

太湖流域环境规制强度与企业技术创新 ——基于融资约束和转移成本视角

许长新,王雨喆

(河海大学商学院,江苏 南京 211100)

摘要:“十四五”规划不仅提出“深入打好污染防治攻坚战”,还强调“提升企业技术创新能力是发展的关键”。对于政府来说,如何在环境保护和企业创新中找到平衡点,实现绿色发展是“十四五”期间的重要议题。以 2013—2018 年太湖流域上市工业企业为样本,探究在太湖流域政府环境规制与企业技术创新的关系。研究发现:①在“遵循成本”效应和“创新补偿”效应的共同作用下,地方环境规制与企业技术创新最终呈现“U”型关系;②对于融资约束高的企业来说,企业可能无法承担创新的高风险,因此环境规制对企业创新正向激励的拐点相比融资约束低的企业来得更晚;③对于转移成本高的企业来说,无法轻易向排污限制低的地方转移,因此环境规制与企业创新的“U”型拐点相比转移成本低的企业来得更早。

关键词:环境规制;企业创新;融资约束;转移成本;太湖流域

中图分类号:F407.9

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2021)03-0001-06

经济发展与环境污染历来是一对矛盾。改革开放以来,流域水资源的开发利用带动周边地区社会和经济迅速发展,但随之而来的环境问题亦十分突出。政府在推进流域管理体制方面做了诸多探索^[1],但如何协调好发展与环境的关系,避免走上“先污染,后治理”的老路,仍是政府面临的重大难题。“十一五”规划期间,全国水环境管理的目标从总量控制向容量总量控制转变^[2]。随着 2015 年我国新环境保护法的落地,地方环境监管日趋严格,“十四五”规划更是进一步强调了深入打好污染防治攻坚战的重要性。随着政策“风口”逐渐收紧,企业为此付出的污染治理成本大幅增加。而企业是国家创新体系最重要的主体,企业的技术创新是实现生态文明建设的重要推动力,也是转变经济发展方式、实现国内大循环的重要前提。如何在环境保护和企业创新中找到平衡点是“十四五”期间的重要议题。因此,环境规制政策的制定及其强度的大小对企业技术创新产生何种影响,值得各界研究关注。

针对这一问题,传统的新古典理论认为,环境规制强度的增加虽然能提高社会福利,但代价则是厂商的污染治理成本增加,从而降低企业的技术创新

能力^[3]。“波特假说”则提出,环境规制能倒逼高耗能、高污染的企业创新生产技术,革新设备和生产工艺,从而达到提升生产效率或降低污染排放的结果^[4]。也有学者们发现二者的关系是上述两方面影响综合比较后的结果,认为环境规制与企业技术创新呈现“U”型关系^[5-6]。

在流域研究层面,已有学者针对长江流域、黄河流域的环境规制问题进行了大量研究^[7-9],但对于太湖流域却鲜有涉及。太湖流域地处长江三角洲核心区域,是我国人口密度最大、工农业生产发达、国内生产总值和人均收入增长最快的地区。而太湖流域的污染也与其发展息息相关,随着工业化进程的逐步加深,重化工业和轻纺织业的崛起导致出现污染内外交叉、点源面源污染并存、污染减排与环境质量改善不同步的局面^[10]。根据太湖流域水环境监测中心公布的数据表明,2016 年 9 月太湖流域Ⅳ类占 64.7%,Ⅴ类占 20.6%,劣Ⅴ类占 5.9%,仍需多措并举加强防控。

综上所述,在太湖流域环境规制对企业技术创新能力的研究才刚刚起步,学术界对环境规制与企业技术创新能力尚未形成统一的衡量标准,环境规

基金项目:国家社会科学基金重大项目(17ZDA064);中央高校基本科研业务费专项(B200207040)

作者简介:许长新(1963—),男,教授,博士,主要从事金融创新管理研究。E-mail:xuchxing@hhu.edu.cn

制对企业技术创新的影响分析缺乏企业层面的微观证据,且鲜有全面深入的异质性讨论。因此,笔者基于太湖流域2008—2017年工业上市公司专利数据,运用固定效应面板模型,深入探究环境规制对技术创新的影响机制、作用机理,进一步探讨二者关系在企业融资约束和转移成本视角下的异质性,为太湖流域的生态文明建设与绿色发展提供政策建议。

