

秦社华,李 泽. 环境规制对农产品加工企业生态效率的影响[J]. 江苏农业科学,2024,52(23):282-287.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2024.23.037

环境规制对农产品加工企业生态效率的影响

秦社华¹, 李 泽²

(1. 南京工业职业技术大学, 江苏南京 210023; 2. 南京财经大学, 江苏南京 210023)

摘要:为揭示环境规制对于农业企业生态效率的影响,以 2018—2021 年 26 家农产品上市加工企业数据为研究对象,采用 Super-SBM 模型测算农产品加工企业的生态效率,实证检验环境规制对农产品加工企业生态效率的影响。结果表明,环境规制强度滞后 1 期在 5% 水平下显著为负,环境规制强度滞后 1 期的二次项在 10% 水平下显著为正。该结果揭示了环境规制强度与农产品加工企业生态效率之间的非线性关系,其对农产品加工企业的生态效率具有显著的“U”形影响。这意味着尽管在短期内环境规制会对农产品加工企业的生态效率产生负面影响,但长期来看,企业的生态效率将逐渐提升并超过起始水平。本研究对农产品加工企业在环境规制下制定调整企业长期发展战略具有一定的启示,企业应积极通过技术改造等手段适应环境规制。

关键词:环境规制;生态效率;农产品加工企业;Super-SBM 模型

中图分类号:F324 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2024)23-0282-06

当前,全球经济社会发展所面临的环境挑战日益加剧,农产品生产加工作为温室气体排放的主要来源之一,其相关企业的生态效率对实现绿色可持续发展至关重要。农产品加工是保障国家粮食安全的一个重要环节,但是其快速发展对生态环境造成了诸多不利影响,如废气废水的排放、面源污染等使生态环境遭到了巨大破坏。而生态环境具有公共性和外部性特征,要促使农产品加工企业在追

求利润最大化的同时兼顾生态环境效益,就需要政府制定环境规制对企业的经济行为进行干预。当前我国的环境规制是否能够有效促进农产品加工企业的生态效率?其作用机制又是什么?对上述问题的研究能够为促进农产品加工企业转变经济发展模式、实现绿色可持续发展、改善生态环境提供政策依据。

1 文献综述

1.1 环境规制的相关研究

环境规制属于公共规制的范畴领域,当一个国家出台一项政策或相关环境法律法规时,企业就会

收稿日期:2023-11-12

基金项目:国家社会科学基金重大项目(编号:22ZDA117)。

作者简介:秦社华(1971—),女,江苏泰州人,硕士,副教授,主要从事农业经济管理研究。E-mail:445755869@qq.com。

园套种模式以及桑叶茶、桑果酒等多种衍生产品,还可通过文化旅游等方面延长蚕桑产业链,推动生产供应链、精深加工链、品牌价值链“三链”同构,促进蚕桑业标准化、科技化、生态化、智能化发展,走“生态型、多元化、高效益、可持续”发展之路,让传统产业“破茧重生”焕发新的生机。

参考文献:

- [1] 农业农村部新闻办公室. 国家农民专业合作社示范社发展指数(2020)研究报告发布 国家农民专业合作社示范社发展指数得分排名前 300 名单公布[J]. 中国农民专业合作社,2022(3):59-65.
- [2] 严相顺,王世锁. 东台市蚕桑产业状况分析[J]. 江苏蚕业,2018,40(增刊2):40-42.
- [3] 王 斌. 2022 中国农民专业合作社 500 强排行榜[N]. 农民日报,

2022-12-28(7).

- [4] 江苏鑫缘茧丝绸股份公司. 鑫缘集团被商务部作为典型经验和模式向全国推广[J]. 江苏蚕业,2017,39(2):45.
- [5] 陆昌存. 精准帮扶常青树 “东桑西移”结硕果 江苏海安市鑫缘茧丝绸集团助力毛南族整族脱贫侧记[J]. 中国民族,2020(6):30-31.
- [6] 陆良英. 鑫缘集团精彩亮相第四届中国国际进口博览会[N]. 消费日报,2021-12-15(B4).
- [7] 申斯春,杜宝吉. “一包三改”:20 世纪 80 年代的堰桥版和正定版[J]. 江苏地方志,2022(6):48-50.
- [8] 张玉宏. 蜚声全国的“耿车模式”[J]. 档案与建设,2013(1):43,61.
- [9] 赵元浩. 发展乡镇企业广东应向江苏学习什么?[J]. 南方经济,1987(5):27-31.
- [10] 胡同恭. 论耿车模式[J]. 南京师大学报(社会科学版),1988(1):19-23.

