放水平越高, $ER$ 的数值越大,正式环境规制则越小;反之,正式环境规制则越大。

松, 2020; 曾婧婧和胡锦涛, 2015)<sup>[34-35]</sup>。本文的研究观点, 百度和谷歌等搜索引擎具有人工智能和与之相匹配的数据逻辑链, 可以准确识别使用者输入的关键词的搜索目标, 并对环境问题相关词条进行时间和空间上的信息汇总, 以此计算出不同时间段中国各个地级市的环境词条搜索频率。因此, 本文使用与每个 A 股上市公司所在地级市所对应的环境词条的百度搜索趋势指数衡量非正式环境规制。<sup>①</sup>

(2) 被解释变量。指上市公司的全要素生产率 ( $TFP_{OP}$ ), 其选取  $OP$  测算方法 (Olley 和 Pakes, 1992)<sup>[36]</sup>, 以有效避免联立性偏误、样本选择偏误和内生性问题。该测算方法主要针对企业样本进行设计, 测算所需的劳动力、资本和投资等数据均来自于 CSMAR 数据库。

(3) 门槛变量。参考严若森等 (2018)<sup>[37]</sup> 的研究成果和数据选择方案, 本文使用董事会规模、独立董事比例、高管前三位薪酬总额、高管持股比例和股权制衡度等上市公司数据, 运用主成分分析法构建公司治理变量 ( $CO$ )。<sup>②</sup>

(4) 控制变量。上市公司财务数据等表征企业运营状况的特征指标如下: 员工人数 ( $EMP$ ), 以上市公司人员总数表示; 每股收益 ( $PRI$ ), 以净利润/总股数表示; 主营业务收入 ( $REV$ ), 以公司经营主要业务的收入总额表示; 资产负债率 ( $LEV$ ), 以负债总额/资产总额表示。

因为变量既存在大数值的形式, 又存在分数形式, 可能导致回归系数间差额巨大, 无法反映各变量的真实作用情况。同时, 为了避免异方差问题, 本文对 2011—2020 年的上述变量进行对数化处理。剔除样本中的 ST 和 \*ST 企业以及异常值样本的企业, 然后使用插值法弥补变量的缺失值, 以此构建静态平衡面板数据。本文的变量描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$TFP_{OP}$	13790	6.639	0.846	3.457	11.430
$ER$	13790	-4.946	2.604	-14.975	3.566
$IER$	13790	8.300	1.217	1.386	10.631
$CO$	13790	0.176	1.042	-2.177	4.346
$EMP$	13790	7.357	1.538	1.946	13.223
$PRI$	13790	-1.006	1.509	-9.283	3.405
$REV$	13790	-0.816	1.152	-4.832	3.745
$LEV$	13790	21.037	4.421	3.333	28.636

## (二) 模型构建

本文使用静态平衡面板数据进行计量回归检验, 门槛模型主要根据 Hansen (1999)<sup>[38]</sup> 的方法进行构建。回归模型 (1) 和模型 (2) 分别表示正式环境规制和非正式环境规制的门槛效应模型, 设定如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \alpha_n ER_{it} \times I(\gamma_{n-1} < CO_{it} \leq \gamma_n) + \alpha_{n+1} ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_{n+1}) + \alpha_{n+2} X + \varphi_1 + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 IER_{it} \times I(CO_{it} \leq \theta_1) + \beta_2 IER_{it} \times I(\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2) + \dots + \beta_n IER_{it} \times I(\theta_{n-1} < CO_{it} \leq \theta_n) + \beta_{n+1} IER_{it} \times I(CO_{it} > \theta_{n+1}) + \beta_{n+2} X + \varphi_2 + \varepsilon_2 \quad (2)$$

其中,  $i$  表示企业,  $t$  表示年度。 $TFP$  为企业全要素生产率,  $ER$  与  $IER$  分别代表企业所在城市的正式与非正式环境规制,  $\gamma$ 、 $\theta$  为门槛值,  $I(\cdot)$  为指示性函数,  $X$  为控制变量的集合,  $\varphi$  为时间固定效应,  $\varepsilon$  为随机误差项。本文使用 Stata 17.0 进行实证检验。

<sup>①</sup>指标构建的具体方法是以地级市名称和“环境”关键词搭配, 搜索各年度各地级市的百度趋势指数。例如, 某一年度北京地区就以输入“北京”和“环境”两个关键词后显示的综合指数来表示当地该年度的非正式环境规制强度。

<sup>②</sup>Stata 软件中的 `factory` 指令可以使用统计学的线性变换法, 将一系列变量标准化后组建为一个综合性指标, 以此作为本文的门槛变量。

## 四、实证分析

### (一) 全样本回归检验

首先,本文进行不同环境规制下门槛变量的单一门槛、双重门槛和三重门槛检验,确定门槛数和门槛值。检验结果如表2所示。

表2 门槛模型检验结果

环境规制	门槛数	$F$	$P$	门槛估计值	10%	5%	1%
正式环境规制	单一门槛	16.890	0.083	0.655	19.700	25.174	38.989
	双重门槛	17.770	0.081	0.817	14.604	18.362	21.435
	三重门槛	22.940	0.037	0.891	24.597	28.943	46.905
非正式环境规制	单一门槛	27.050	0.025	0.581	14.071	16.119	20.812
	双重门槛	47.840	0.006	0.849	12.461	13.536	14.737
	三重门槛	10.480	0.781	0.852	26.873	29.079	33.091