1 文献回顾与研究假设

1.1 环境规制强度与企业技术创新

在面临环境规制时,为了避免高昂的处罚费用,企业往往采取两种方式^[11]:一是通过追加环境治理投入以约束生产活动中的污染水平来满足当地环境规制要求,这将导致企业创新资源被挤占,被称为“遵循成本”效应。由于企业开展创新活动需要持续资金投入,环境规制提高了企业生产成本,若其将有限资金投入污染治理领域,势必会挤占原本的研发投入资金,进而抑制企业技术创新能力的提升。二是企业通过技术创新更新生产设备和生产工艺,提升企业技术创新能力与资源利用效率,以达到清洁生产降低污染排放的目的,被称为“创新补偿”效应。即在利润最大化的决策前提下,企业可能通过开展创新活动改进生产函数,使其在新的约束下降低生产成本,最终能够减缓甚至抵消政府环境规制带来的企业环境成本增加。

环境规制激励企业技术创新的波特假说是否存在,取决于上述两种效应的共同作用。当环境规制水平较低时,由于创新活动具有周期长、投入高、不确定性大等特征,出于利润最大化的考量,企业更容易选择“遵循成本”效应,通过增加环境治理投入来控制企业污染水平,导致挤占创新资源,进而使得企业技术创新能力下降。而当环境规制强度的提升时,企业的污染处理及处罚成本也逐渐升高,这将迫使企业选择通过技术创新来实现清洁生产,达到降低企业污染水平的目的,此时“创新补偿”效应将更为显著。

更为重要的是,正负两方面效应并不同步,“遵循成本”效应往往在当期产生,由于创新结果的持续性不确定性和研发成果投入使用的时滞性,“创新补偿”效应一般在长期方能显现^[12],从而引致了环境规制和技术创新在时间与强度维度的“U”型轨迹关系^[13]。据此,笔者就环境规制对企业技术创新能力的影响,提出研究假设1:

环境规制和企业技术创新之间存在“U”型关系,即当环境规制水平较低时,环境规制的增强会降低企业创新能力,达到特定水平后,环境规制的增强

能激励企业技术创新能力的提升。

1.2 企业融资约束的调节效应

中国大多数制造型企业均面临着高投资、高技术革新压力和应收账款回款时滞长的问题^[14],但企业开展技术创新离不开资金支持。企业创新活动的开展取决于企业创新资源是否充足和创新意愿是否强烈。从创新所需的资源来看,融资约束高的企业由于自身资金流动性不强,也难以以一个较低的资金成本融到扩张生产、技术创新所需的资金,因此缺乏持续的资源投入来支持企业技术创新水平的提升;从创新的意愿来看,一旦企业存在较为突出的融资约束问题,那么选择加大技术创新来抵消企业遵循环境规制的成本无疑会明显提高其财务风险,甚至可能将企业拖入破产的困境,创新的高风险、高投入的特性将极大地打消管理层的创新积极性。据此,笔者提出研究假设2:

融资约束会削弱环境规制对企业技术创新替代环保治理投入的影响效力,即对于融资约束大的企业来说,其创新能力受环境规制影响的拐点较融资约束低的企业更晚。

1.3 企业转移成本的调节效应

我国区域间产业转移一定程度上促进了产业结构升级调整,有利于国内产业布局的平衡。由于我国东西部地区在资源分布、地区产业基础和发展水平、发展思路及政府政策引导等各个方面均存在巨大差异,这些差异使得我国产业在区域间转移时不同程度存在忽视环境成本的现象^[15],根据“污染避难所”假说^[16],由于环境规制差异直接导致企业环境成本差异,逐利动机促使企业把生产活动从高环境规制高污染治理成本的区域转移到低环境规制低污染治理成本的地方,最终使得高污染产业不断发生跨国家(区域)转移,而承接产业转移的区域也将成为企业的“污染避难所”。因此对于转移成本较低的企业来说,面临区域日益增长的环境规制强度,除了通过技术创新实现清洁生产之外,还能够通过直接投资等形式进行生产活动的转移,此时企业面对环境规制的“抗压能力”将有所提高。然而,当企业具有高区域资源依赖性、高区域市场依赖性、高固定资产占比等特性时,重新选址可能会面临比创新投入更加高昂的转移成本,迫使企业不得不选择“创新补偿”效应,通过提高企业绿色创新水平实现清洁生产,以应对环境规制。因此,不易进行转移的产业在面对更强的环境规制时,将会开展更多的研发活动,作为对产业重新选址的替代。据此,笔者提出研究假设3:

对于转移成本高的企业来说,其技术创新受环

境规制影响的拐点较转移成本低的企业更早。

2 研究设计

2.1 样本选择

考虑到部分指标编制标准和统计口径的一致性,本文以2013—2018年为窗口,选取太湖流域(根据《太湖流域水环境综合治理总体方案(2013)》,选出包括镇江、常州、苏州、无锡、杭州、嘉兴、湖州、上海共8个主要城市)A股上市工业企业(包含采矿业(B)和制造业(C)共计35个细分行业)为样本,执行以下程序:①剔除历年出现过ST和*ST的企业,因为当企业戴帽时,说明经营管理存在较大问题,且有强烈摘帽动机,可能导致模型结果异常;②筛选出借壳上市的企业,并确保其借壳上市时间处于窗口期之前;③剔除缺失值。最终得到862个样本,共150家企业。

2.2 变量定义

解释变量:环境规制强度。纵观现有文献,关于环境规制的测度并没有设定统一的标准,现有对环境规制的衡量主要采用以下3个方法:命令型环境规制^[17-18]、投资型环境规制^[19-20]和费用型环境规制^[21]。但上述环境规制的代理变量都存在以偏概全的弊端,因此也有学者通过编制综合指标来衡量环境规制程度^[22-23]。由于城市污染信息越公开意味着来自各方的监管压力更大,因此本文参考黄溶冰等的做法^[24],选用由公共环境研究中心(IPE)和自然资源保护协会(NRDC)编制的污染源监管信息公开指数(PITI)作为体现地方环境规制程度的指标(ER1)。污染源监管信息公开指数(PITI)总分100分,从环境监管信息、互动回应、企业排放数据和环境影响评价信息4各方面对地方污染源监管信息公开程度进行评价,同时参考Chen等^[25]构造的环境规制指标,构建各城市政府工作报告中与环境相关文字的占比(ER2)作为稳健性检验的环境规制替换指标。

被解释变量:企业创新能力。采用企业当年专利申请量作为衡量企业创新能力的变量。采用专利申请量而不是持有量主要由于企业在申请专利的同时必定已将专利技术运用于生产过程中,同时专利的授予可能会受到一些无关因素的影响^[26],不具备稳定性。

调节变量:企业转移成本和融资约束。企业转移成本,往往与重新选址的沉没成本相关,包括资产转移的难易程度、原料市场的依赖程度和产品市场的依赖程度,由于太湖流域工业企业的原料市场普遍位于西北部地区,其产品市场也不具备太强的区

域封锁性质,因此笔者在衡量企业转移成本时主要考量其资产转移的难易程度。参考Milani^[27]的做法,认为固定资产占比越高的企业越不容易转移,因此本文采用固定资产比重(Immibile)作为衡量企业转移成本的指标。融资约束,参考魏志华等的做法^[28],以经营性净现金流、现金持有量、派现水平、负债程度以及成长性等5个因素作为表征融资约束的代理变量,通过回归分析进而构建了一个综合指数(KZ)来衡量企业的融资约束程度,KZ指数越大,意味着企业面临的融资约束程度越高。

控制变量。除上述变量之外,企业的绿色创新能力还和企业特征、盈利能力、成长能力和企业风险相关。其中企业特征包括成立年限(Age)和规模(Size),盈利能力包括净资产收益率(ROE),成长能力包括研发能力(Research)和增长率(Growth),企业风险包括经营性现金流状况(OCF)。

其中,环境规制强度原始数据来源于《中国环境统计年鉴》和各省市政府工作报告和统计年鉴,企业创新专利数据来源于中华人民共和国国家知识产权局(SIPO)与IncoPat全球专利数据库,其余数据均来源于Wind数据库和CSMAR数据库。本文的变量定义和度量如表1所示。

2.3 模型设计

根据LR检验与Hausman检验的结果,最终本文排除Pooled OLS模型和随机效应模型,采用固定效应模型。对于假设1(环境规制和企业技术创新之间存在“U”型关系)使用的回归模型为:

$$Patent_{i,t} = \beta + \alpha_1 ER1_{i,t} + \alpha_2 ER1_{i,t}^2 + \alpha_3 KZ_{i,t} + \alpha_4 Immibile_{i,t} + \gamma_1 Age_{i,t} + \gamma_2 Size_{i,t} + \gamma_3 ROE_{i,t} + \gamma_4 Research_{i,t} + \gamma_5 Growth_{i,t} + \gamma_6 OCF_{i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