采取措施来规避环境污染、改善环境质量问题^[1]。环境规制是推动产业结构调整升级的重要工具,能够引导企业的经济行为向着节能、环保的目标前进^[2],促进其追求社会经济发展与生态环境协调发展,实现我国经济由高速发展向高质量发展转变。同时,彭聪等指出,环境规制应当建立在环境资产明确的前提条件下,运用合理的定价机制,解决市场失灵情况下由环境污染所产生的负外部性问题^[3]。

1.2 生态效率的相关研究

在农业生产过程中,不仅要追求农产品的数量和质量,还要考虑到资源的消耗和环境污染程度^[4]。聂弯等将农业生态效率定义为利用最少的自然资源获得更多的服务和农产品,同时最大可能地使污染排放达到最低,且将资源消耗和污染控制 2 个方面都控制在生态系统的可控范围内^[5]。唐燕等运用数据包络分析法选取我国 26 个省(市、区),利用资源再生和产业面板数据对产业生态效率进行分析发现,我国内陆到沿海的生态效率是递增的^[6]。但是由于农业生产需要多种资源投入,传统的数据包络法无法判断松弛变量在效率值当中的影响,而基于松弛度测量的数据包络分析模型(DEA-SBM 模型)可以准确地考虑到松弛变量这一因素,且能够将期望产出和非期望产出放在一起进行评价,该模型更加精准和细致,被学者广泛应用和实践^[7-8]。

1.3 环境规制对企业生态效率影响的研究

目前,学者们主要围绕环境规制对环境污染和经济发展 2 个方面的影响展开详实的分析。陈傲分析环境政策、环保投入与产业结构和生态效率的关系时发现,环境政策对于生态效率的影响不显著^[9]。胡剑锋等分析外商直接投资(FDI)与制造业的环境绩效之间的关系,并从环境规制门槛角度检验了 FDI 对环境绩效影响的门槛效应^[10]。罗能生等检验财政分权、环境规制对生态效率的影响,在晋升机制的条件下,财政分权的影响对生态效率呈现负相关,且不同类型的环境规制工具对生态效率的影响程度不同^[11]。Zhang 等将环境监管纳入“经济增长-资源利用-污染物排放”框架分析中,根据 1978—2014 年中国时间序列数据,实证检验四者之间的联系认为,环境监管有助于经济增长、资源利用以及减少二氧化碳的排放^[12]。Yuan 等考察中国制造业部门中的环境规制对生态效率的影响,并

把技术创新作为中间变量,研究直接效应和间接效应并实证检验环境规制对技术创新的直接影响是否能够间接影响到行业的生态效率,这也从侧面检验了“弱波特假说”是否成立^[13]。赵小雨从政府管理的视角探究外商直接投资、政府规制水平、城市化水平、环境规制水平等相关因素对中国绿色增长效率产生的影响与作用机制^[14]。赵哲等通过分析我国草牧业的生态效率发现,我国草牧业受到技术进步、气候变化和政府政策等因素的影响^[15]。还有一部分学者把环境规制作为主要影响因素,Aroui 等认为,严格的环境规制会显著提高一国的对外贸易水平以及国际竞争力水平^[16]。朱佳旺实证检验环境规制对重污染企业生态效率的影响,并探讨绿色技术创新在影响机制作用路径上是否存在中介效应,进而考察不同地区、不同所有制背景下的企业影响机制的差异性问题^[17]。刘圆将环境规制类型分为正式环境规制和非正式环境规制,并分别检验 2 种类型的环境规制对 A 股重污染企业环保投资的影响^[18]。