表2给出了 Bootstrap 法重复抽样100次的门槛检验结果。其中,正式环境规制通过了三重门槛检验,单一、双重和三重门槛检验的  $F$  值分别为16.890、17.770和22.940,并且分别在10%和5%水平下显著。非正式环境规制通过了单一门槛和双重门槛检验,单一门槛和双重门槛检验的  $F$  值分别为27.050和47.840,并且分别在5%和1%水平下显著。

接下来,正式环境规制和非正式环境规制的门槛效应回归结果如表3所示。

1. 公司治理结构制约下正式环境规制对企业全要素生产率的门槛效应。从计量回归结果看,对于模型(1),当  $CO_{it} \leq \gamma_1$  时,正式环境规制对企业全要素生产率的影响显著为正;当  $\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2$  时,对企业全要素生产率的影响显著为负,说明作用方式开始转变;当  $\gamma_2 < CO_{it} \leq \gamma_3$  时,对全要素生产率的作用依然为负;当  $CO_{it} > \gamma_3$  时,对全要素生产率的作用重新变为正。总之,在公司治理的不同发展阶段,正式环境规制对全要素生产率的作用是非线性的,即随着公司治理水平的提高,正式环境规制和全要素生产率之间的关系呈“上升—下降—上升”的“N”型趋势。该结果证明了本文的理论假设 H1。

表3 正式环境规制和非正式环境规制的门槛效应检验

被解释变量: $TFP_{OP}$			
模型(1)		模型(2)	
$ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1)$	-0.013*** (-11.54)	$IER_{it} \times I(CO_{it} \leq \theta_1)$	-0.016*** (-12.35)
$ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2)$	0.010*** (7.71)	$IER_{it} \times I(\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2)$	0.015*** (11.11)
$ER_{it} \times I(\gamma_2 < CO_{it} \leq \gamma_3)$	0.014*** (13.52)	$IER_{it} \times I(CO_{it} > \theta_2)$	0.022*** (13.12)
$ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_3)$	-0.011*** (-9.98)		
$EMP$	-0.530*** (-44.64)		-0.529*** (-44.16)
$PRI$	0.014*** (8.32)		0.014*** (8.17)
$REV$	0.906*** (74.46)		0.904*** (72.01)
$LEV$	-0.022*** (-5.21)		-0.022*** (-5.30)
$cons$	-7.999*** (-139.85)		-8.034*** (-140.33)
时间固定效应	控制		控制
$N$	13790		13790
$R^2$	0.075		0.075

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著,括号内为  $t$  值。

门槛效应形成的原因, 需要结合本文的理论机制分析。在公司治理结构发展的初始阶段, 公司最高管理层处于一种萌芽且各方面都不断进步和提升的初始状态。此时, 企业利益的分配矛盾较少, 人员组织架构也较为简单, 事务处理的效率高。企业高层会主动安排人员对产品生产组装线进行升级改进, 安装全新的污染处理设备甚至建立研发实验室来研究环保科技以降低污染水平, 技术和效率的提升带动了企业全要素生产率的提高。

当公司治理水平提升到一定的高度但却没有达到预期时, 正式环境规制的增强反而降低了全要素生产率。在该阶段, 当公司治理结构中的经济激励因素可能过于强烈时, 部分高管甚至会为了个人经济利益开始“寻租”, 以各种渠道和方式贿赂当地政府官员来避免环境规制的惩处, 资源错配可能导致生产效率和技术水平降低; 抑或是董事会出现人员冗余, 降低了管理效率。因此, 此时环境规制政策力度的持续加大, 反而降低了企业的效率, 降低了全要素生产率; 还有可能是新加入的经理等一线管理人员的环境专业素养不高, 虽然他们可能具备极好的企业运营管理技术, 但是环境保护知识的缺失, 使其在经营公司的时候无法有效调配各方面资源, 造成效率降低和全要素生产率下降。

而当公司治理结构突破了最后的门槛时, 整个企业的运作效率再次提升, 经济激励合理适度, 人员的规模在最大化的同时也具有最优解, 新引进的管理人员也变得更为专业和具有环保积极性。此时, 政府环境规制政策的一系列具体要求通过公司高级管理人员有效传达给各个部门, 基层工作人员会有针对性地改良生产设备, 提高资源配置效率和管理效率, 使企业在生产运营过程中有效减少污染排放, 使全要素生产率再次上升。

**2. 公司治理结构制约下非正式环境规制对企业全要素生产率的门槛效应。**对于模型(2), 非正式环境规制和全要素生产率之间的关系则有着明显区别。在公司治理达到第一个门槛值之前( $CO_{it} \leq \theta_1$ ), 非正式环境规制对于全要素生产率的作用是负面的; 当 $\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2$ 时,  $IER$ 的系数方向开始改变为正向; 当 $CO_{it} > \theta_2$ 时, 系数进一步增大, 即当公司治理水平达到最高区间后, 非正式环境规制对全要素生产率的作用也达到最大。所以, 非正式环境规制和全要素生产率之间的关系整体上呈“U”型。该结果证明了本文的理论假设 H2。