在证实环境规制和企业技术创新之间存在“U”型关系存在后,对于假设2(企业融资约束的调节效应)和假设3(企业转移成本的调节效应)的检验,通过在模型(1)的基础上分别加上调节变量和解释变量的交乘项 $KZ \times ER1_{i,t}^2$ 和 $Immibile \times ER1_{i,t}^2$,具体模型见模型(2)和模型(3)。

$$Patent_{i,t} = \beta + \alpha_1 ER1_{i,t} + \alpha_2 ER1_{i,t}^2 + \alpha_3 KZ_{i,t} + \alpha_4 Immibile_{i,t} + \alpha_5 KZ \times ER1_{i,t}^2 + Age_{i,t} + \gamma_2 Size_{i,t} + \gamma_3 ROE_{i,t} + \gamma_4 Research_{i,t} + \gamma_5 Growth_{i,t} + \gamma_6 OCF_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

$$Patent_{i,t} = \beta + \alpha_1 ER1_{i,t} + \alpha_2 ER1_{i,t}^2 + \alpha_3 KZ_{i,t} + \alpha_4 Immibile_{i,t} + \alpha_5 Immibile \times ER1_{i,t}^2 + Age_{i,t} + \gamma_2 Size_{i,t} + \gamma_3 ROE_{i,t} + \gamma_4 Research_{i,t} + \gamma_5 Growth_{i,t} + \gamma_6 OCF_{i,t} + \varepsilon \quad (3)$$

最后对模型进行稳健性检验,用ER2替换模型中的ER1指标,重复上述过程。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业专利申请数量	<i>Patent</i>	统计单个法人单位截至各年年末专利申请数量的自然对数
解释变量	城市 <i>PITI</i> 指数	<i>ER1</i>	根据《120 城市污染源监管信息公开指数 (<i>PITI</i>) 报告》所公布每年的城市评价结果,取自然对数
	环境相关文字占比	<i>ER2</i>	政府工作报告中与环境描述相关的文字占全部文字的比例
调节变量	转移成本	<i>Immoble</i>	企业固定资产占总资产的比重
	融资约束	<i>KZ</i>	通过回归分析构建的综合指数以衡量企业的融资约束程度, <i>KZ</i> 指数越大,则企业面临的融资约束程度越高
控制变量	成立年限	<i>Age</i>	观测年份减去公司成立年份后加 1 的自然对数
	企业规模	<i>Size</i>	企业在指定日期的市值的自然对数,等于当日股价 * 总股本
	盈利能力	<i>ROE</i>	净资产收益率
	研发能力	<i>Research</i>	当期研发投入占营业收入的比重
	成长性	<i>Growth</i>	企业报告公布营业收入的增长率
	经营性现金流状况	<i>OCF</i>	经营活动产生的现金流量净额/营业收入

数据来源:政府文件、中华人民共和国国家知识产权局、IncoPat 专利数据库、Wind 数据库、CSMAR 数据库

3 实证结果及分析

3.1 描述性统计

太湖流域总面积 36 900 km², 辖江苏、浙江和上海两省一市, 是国内最重要的工业聚集地之一, 在中国经济和社会发展中发挥举足轻重的作用。2018 年太湖流域人口占全国比重达到 4.4%, 国内生产总值占全国比重达到 9.7%, 人均生产总值是全国平均水平的 2.2 倍。本文将样本根据不同行政区划进行划分进行变量的描述性统计, 结果如表 2 所示。从创新技术水平 (*Patent*) 来看, 上海市的企业更具备创新活力 (均值为 333.1), 但企业样本间的差异也更大 (标准差为 1 240)。从区域环境规制强度 (*PITI*) 来看, 太湖流域浙江地区的污染源信息公开程度更高 (均值为 66.81)。从企业融资约束 (*KZ*) 来看, 太湖流域江苏地区的企业融资约束更小 (均值为 0.51), 同时三地的样本标准差较为相近。

3.2 回归结果

表 3 给出了文章假设的检验结果。模型 (1) 检验了环境规制和企业技术创新之间的关系, 可以看到企业技术创新 *Patent* 与环境规制 *ER1* 在 5% 的水

平上显著 ($\alpha_1 = -7.057$), 而与环境规制的平方项 $ER1^2$ 在 1% 的水平上显著, 且系数 $\alpha_2 > 0$ ($\alpha_2 = 0.9625$), 说明环境规制与企业技术创新的确存在“U”型关系, 此时“U”型曲线拐点为 $ER1 = 3.78$ 。在环境规制强度不高时, 企业倾向于直接进行污染治理, 挤占了创新资源, 此时“遵循成本”效应更为明显; 随着环境规制强度逐渐升高, 企业污染治理成本也不断攀升, 当城市 *PITI* 指数大于 44 时, 会迫使企业选择通过技术创新提高生产效率或者实现清洁生产, 最终达到抵消创新成本的目的, 此时“创新补偿”效应更为明显, 假设一得以验证。