综上,本研究将环境规制定义为为了保护生态环境与实现经济可持续发展,由社会组织和企业个人共同参与,利用行政手段和法律手段对企业、消费者的行为加以一定约束。因此,环境规制是为了解决由环境污染所导致的市场失灵问题,即“负外部性”,环境规制的目标在于控制人们赖以生存的环境中的污染问题,同时要兼顾经济发展,形成经济效益和环境效益协调增长的局面。此外,鉴于数据包括分析(DEA)以及基于松弛度测量(SBM)模型的优缺点,本研究采用基于松弛度测量的超效率模型(Super-SBM 模型)测算农产品加工企业的生态效率,并进一步分析环境规制对其的影响。

2 理论机制分析

环境规制可能会通过影响企业的生产投入决策,产生环保效应、成本效应、创新补偿效应,进而最终作用到企业的生态效率(图 1)。

2.1 环境规制对生态效率的环保效应

最初的环境规制是针对环境污染而设立的,通过约束企业的行为,减少污染物的排放。因此,对于那些不合理排放的企业能够产生一定的约束限制,并促进其对已排放的污染物加以治理,这是环境规制的“环保效应”,即通过源头治理、过程治理、末端治理来控制污染物。源头治理可以降低农产

品加工过程中所产生的高污染要素的投入量,过程治理需要改进相关的生产技术和工艺技术,末端治理需要引进新的清洁技术来降低污染物的产生量,对形成的污染物进行有效治理。以往的环境规制都是通过末端治理即在最后处理污染物,但很少有企业在源头或前期过程中引用清洁型的投入要素,或引进清洁技术来降低污染物的排放。因此,我国近几年颁布的环境政策都越来越重视源头治理和过程治理,通过具有一定富有激励型的市场性的环境规制和自愿性的环境规制来引导企业自觉开展污染防治和减排工作。

2.2 环境规制对生态效率的成本效应

环境规制可以通过成本效应来影响企业的生态效率。受规制的企业其环境显性成本会逐步增大,特别是当企业的生产结构不合理时,企业就需要对自己的生产结构进行调整,这就会产生大量的生产调整成本,这些成本因素都会导致企业的利润空间被挤占,减少其他方面的投资,进而影响到企业的经济效益。当经济效益降低时,企业的生态效率就会大幅度下降,这对企业的发展无疑是不利的。当环境规制的强度较低时,企业往往被动治理

污染,在增加成本的同时,节能减排技术和清洁技术的研发采用积极性较低、难以获得实质性的技术突破,此时成本效应大于环保效应,企业的生态效率就处于较低水平。当环境规制强度增强时,企业所获的环境效益逐渐提高,在一定阶段下会超过成本效应,最终导致企业的生态效率逐步提高。

2.3 环境规制对生态效率的创新效应

环境规制可能会通过绿色创新技术影响企业的生态效率。相应的环境规制约束会对企业形成一定的“创新补偿”,但“创新补偿”不一定会给企业带来巨大收益。如果企业的减排成本以及处罚成本过高,或环境规制程度较高,那么企业就会增加研发投入,迫使农产品加工企业调整产业结果、开发绿色新能源、更换清洁设备,最终达到清洁生产、降低污染的目的。加大创新投入的结果就是间接地提高企业的生态效率;反之,如果企业的减排成本和处罚成本较低,或环境规制程度较弱,企业进行绿色创新的意愿将较低。而研发投入所产生的收益具有时滞性,“创新补偿效应”一般要在长期过程中才能体现出来。