非正式环境规制和全要素生产率之所以形成该门槛效应, 主要原因在于非正式环境规制具有盲目性、延时性与自发性。第一, 社会公众对于污染的恐慌是非理性的, 且各个群体之间的根本利益会存在冲突。第二, 非正式环境规制的力量在早期会处于一种内部各利益群体持续协调与沟通的状态, 无法如法律和政策那样对企业造成即时的实际影响。第三, 非正式环境规制的作用不如正式环境规制具有法律强制性, 所以往往需要企业管理层的主动洽谈和自发改良。这三大因素就导致公司治理结构对于非正式环境规制和全要素生产率之间的制约作用不同于正式环境规制。

当公司治理结构整体较小时, 由于企业的整体规模和收益水平较低, 所以相较于非正式环境规制的治理要求, 企业资金短缺的现状会促使管理者在企业运营过程中更倾向于将有限资源分配于生产性活动和自身利益回报, 并且会忽视社会公众的环境质量需求, 造成企业在运营过程中受到更多来自非官方的阻碍, 导致企业技术研发和生产效率提高的进展迟缓, 降低全要素生产率; 只有公司治理结构增长到足够高的阶段, 企业资金链足够完善, 资本规模足够大, 企业最高管理层才能了解到社会舆论、公司信誉和形象对于企业长远发展的重要意义。此时, 企业在生产装备配置、员工招聘培训和技术研发等方面会逐渐具有绿色化特征, 重视生产效率和资源配置效率, 提高全要素生产率。

在不同公司治理结构大小的制约下, 正式、非正式环境规制对企业全要素生产率产生了大相径庭的非线性作用。本文推测除了正式环境规制和非正式环境规制本身的规制差异外, 中国上市公司的不同内外部特征也会导致双重环境规制对全要素生产率的门槛效应产生差异, 为了探究差异的存在性和可能原因, 以及据此提出有效的政策建议, 帮助中国企业更好应对环境规制外生冲击, 本文将先后进行稳健性检验和异质性检验。

## (二) 稳健性检验

本文全样本回归结果表明, 这种整体性检验的结论仍然需要经过稳健性检验以证明结论的正确性。对

此,本文分别使用指标替换与增加变量这两种方式进行检验。

第一步,本文将 LP 算法替换 OP 算法所得到的企业全要素生产率( $TFP_{LP}$ )作为被解释变量进行回归。Bootstrap 法重复抽样100次后,门槛模型检验的回归结果如表4所示。

表4 第一次稳健性检验的门槛模型检验结果

环境规制	门槛数	$F$	$P$	门槛估计值	10%	5%	1%
正式环境规制	单一门槛	25.280	0.000	0.139	15.095	18.082	24.108
	双重门槛	12.120	0.060	0.655	11.934	17.408	24.386
	三重门槛	16.880	0.034	0.909	25.706	27.878	37.966
非正式环境规制	单一门槛	13.490	0.092	0.622	13.307	15.785	19.709
	双重门槛	13.850	0.080	0.791	13.355	15.219	20.233
	三重门槛	5.480	0.262	0.909	25.421	31.342	60.382

表4表明,使用 LP 指数替代 OP 指数后,正式环境规制与非正式环境规制的门槛数与基准检验相同。接下来,各公司治理结构门槛下,双重环境规制与企业全要素生产率之间的关系如表5所示。

表5 双重环境规制的第一次门槛效应稳健性检验

被解释变量: $TFP_{LP}$			
模型(1)		模型(2)	
$ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1)$	-0.017*** (-8.46)	$IER_{it} \times I(CO_{it} \leq \theta_1)$	-0.040*** (-17.39)
$ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2)$	0.022*** (11.42)	$IER_{it} \times I(\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2)$	0.036*** (15.42)
$ER_{it} \times I(\gamma_2 < CO_{it} \leq \gamma_3)$	0.017*** (9.56)	$IER_{it} \times I(CO_{it} > \theta_2)$	0.041*** (18.31)
$ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_3)$	-0.012*** (-5.91)		
$EMP$	0.039*** (6.12)		0.041*** (6.43)
$PRI$	0.104*** (35.19)		0.103*** (35.05)
$REV$	0.088*** (12.35)		0.087*** (12.22)
$LEV$	0.532*** (85.16)		0.525*** (83.97)
$cons$	-3.084*** (-27.45)		-3.178*** (-28.39)
时间固定效应	控制		控制
$N$	12680		12680
$R^2$	0.101		0.101

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著,括号内为 $t$ 值。

从回归结果看,正式环境规制与非正式环境规制对企业全要素生产率的作用和基准检验相同。因此,本文第一次证明了全样本条件下的门槛效应有效性。

第二步,本文继续额外添加两个控制变量,分别为企业年龄( $AGE$ )和资产合计( $STO$ ),然后进行第二次稳健性检验。Bootstrap 法重复抽样100次后,门槛模型检验结果如表6所示。

在加入两个额外的控制变量后,正式环境规制与非正式环境规制的门槛数仍然与基准检验相同。在门槛变量的不同区间条件下,双重环境规制与企业全要素生产率的关系如表7所示。

从表7的回归结果可知,在额外添加控制变量的情况下,正式环境规制和非正式环境规制的全要素生产率作用轨迹依然与基准检验相同。两次稳健性检验的结果表明,本文的全样本回归结论是有效的,理论假设 H1 与 H2 都能得到有效证明。