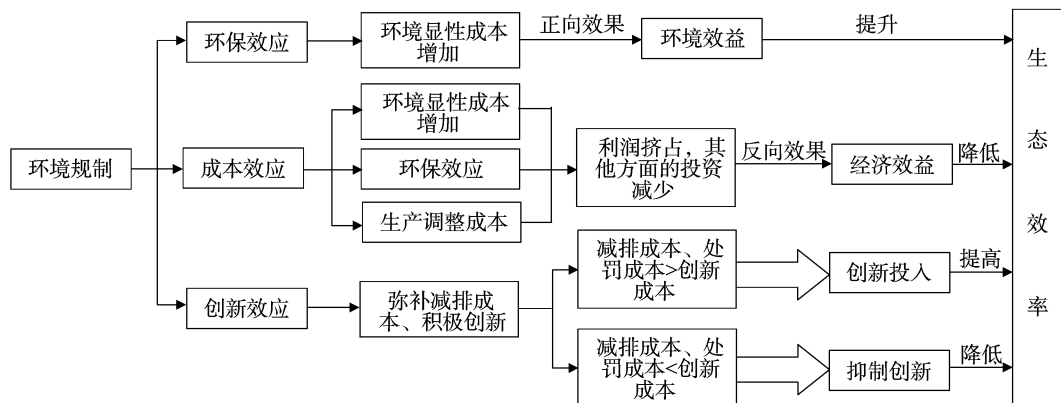


图1 环境规制对农产品加工企业生态效率的影响机制

基于上述理论分析,提出研究假说 H1:随着环境规制强度的提升,生态效率呈现出先下降后上升的“U”形趋势。即在初期水平下,随着环境规制的增强会降低企业的生态效率,但是达到一定水平之后,环境规制的增强会提高企业的生态效率。

3 农产品加工企业生态效率的测算

传统的数据包络法有 CCR 与 BCC 等 2 种方法,但是它们都没有考虑到在估计效率时松弛变量所产生的偏差,且传统数据包络分析模型无法对多

个有效单元进行进一步的排序和比较。超效率 SBM 模型相较于传统的数据包络法不同的是,它不仅考虑了在估计效率时松弛变量所产生的偏差,还能克服角度和径向上的偏差,还可以对多个有效单元进行进一步的排序和比较,从而更好地区分有效单元。模型构建如下:

$$\min \rho = \frac{1 - (1/m) \sum_{i=1}^m (w_i^- / x_{ik})}{1 + 1/(r_1 + r_2) \sum_{s=1}^{r_1} w_s^d / y_{sk}^d + \sum_{q=1}^{r_2} w_q^w / y_{qk}^u};$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} x_{ik} = \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + w_i^-, i = 1, \dots, m \\ y_{sk}^d = \sum_{j=1}^n y_{sj}^d \lambda_j - w_s^d, s = 1, \dots, r_1 \\ y_{qk}^u = \sum_{j=1}^n y_{qj}^u \lambda_j + w_q^u, q = 1, \dots, r_2 \\ \lambda_j > 0, j = 1, \dots, n, w_i^- \geq 0, i = 1, \dots, m \\ w_s^d \geq 0, s = 1, \dots, r_1, w_q^u \geq 0, q = 1, \dots, r_2 \end{cases} \quad (11)$$

其中: ρ 为超效率值; m 为投入变量的数量; w_i^- 为投入松弛变量; x_{ik} 为第 k 个决策单元的第 i 个投入; r_1 为期望产出数量; r_2 为非期望产出数量; w_s^d 为期望产出的松弛变量; y_{sk}^d 、 y_{sj}^d 分别为第 k 、 j 个决策单元的第 s 个期望产出; y_{qk}^u 为非期望产出的松弛变量; y_{qk}^u 、 y_{qj}^u 分别为第 k 、 j 个决策单元的第 q 个非期望产出; x_{ij} 为第 j 个决策单元的第 i 个投入; λ_j 为权重。

3.1 指标选取

企业生态效率是企业投入和产出的比值。企业投入指标是企业生产过程中的要素投入,主要包括资本投入、土地、劳动力投入、企业家才能 4 个要素。参考前人的研究方法,本研究选用总资产以及原材料投入来衡量资本投入。因原材料投入在数据库里并没有相应的数据,故在企业年报中将原材料投入归为营业成本中。因此,本研究用主营业务成本来衡量原材料投入,劳动力投入采用企业的在职员工数来衡量。在分析企业生态效率的相关文献中,大多未考虑土地要素,故本研究也未将土地要素纳入指标。企业家才能则借助该公司的创新投入指标来衡量企业家,具体采用“研发投入”进行测度。此外,借鉴何智航的研究成果,将管理费用也纳入投入指标^[19]。结合本研究的目标,企业产出包括提供的产品、服务以及在生产过程中污染物的排放,即经济效益产出指标和环境污染类指标 2 类,本研究将主营业务收入和净利润作为经济效益产出类指标。环境污染类指标主要用化学需氧量和氨氮排放总量来衡量。选择其作为环境污染衡量指标的主要原因在于:第一,由于农业源污染最主要体现在对于水环境的污染和破坏,所以需要注重水环境污染的检测,而化学需氧量和氨氮排放总量则是水环境污染的检测指标。第二,鉴于各个农产品加工企业对于社会责任报告中环境披露情况中重污染排放的信息和数据类型不一致,为了研究的一致性,通过手工查阅,本研究选择较多企业均披露的指标,即化学需氧量和氨氮排放量。关于农