表6 第二次稳健性检验的门槛模型检验结果

环境规制	门槛数	F	P	门槛估计值	10%	5%	1%
正式环境规制	单一门槛	11.280	0.088	0.139	16.389	17.403	17.652
	双重门槛	12.450	0.080	0.628	11.418	16.706	26.500
	三重门槛	14.920	0.041	0.909	25.835	29.274	35.029
非正式环境规制	单一门槛	15.790	0.032	0.634	13.144	15.589	21.916
	双重门槛	18.780	0.000	0.731	10.908	11.543	18.550
	三重门槛	7.610	0.280	0.871	15.976	23.152	53.618

表7 双重环境规制的第二次门槛效应稳健性检验

被解释变量: <i>TFP_OP</i>			
模型(1)		模型(2)	
$ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1)$	-0.012 *** (-6.37)	$IER_{it} \times I(CO_{it} \leq \theta_1)$	-0.027 *** (-12.58)
$ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2)$	0.007 *** (3.42)	$IER_{it} \times I(\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2)$	0.023 *** (9.86)
$ER_{it} \times I(\gamma_2 < CO_{it} \leq \gamma_3)$	0.014 *** (7.68)	$IER_{it} \times I(CO_{it} > \theta_2)$	0.028 *** (13.16)
$ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_3)$	-0.010 *** (-5.73)		
<i>EMP</i>	-0.274 *** (-46.68)		-0.274 *** (-46.76)
<i>PRI</i>	0.041 *** (8.67)		0.039 *** (8.17)
<i>REV</i>	0.100 *** (15.13)		0.100 *** (15.20)
<i>LEV</i>	0.486 *** (71.04)		0.485 *** (71.08)
<i>AGE</i>	0.285 *** (18.23)		0.247 *** (15.49)
<i>STO</i>	0.083 *** (16.32)		0.085 *** (16.66)
<i>cons</i>	-3.801 *** (-35.06)		-3.879 *** (-35.83)
时间固定效应	控制		控制
<i>N</i>	13790		13790
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.057		0.057

注: \*\*\*, \*\*和 \* 分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著, 括号内为 *t* 值。

### (三) 异质性检验

在全样本回归结果证明存在门槛效应的情况下, 本文也发现正式环境规制和非正式环境规制对企业全要素生产率的作用方式存在差异。

为什么会产生这种现象? 针对本文研究的环境问题, 可以推测, 企业的内外部特征差异可能导致环境规制的力度不同, 外部差异主要指的是企业所处的地理区位的不同, 而内部差异则主要指的是企业污染水平的不同。这些内外部特征差异可能导致企业内部的生产管理、人员培训和科研方向存在差异。因此, 本文根据企业的内外部特征进行样本划分, 并进行异质性检验, 从而了解不同类型企业的公司治理水平对于正式环境规制和非正式环境规制的门槛作用, 并探究差异产生的可能原因。

**1. 区域异质性检验。**本文对中国东、中、西部的省份按照“七五”计划进行划分, 主要考察中国东、中、西部地区样本的门槛回归结果差异。区域门槛模型的检验结果如表8所示。

表8也给出了 Bootstrap 法重复抽样100次的门槛模型检验结果。从表8的结果可以得知, 东部、中部和西部的公司治理对双重环境规制具有不同的门槛数。对于正式环境规制, 东部地区通过了三重门槛模型检

验,中部地区存在双重门槛,西部也存在双重门槛;对于非正式环境规制,东部地区存在三重门槛,中部地区存在双重门槛,而西部地区没有通过门槛模型检验,故无法进行门槛效应分析。

表8 不同区域样本的门槛模型检验结果

环境规制		门槛数	<i>F</i>	<i>P</i>	门槛估计值	10%	5%	1%
东部	正式环境规制	单一门槛	17.360	0.034	-0.148	18.624	20.113	23.128
		双重门槛	21.720	0.000	0.104	13.749	15.276	18.792
		三重门槛	19.660	0.003	0.633	33.323	45.327	47.163
	非正式环境规制	单一门槛	16.580	0.052	-0.732	16.547	21.496	27.973
		双重门槛	17.110	0.040	-0.633	13.143	16.057	18.427
		三重门槛	16.880	0.046	-0.203	25.872	27.668	33.294
中部	正式环境规制	单一门槛	13.360	0.001	-0.794	16.902	24.858	29.462
		双重门槛	10.220	0.066	-0.762	9.503	12.772	30.833
		三重门槛	3.190	0.961	-0.672	16.134	25.832	28.887
	非正式环境规制	单一门槛	9.120	0.083	-1.189	17.099	20.192	32.383
		双重门槛	10.320	0.059	-1.141	16.092	17.873	23.788
		三重门槛	6.890	0.600	-0.853	13.859	21.045	25.539
西部	正式环境规制	单一门槛	26.730	0.000	-0.816	16.836	22.604	28.070
		双重门槛	15.580	0.000	0.291	18.230	19.738	21.293
		三重门槛	2.340	0.520	1.476	17.662	20.057	31.279
	非正式环境规制	单一门槛	9.720	0.446	-1.709	16.091	22.951	32.056
		双重门槛	9.740	0.442	-0.840	14.026	17.519	37.150
		三重门槛	8.770	0.589	0.291	15.539	16.921	18.409