产品加工企业生态效率的指标选取见表 1。

表 1 农产品加工企业生态效率指标选取

指标类型	一级指标	二级指标	单位
投入指标	总资产		万元
	主营业务成本		万元
	在职员工数量		人
	研发投入		万元
	管理费用		万元
产出指标	期望产出	主营业务收入	万元
		净利润	万元
	非期望产出	化学需氧量	t/年
		氨氮排放总量	t/年

3.2 研究对象及数据来源

在污染排放和污染处理方面,政府主要针对的企业是重工业企业,对其污染排放有着严格的规定和要求,当地政府一般每年都会记录收集这些企业的污染排放数据,所以相关数据信息十分容易获取。但是政府对于农产品加工企业相对宽松,并没有强制披露污染排放数据的要求,因此相较于重工业企业,农业企业的数据并不准确,每一个企业的指标种类也并不统一,导致农产品加工企业对于环境污染排放信息披露水平不高,权威数据库中也不能完全搜寻到需要的指标,年度环境信息公开的程度也较低,数据搜集十分困难。因此,考虑到数据的可获得性,选择上市农产品加工企业作为研究对象。又考虑到农产品加工企业在环境披露方面的数据不齐全,剔除缺失的数据之后,最终选择合肥丰乐种业股份有限公司(简称丰乐种业)、四川省宜宾五粮液集团有限公司(简称五粮液)、新希望集团有限公司(简称新希望)、河南双汇发展投资股份有限公司(简称双汇发展)、南宁糖业股份有限公司(简称南宁糖业)、中粮生物科技股份有限公司(简称中粮科技)、宁波天邦股份有限公司(简称天邦股份)、三全食品股份有限公司(简称三全食品)、保龄宝生物股份有限公司(简称保龄宝)、烟台双塔食品股份有限公司(简称双塔食品)、重庆市涪陵榨菜集团股份有限公司(简称涪陵榨菜)、唐人神集团股份有限公司(简称唐人神)、山东龙大美食股份有限公司(简称龙大肉食)、道道全粮油股份有限公司(简称道道全)、新疆冠农股份有限公司(简称冠农股份)、维维食品饮料股份有限公司(简称维维股份)、江苏恒顺醋业股份有限公司(简称恒顺醋业)、中农发种业集团股份有限公司(简称农发种业)、贵州茅

台酒股份有限公司(简称贵州茅台)、光明乳业股份有限公司(简称光明乳业)、中炬高新技术实业(集团)股份有限公司(简称中炬高新)、内蒙古伊利实业集团股份有限公司(简称伊利股份)、通威股份有限公司(简称通威股份)、陈克明食品股份有限公司(简称克明食品)、广东海大集团股份有限公司(简称海大集团)、加加食品集团股份有限公司(简称加加食品)等 26 家企业(表 2)。本研究关于农产品加工企业的相关财务报表数据均来源于国泰安数据库,环境指标数据来源于企业年度报告中关于环境保护情况披露情况。

表 2 农产品加工企业生态效率测算结果

股票代码	企业名称	生态效率			
		2018 年	2019 年	2020 年	2021 年
600519	贵州茅台	1.594	1.536	1.583	1.483
002852	道道全	1.582	1.655	1.619	2.230
600251	冠农股份	1.511	1.168	1.287	1.152
600300	维维股份	1.387	1.127	1.437	1.048
600313	农发种业	1.293	0.481	1.317	0.461
000911	南宁糖业	1.289	1.282	1.395	1.324
000858	五粮液	1.275	1.070	1.084	1.381
002481	双塔食品	1.226	1.121	1.196	1.110
002726	龙大肉食	1.090	1.011	1.154	1.218
002507	涪陵榨菜	1.080	1.059	1.042	1.111
600597	光明乳业	1.048	1.029	1.032	1.014
002216	三全食品	1.046	1.058	1.069	0.427
600887	伊利股份	0.635	0.628	0.584	1.012
000876	新希望	0.498	0.280	0.355	0.353
002567	唐人神	0.493	1.087	0.545	0.304
600872	中炬高新	0.424	0.379	0.445	0.375
600305	恒顺醋业	0.384	0.416	0.538	0.574
000930	中粮科技	0.357	0.216	0.440	0.400
000895	双汇发展	0.348	0.354	0.391	0.352
002286	保龄宝	0.311	0.309	1.015	0.493
000713	丰乐种业	0.296	0.369	1.026	0.643
002124	天邦股份	0.278	0.532	0.391	0.361
600438	通威股份	0.412	0.443	0.658	0.463
002661	克明食品	0.560	0.764	0.890	0.542
002311	海大集团	0.543	0.778	1.280	1.170
002650	加加食品	0.654	0.567	0.589	0.473

4 环境规制对农产品加工企业生态效率影响的实证分析

4.1 变量选取

本研究的被解释变量为上述测度的企业生态

效率。解释变量为环境规制,具体以环境治理投入占财政支出的比重作为环境规制的替代变量。控制变量包括企业规模、企业年龄、研发支出水平、人均资本等。

4.2 模型设定

$$EE_{it} = \beta_0 + \beta_1 regu_{it-1} + \beta_2 regu_{it-1}^2 + \beta_3 size_{it} + \beta_4 R\&D_{it} + \beta_5 age_{it} + \beta_6 cap_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: EE_{it} 表示农产品加工企业*i*在第*t*年的生态效率;前文已经计算出 2018—2021 年 4 年的企业生态效率; $regu_{it-1}$ 表示企业*i*滞后 1 期的环境规制,用 PITI 指数来衡量,为地区披露的污染源监管信息公开指数。加入环境规制的滞后 1 期变量是考虑到环境规制的实施效果有滞后,当政府的政策颁布时,企业不能立即做出调整措施。 $\beta_0 \sim \beta_6$ 分别表示各个变量的回归系数。本研究参考朱佳旺的做法^[17],将企业规模 $size_{it}$ 、研发投入 $R\&D_{it}$ 、企业年龄 age_{it} 、人均资本存量 cap_{it} 作为控制变量加入模型中; ε_{it} 表示随机误差项。

4.3 实证分析

本研究使用 Stata 软件对企业的生态效率做回归分析,回归结果见表 3。

表 3 环境规制对企业生态效率的影响

变量	生态效率
环境规制滞后 1 期	-2.29 ** (-2.22)
环境规制滞后 1 期二次项	1.29 * (1.60)
企业规模	0.12 *** (3.59)
研发投入	-0.80 *** (-4.44)
企业年龄	-0.23 *** (-3.09)
人均资本存量	0.06 (1.03)
常数项	-0.83 (-0.69)
样本量	104
拟合度(R^2)	0.30

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上通过显著检验。括号里的数值表示标准误。

由表 3 可知,环境规制同时控制了企业规模、研发投入、人均资本存量、企业年龄 4 个控制变量。环境规制滞后 1 期这一变量在 5% 水平上显著为负,环境规制滞后 1 期二次项变量在 10% 水平上显著

为负,进而证明研究假说 H1,环境规制与生态效率呈现“U”形关系,但显著水平不高可能是因为样本量不够。对于农产品加工企业在环境披露方面数据不够齐全导致数据搜集较困难,以及近几年国家才强调企业需要在环境方面进行大量整治,而企业以前对于环境保护不够重视。另外,在环境规制的测度方面没有统一的标准,不同行业不同区域都会影响到指标指数,且专门测度企业的环境规制方面指标少之又少。因此,本研究使用地区披露的污染源监管信息公开指数来测度企业的环境规制存在一定的局限性。