在确定双重环境规制下不同区域公司治理的门槛数以后,本文首先进行正式环境规制的门槛效应回归。结果如表9所示。

表9 不同区域样本的正式环境规制的门槛效应检验

被解释变量: <i>TFP_OP</i>					
	模型(1)		模型(1)		模型(1)
	东部		中部		西部
$ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1)$	-0.014*** (-7.01)	$ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1)$	-0.026*** (-4.95)	$ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1)$	-0.055*** (-6.11)
$ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2)$	0.020*** (10.01)	$ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2)$	0.012* (1.90)	$ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2)$	-0.037*** (-4.40)
$ER_{it} \times I(\gamma_2 < CO_{it} \leq \gamma_3)$	0.004*** (7.38)	$ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_2)$	0.025*** (4.94)	$ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_2)$	-0.015** (-2.09)
$ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_3)$	-0.016*** (-8.44)				
<i>EMP</i>	-0.305*** (-44.94)		-0.194*** (-12.75)		-0.173*** (-7.99)
<i>PRI</i>	0.098*** (30.13)		0.085*** (13.11)		0.094*** (9.84)
<i>REV</i>	0.113*** (14.83)		0.055*** (2.98)		0.028 (1.18)
<i>LEV</i>	0.594*** (87.79)		0.55*** (35.03)		0.542*** (27.82)
<i>cons</i>	-3.401*** (-28.28)		-3.90*** (-13.57)		-3.737*** (-10.53)
时间固定效应	控制		控制		控制
<i>N</i>	7730		3440		2620
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.056		0.099		0.061

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著,括号内为*t*值。

对于东、中、西部的上市公司而言, 双重环境规制各自的门槛模型检验结果具有差异。对正式环境规制而言, 在东部区域, 与整体回归的结果相类似, 随着公司治理水平逐渐提高, 正式环境规制和全要素生产率之间的关系呈“上升—下降—上升”的“N”型趋势; 中部地区, 随着公司治理水平的上升, 正式环境规制和企业全要素生产率之间的关系呈先上升, 后下降的倒“U”型关系; 西部地区, 在公司治理分别达到第一、第二门槛的情况下, 正式环境规制对企业全要素生产率的作用均单向增加, 但是这种增加的趋势在不断减缓。

从这些计量回归结果可以得知: 第一, 中国东部的上市公司占据了我国上市公司总体的绝大部分比例, 因此, 东部公司的变化基本上可以反映上市公司的整体变化情况。第二, 公司治理能力在中部地区的企业中并不是越大越好, 因为公司治理在达到第一个门槛水平后, 正式环境规制越大, 全要素生产率反而越低。第三, 由于西部地区地方环境规制仍处于完善的过程中, 并且企业管理也在逐渐发展之中。因此, 无论在公司治理的哪个门槛值区间之内, 环境规制政策的持续加强与实施, 都可以有效提高全要素生产率。

在分析不同公司治理门槛条件下, 正式环境规制对企业全要素生产率的作用后, 本文继续分析非正式环境规制和企业全要素生产率之间的门槛效应。检验结果如表10所示。

表10 不同区域样本的非正式环境规制的门槛效应检验

	被解释变量: $TFP_{OP}$		
	模型 (2)		模型 (2)
	东部		中部
$IER_{it} \times I(CO_{it} \leq \theta_1)$	0.035 *** (14.12)	$IER_{it} \times I(CO_{it} \leq \theta_1)$	0.036 *** (6.30)
$IER_{it} \times I(\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2)$	-0.030 *** (-11.53)	$IER_{it} \times I(\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2)$	-0.022 *** (-3.34)
$IER_{it} \times I(\theta_2 < CO_{it} \leq \theta_3)$	-0.037 *** (-15.30)	$IER_{it} \times I(CO_{it} > \theta_2)$	-0.040 *** (-7.55)
$IER_{it} \times I(CO_{it} > \theta_3)$	-0.034 *** (-14.27)		
$EMP$	-0.303 *** (-44.67)		-0.193 *** (-12.76)
$PRI$	0.097 *** (30.09)		0.085 *** (13.06)
$REV$	0.111 *** (14.70)		0.053 *** (2.88)
$LEV$	0.586 *** (86.41)		0.547 *** (34.58)
$cons$	-3.458 *** (-28.86)		-3.931 *** (-13.67)
时间固定效应	控制		控制
$N$	7730		3440
$R^2$	0.056		0.099

注: \*\*\*, \*\*和 \* 分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著, 括号内为  $t$  值。

由表10的结果可以发现, 对非正式环境规制而言, 东部地区非正式环境规制和全要素生产率之间呈先上升后下降的倒“U”型关系, 这与全样本条件下非正式环境规制和企业全要素生产率之间的关系相反。中部地区, 非正式环境规制和正式环境规制一样, 随着门槛数提升, 环境规制和全要素生产率之间都呈先上升再下降的倒“U”型关系。

东部和中部地区的非正式环境规制门槛效应均呈现先上升后下降的变化态势, 分析其成因, 最大的因素可能在于非正式环境规制的发展态势本身。因为中国的环境教育、新闻媒体的环境问题开放性以及环保社会组织的发展都起步较晚, 同时企业近些年在整个经济环境和产业发展的压力之下, 经营和营收压力都

较大。所以,相较于企业经营压力给予企业高层的紧迫性,社会公众的环境规制力量对于污染排放的制约影响并不足以使最高管理层在强化运营管理的同时,愿意分配更多资本去加大污染减排的投入,提高生产要素利用率和科技工艺水平,而这最终导致降低了全要素生产率。