5 结论

本研究基于农产品加工企业在环境效益和经济效益间难以平衡的背景,从微观视角分析环境规制对企业生态效率的影响。在梳理相关文献以及考虑数据可获得性的基础上,利用 Super-SBM 模型测算农产品加工企业的生态效率,利用地区披露的污染源监管信息公开指数来测度环境规制,并构建环境规制对农产品加工企业生态效率影响的实证模型。从回归结果看,环境规制强度滞后 1 期在 5% 水平下显著为负,环境规制强度滞后 1 期的二次项在 10% 水平下显著为正,验证了“假说 H1:环境规制与生态效率呈现‘U’形关系”。当环境规制的强度较低时,企业为环境污染治理所支付的各类显性成本尚未转化为市场竞争力,当环境规制强度增强时,企业所获的环境效益逐渐提高,在一定阶段下会超过成本效应,使得企业的生态效率逐步提高。

参考文献:

- [1] 刘伟明,唐东波. 环境规制、技术效率和全要素生产率增长[J]. 产业经济研究,2012(5):28-35.
- [2] 武康平,童健. 环境税收政策抉择机制优化研究:从激发企业内生性环境治理动机视角出发[J]. 经济学报,2015,2(3):115-135.
- [3] 彭聪,袁鹏. 环境规制强度与中国省域经济增长:基于环境规制强度的再构造[J]. 云南财经大学学报,2018,34(10):37-51.
- [4] 吴小庆,王亚平,何丽梅,等. 基于 AHP 和 DEA 模型的农业生态效率评价:以无锡市为例[J]. 长江流域资源与环境,2012,21(6):714-719.
- [5] 聂弯,于法稳. 农业生态效率研究进展分析[J]. 中国生态农业学报,2017,25(9):1371-1380.
- [6] 唐燕,孟繁羽. “城市矿产”产业生态效率动态演变特征与影响因素[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(6):67-77.
- [7] 李静,程丹润. 基于 DEA-SBM 模型的中国地区环境效率研究[J]. 合肥工业大学学报(自然科学版),2009,32(8):1208-1211.
- [8] 左中梅,杨力. 基于 SBM 模型的中国省际全要素能源效率分析[J]. 统计与决策,2011(20):105-107.
- [9] 陈傲. 中国区域生态效率评价及影响因素实证分析:以 2000—2006 年省际数据为例[J]. 中国管理科学,2008,16(增刊 1):566-570.
- [10] 胡剑锋,朱明,黄海蓉. FDI 对行业环境绩效的影响及门槛效应研究:对 2004—2010 年江苏省制造业 29 个行业的实证分析[J]. 西部论坛,2014,24(1):86-94.
- [11] 罗能生,王玉泽. 财政分权、环境规制与区域生态效率:基于动态空间杜宾模型的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2017,27(4):110-118.
- [12] Zhang H, Xu K N. Impact of environmental regulation and technical progress on industrial carbon productivity: an approach based on proxy measure[J]. Sustainability,2016,8(8):819.
- [13] Yuan B L, Ren S G, Chen X H. Can environmental regulation promote the coordinated development of economy and environment in China's manufacturing industry? —a panel data analysis of 28 sub-sectors[J]. Journal of Cleaner Production,2017,149:11-24.
- [14] 赵小雨. 中国绿色增长效率评价及影响因素分析[D]. 武汉:武汉大学,2018.
- [15] 赵哲,白羽萍,胡兆民,等. 基于超效率 DEA 的呼伦贝尔地区草牧业生态效率评价及影响因素分析[J]. 生态学报,2018,38(22):7968-7978.
- [16] Aroui M El H, Caporale G M, Rault C, et al. Environmental regulation and competitiveness: evidence from Romania[J]. Ecological Economics,2012,81:130-139.
- [17] 朱佳旺. 环境规制对重污染企业生态效率的影响研究[D]. 大连:大连理工大学,2020:21-22.
- [18] 刘圆. 正式、非正式环境规制对 A 股重污染企业环保投资的影响研究[D]. 呼和浩特:内蒙古农业大学,2022.
- [19] 何智航. 农业上市龙头企业生态效率评价及影响机制的研究[D]. 南昌:江西财经大学,2021.