分析完企业外部特征带来的门槛效应差异后,本文继续企业内部特征的异质性分析。

**2. 污染异质性检验。**本文将进行不同污染等级的上市公司样本划分,然后进行异质性检验。<sup>①</sup>高污染和非高污染企业各自的门槛模型检验结果如表11所示。

表11给出了 Bootstrap 法重复抽样100次的门槛模型检验结果。其中,高污染企业的正式环境规制通过了三重门槛检验,单一门槛、双重门槛和三重门槛检验的  $F$  值分别为17.790,22.860和22.980,并且分别在10%和5%水平下显著;非正式环境规制通过了单一门槛和双重门槛检验,单一门槛和双重门槛检验的  $F$  值分别为19.620和16.460,并且分别在5%和10%水平下显著。

表11 高污染和非高污染企业的门槛模型检验结果

		门槛数	$F$	$P$	门槛估计值	10%	5%	1%
高污染	正式环境规制	单一门槛	17.790	0.081	0.347	16.824	20.137	23.753
		双重门槛	22.860	0.025	0.766	11.204	11.575	21.694
		三重门槛	22.980	0.022	0.913	14.524	16.199	28.129
	非正式环境规制	单一门槛	19.620	0.046	0.236	16.185	18.085	23.759
		双重门槛	16.460	0.086	0.572	13.974	16.031	22.514
		三重门槛	4.770	0.880	0.766	15.637	19.613	22.490
非高污染	正式环境规制	单一门槛	18.820	0.059	0.303	12.440	13.213	19.835
		双重门槛	15.980	0.093	0.632	12.634	13.894	19.893
		三重门槛	16.170	0.090	0.771	15.917	23.704	26.476
	非正式环境规制	单一门槛	7.820	0.480	0.241	15.356	18.095	21.997
		双重门槛	5.790	0.832	0.303	10.079	11.739	13.594
		三重门槛	6.860	0.760	0.627	21.461	30.178	32.153

非高污染企业的正式环境规制通过了三重门槛效应,单一门槛、双重门槛和三重门槛检验的  $F$  值分别为18.820,15.980和16.170,并且全部在10%水平下显著;非正式环境规制没有通过门槛效应的检验。非高污染企业的非正式环境规制门槛失效,故不进行下一步分析。

在通过门槛模型检验的前提下,本文继续进行不同污染等级企业样本的门槛效应分析,回归结果如表12所示。

从表12的结果看,在模型(1)中,高污染和非高污染企业的正式环境规制和全要素生产率之间均呈现出先下降后上升的“U”型变化趋势。但是两者的拐点有所不同,高污染企业的变化拐点更早到来,说明中国污染型行业的上市公司管理层对于政府的环境保护政策具有更高的警惕性,公司治理水平对于环境问题有着相较于非高污染企业更好的处理能力,带动企业生产能力、人员配置和科技研发的高效化,提高全要素生产率。模型(2)展示了高污染企业的非正式环境规制的门槛回归结果,与正式环境规制相类似,非正式环境规制与企业全要素生产率之间也呈先下降后上升的“U”型变化关系。产生该结果的原因。对于高污染企业,无论是正式环境规制还是非正式环境规制,公司治理结构在最初会导致双重环境规制和全要素生产率之间呈负相关关系。唯有在公司治理结构达到较大规模、公司治理水准较高的情况下,双重环境规制才有可能产生足够大的“创新补偿”效应。对于非高污染企业,非正式环境规制的力量没有显现,而正式环境规制同样需要公司治理结构达到一定的规模后,才能产生正向影响。可能原因在于,非正式规制的主要群体的介入程度较低,并且公司内部高层在生产运营的管理中也较少针对污染问题投入设备资金和R&D资本,所以全要素生产率的提升更为依赖政府环境规制提出更为明确的污染减排方向,促使企业高

<sup>①</sup>企业是否为污染型企业,本文主要根据环保部的《上市公司环保核查行业分类管理名录》进行判断和筛选。

层规划和引进全新的生产设备, 额外开展员工环保培训, 以及确立新的清洁研发科技工作。

表12 高污染和非高污染企业的门槛效应检验

被解释变量: $TFP_{OP}$				
	模型 (1)			模型 (2)
	高污染	非高污染		高污染
$ER_{it} \times I(CO_{it} \leq \gamma_1)$	0.015 *** (3.11)	0.019 *** (5.65)	$IER_{it} \times I(CO_{it} \leq \theta_1)$	-0.032 *** (-5.99)
$ER_{it} \times I(\gamma_1 < CO_{it} \leq \gamma_2)$	-0.021 *** (-4.08)	0.012 *** (3.35)	$IER_{it} \times I(\theta_1 < CO_{it} \leq \theta_2)$	0.025 *** (4.65)
$ER_{it} \times I(\gamma_2 < CO_{it} \leq \gamma_3)$	-0.014 *** (-2.96)	-0.023 *** (-7.09)	$IER_{it} \times I(CO_{it} > \theta_2)$	0.029 *** (5.49)
$ER_{it} \times I(CO_{it} > \gamma_3)$	-0.023 *** (-5.52)	-0.017 *** (-5.84)		
$EMP$	-0.308 *** (-18.82)	-0.289 *** (-30.77)		-0.305 *** (-18.66)
$PRI$	0.084 *** (14.07)	0.093 *** (20.09)		0.084 *** (14.06)
$REV$	0.032 * (1.93)	0.139 *** (12.82)		0.032 * (1.93)
$LEV$	0.498 *** (27.93)	0.582 *** (57.44)		0.493 *** (27.68)
$cons$	-1.790 *** (-5.07)	-3.816 *** (-19.43)		-1.867 *** (-5.30)
时间固定效应	控制	控制		控制
$N$	4520	9270		4520
$R^2$	0.510	0.105		0.513

注: \*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平下显著, 括号内为  $t$  值。

至此, 本文分别对上市公司整体样本按内外部特征进行了子样本划分, 并进行了分样本异质性检验。从结果看, 无论是内部污染特征的不同, 还是地理区位的不同, 都会导致双重环境规制和全要素生产率之间门槛效应的不同从而验证了本文的理论假设 H3。

## 五、结论与政策建议

双重环境规制、公司治理与全要素生产率是任何一个国家在工业化中后期都将面临的问题, 企业发展客观上要受到双重环境规制的制约。双重环境规制与全要素生产率的相关性, 双重环境规制与公司治理的相关性, 公司治理与全要素生产率的相关性, 通常会随宏观调控政策和企业投资经营行为的变化而变化。在此情况下, 为了最大可能还原双重环境规制在不同公司治理结构门槛条件下对企业全要素生产率的作用, 以及发掘深层机理, 本文进行了理论机制的梳理和实证检验的分析。

在正式、非正式环境规制都存在的今天, 单独讨论其中一种环境规制对企业的影响已经不具有现实意义。本文注重从正式环境规制和非正式环境规制如何在不同公司治理的门槛下影响全要素生产率的主要方面入手, 对这些相关性展开性质分析和实证分析, 目的是期望建立一个研究双重环境规制、公司治理与全要素生产率的统一分析框架, 以便拓宽和加深这方面的研究。我们可以把著名的“波特假说”解说为以下逻辑分析链: 环境污染 → 双重环境规制 → 强制企业行为 → 公司治理 → 全要素生产率。这条逻辑分析链的现实情况表现为公司治理结构将分别成为正式、非正式环境规制对全要素生产率作用的门槛。本文分析假设的提出正是基于这条逻辑分析链, 之后对上市公司进行的实证分析所设置的各种变量, 对不同内外部特征企业样本的异质性检验, 也都是出于建构双重环境规制、公司治理结构与全要素生产率之间相关性分析

框架的需要。从具体的实证结果看,整体上,正式环境规制对全要素生产率呈“N”型关系,而非正式环境规制和全要素生产率之间呈“U”型关系。说明随着公司治理结构的整体扩大,双重环境规制对全要素生产率的门槛效应最终都会展现上升的态势。异质性分析部分,对于不同区域的企业,东部地区门槛效应的变化趋势和整体样本的变化趋势相类似,中部地区的双重环境规制和全要素生产率之间均呈倒“U”型关系,西部地区的正式环境规制在不同门槛范围内均为正向作用,但是非正式环境规制的门槛效应不存在。此外,对高污染企业,正式环境规制和非正式环境规制对全要素生产率均具有“U”型关系;对非高污染企业,仅有正式环境规制对该类型企业的全要素生产率具有“U”型关系,而非正式环境规制不具有门槛效应。这些实证结论在证明双重环境规制对企业全要素生产率具有门槛效应的同时,也为本文提供政策建议打下了基础。

本文对政府和企业提出几点可行的政策建议:第一,继续保持政府环境政策对西部地区环境综合治理体系的主导地位,既要保持环境规制政策的严格性与积极性,又要建立一套适合该地区的双重环境规制治理体系。第二,虽然在两种企业特征的异质性检验中,非正式环境规制均出现过门槛效应不显著的情况。但是,本文认为科学指导社会公众对西部地区和非高污染产业中企业的环境监督作用是有必要的,既可以减少潜在的环境污染和资源浪费,又可以进一步积极引导企业实现自主化的防污减排和技术水平提高。第三,由于整体上高水平的公司治理能使双重环境规制和全要素生产率之间最终保持正向关系,因此,在公司最高管理层中引入更多的绿色激励因素,如绿色股权、节能补贴和环保科研奖励。第四,政府与企业不是相互割裂的主体,政府和企业高层之间建立环境互动工作组织,是协调经济发展和自然生态的重要举措。通过该组织部门,政府对于环境政策的提前告知与安排,能够使企业高层提前预知政策力度,更有利于企业高层进行污染减排的具体工作安排,并适时做出生产性调整。然后该组织也可以更好地帮助政府了解企业之所需,协调企业在环境问题中的利益获取与经济损失。并且,政府的环境帮扶与补贴也能够更为精准,避免行政资源的浪费。

总之,双重环境规制是正式与非正式环境规制相结合,建立了一个完整的环境规制体系。但这种从宏观视角着眼的规制政策必须落实到微观公司治理层面,即双重环境规制能够促动公司管理层的规范制衡和内部管理控制体系,从而促使企业制定灵活多样的保护环境的长效激励机制,以拓宽适合环境保护的公司治理渠道。从分析框架看,本文有关双重环境规制、公司治理结构与全要素生产率的研究,并没能对上市公司如何通过节能减排来降低“环境遵从成本”做出详尽的解释,这需要后期进行追踪研究。

#### 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] 李佳澍. 环境规制与全要素生产率提升——技术进步还是技术效率? [J]. *生态经济*, 2020(6): 157-163.
- [3] 吴磊, 贾晓燕, 吴超, 等. 异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020(10): 82-92.
- [4] 刘红梅, 凌家慧, 王克强. 环境规制、政府研发投入与全要素生产率——基于省级面板数据的分析[J]. *科技与经济*, 2021(6): 86-90.
- [5] GRANDERSON G, PRIOR D. Environmental externalities and regulation constrained cost productivity growth in the US electric utility industry[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2013, 39(3): 243-257.
- [6] ANTONIETTI R, MARZUCCHI A. Green tangible investment strategies and export performance: a firm-level investigation[J]. *Ecological Economics*, 2014, 108(12): 150-161.
- [7] GHOSAL V, STEPHAN A, WEISS J F. Decentralized environmental regulations and plant-level productivity[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2019, 28(6): 998-1011.
- [8] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2014(3): 44-56.
- [9] 李强. 环境分权与企业全要素生产率——基于我国制造业微观数据的分析[J]. *财经研究*, 2017(3): 133-145.

- [10] 李俊青, 高瑜, 李响. 环境规制与中国生产率的动态变化: 基于异质性企业视角[J]. 世界经济, 2022(1): 82-109.
- [11] PARGAL S, WHEELER D. Informal regulation of industrial pollution in developing countries: evidence from Indonesia[J]. *Journal of Political Economy*, 1996, 104(6): 1314-1327.
- [12] 田良. 环境影响评价研究: 从技术方法、管理制度到社会过程[M]. 兰州: 兰州大学出版社, 2004: 83-84.
- [13] 高艺, 杨高升, 谢秋皓. 公众参与理论视角下环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于空间计量模型与门槛效应的检验[J]. 科技管理研究, 2020(11): 232-240.
- [14] 范丹, 付嘉为. 环境信息披露对企业全要素生产率的影响[J]. 中国环境科学, 2021(7): 3463-3472.
- [15] 李少林, 杨文彤. 环境信息披露制度改革对绿色全要素生产率的影响测度研究[J]. 环境科学研究, 2022(10): 2413-2424.
- [16] 苏昕, 周升师. 双重环境规制、政府补助对企业创新产出的影响及调节[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(3): 31-39.
- [17] 余东华, 崔岩. 双重环境规制、技术创新与制造业转型升级[J]. 财贸研究, 2019(7): 15-24.
- [18] 李菁, 李小平, 郝良峰. 技术创新约束下双重环境规制对碳排放强度的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(9): 34-44.
- [19] 张倩, 林映贞. 双重环境规制、科技创新与产业结构变迁——基于中国城市面板数据的实证检验[J]. 软科学, 2022(1): 37-43.
- [20] 马点圆, 孙慧, 秦颖. 双重环境规制、政府监管与重污染企业全要素生产率[J]. 财会通讯, 2021(16): 74-78.
- [21] 徐军委, 刘志华, 平婧怡, 等. 双重环境规制提升了绿色全要素生产率吗? ——基于产业结构升级的门槛效应分析[J]. 调研世界, 2022(9): 80-88.
- [22] 谷慧玲, 王雪薇, 张思艺, 等. 环境规制、公司治理结构与企业绩效——以重污染上市公司为例的实证分析[J]. 中国流通经济, 2021(17): 57-59.
- [23] 唐未兵, 吴佳倩, 唐婧. 国外公司治理研究新进展[J]. 湖南工业大学学报(社会科学版), 2021(1): 1-13.
- [24] 曹慧平, 沙文兵. 公司治理对环境规制与技术创新关系的调节效应研究[J]. 财经论丛, 2018(1): 106-113.
- [25] 王锋正, 陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. 科学学研究, 2018(2): 361-369.
- [26] 韩楠, 黄娅萍. 环境规制、公司治理结构与重污染企业绿色发展——基于京津冀重污染企业面板数据的实证分析[J]. 生态经济, 2020(11): 137-142.
- [27] 张长江, 陈雨晴, 温作民. 高管团队特征、环境规制与企业环境绩效[J]. 环境经济研究, 2020(3): 98-114.
- [28] 盛明泉, 任侨, 王文兵. 激励机制错位矫正与企业全要素生产率提升研究[J]. 管理学报, 2021(6): 843-852.
- [29] 刘建翠. 中国的全要素生产率研究: 回顾与展望[J]. 技术经济, 2022(1): 77-87.
- [30] 赵振智, 程振, 吕德胜. 国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗? ——基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2021(6): 101-115.
- [31] 张优智, 乔宇鹤. 不同类型环境规制对制造业绿色全要素生产率的影响效应研究——基于 DEA-Malmquist 指数法与空间误差模型的实证分析[J]. 生态经济, 2022(5): 177-182.
- [32] 陈琪. 环保投入能提高企业生产率吗——基于企业创新中介效应的实证分析[J]. 南开经济研究, 2020(6): 80-100.
- [33] 叶琴, 曾刚, 戴勃勃, 等. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(2): 115-122.
- [34] 李瑞前, 张劲松. 不同类型环境规制对地方环境治理的异质性影响[J]. 商业研究, 2020(7): 36-45.
- [35] 曾婧婧, 胡锦涛. 中国公众环境参与的影响因子研究——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(12): 62-69.
- [36] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [37] 严若森, 钱晶晶, 祁浩. 公司治理水平、媒体关注与企业税收激进[J]. 经济管理, 2018(7): 20-38.
- [38] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.