模型 (2) 检验了企业融资约束的调节效应。可以看到企业技术创新 *Patent* 与环境规制 *ER1* 的“U”型关系在 5% 的水平上仍然成立。然而其“U”型拐点 ($ER1 = 4.207$) 与融资约束调节之前 ($ER1 = 3.78$) 相比推后了, 城市 *PITI* 指数从 44 上升到 67.2 时, 环境规制对企业创新的激励作用才得以显现出来。说明当企业陷入融资困境时, 对于管理层来说选择创新将会带来更多的不确定性, 甚至可能进一步拖累企业的财务状况使得企业陷入危机, 此时环境规制强度的提高对企业创新的激励作用被削弱

表2 描述性统计

变量	江苏省 (苏州、无锡、常州、镇江)			浙江省 (杭州、嘉兴、湖州)			上海市		
	平均值	最小值	最大值	平均值	最小值	最大值	平均值	最小值	最大值
<i>Patent</i>	129.8	0	1 187	255.5	0	3 269	333.1	0	12 623
<i>PITI</i>	60.12	42.1	72.8	66.81	32	78.8	64.88	53	71.6
<i>KZ</i>	0.51	-8.11	4.33	0.61	-7.02	4.30	0.64	-6.40	7.65
<i>Immobility</i>	22.5%	0.3%	62.1%	21.0%	0.0%	54.5%	19.6%	2.1%	57.4%
<i>Age</i>	8.08	1	25	7.842	1	24	12.01	1	28
<i>Roe</i>	6.5%	-54.4%	26.9%	8.7%	-39.4%	36.3%	7.8%	-70.0%	46.5%
<i>Research</i>	4.1%	0.0%	30.9%	5.1%	0.4%	24.1%	4.1%	0.0%	21.7%
<i>Size</i>	42.15	5.16	363.60	72.89	5.08	1214	234.50	2.18	7828
<i>Growth</i>	0.18	-0.74	2.08	0.16	-0.49	2.01	0.13	-0.61	1.66
<i>OCF</i>	8.5%	-52.4%	107.9%	8.0%	-45.3%	52.5%	8.3%	-54.3%	43.7%
<i>N</i>	258			228			414		

了,假设二得以验证。且 $KZ \times ER1^2$ 的系数在 10% 的水平上显著为正,这说明融资约束虽然使得企业因害怕承担风险而迟迟不选择开展创新活动,但一旦企业决定创新则有更大的魄力提升创新水平。

模型(3)检验了企业转移成本的调节效应。可以看出模型(3)的“U”型拐点($ER1 = 3.43$)与转移成本调节之前($ER1 = 3.67$)相比提前了,说明对于转移成本高的企业来说,由于无法轻易向排污限制低的地方转移,面对环境规制强度的提升企业只能选择提高技术创新水平实现清洁生产或者提高生产效率,假设三得以验证。

表3 假设检验结果

变量	y		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)
$ER1$	-7.0570** (2.778)	-7.5983** (2.855)	-5.9813** (2.822)
$ER1^2$	0.9325*** (0.346)	0.9031** (0.356)	0.8708** (0.348)
KZ	0.0013 (0.011)	-0.0834 (0.118)	0.0024 (0.011)
$Immobility$	-0.2686 (0.230)	0.2490 (0.232)	-2.7827* (1.526)
$KZ \times ER1^2$		0.0048* (0.0027)	
$Immobility \times ER1^2$			-0.1808** (0.089)
Age	0.7034*** (0.058)	0.7121*** (0.059)	0.6983*** (0.058)
$Size$	-0.0307 (0.031)	-0.0326 (0.031)	-0.0313 (0.031)
ROE	-0.0456 (0.213)	-0.0391 (0.214)	-0.0341 (0.213)
$Research$	-2.0530** (0.909)	-2.0842** (0.910)	-2.0938** (0.907)
$Growth$	-0.0321* (0.017)	-0.0321* (0.017)	-0.0357* (0.017)
OCF	-0.2521* (0.135)	-0.2545* (0.135)	-0.2487* (0.134)
$Constant$	15.6858*** (5.599)	14.7924** (5.745)	12.8279** (5.763)
$Year$	Control	Control	Control
Observations	862	862	862
R -squared	0.470	0.471	0.473
Number of ID	150	150	150

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

3.3 稳健性检验

为了进一步验证回归结果的有效性,本文用地方政府工作报告环境相关文字占比($ER2$)代替城市 $PITI$ 指数($ER1$)来衡量环境规制强度,并在原样本中对上述提出的三个假设进行逐一检验,检验结果如表4所示。模型(1)检验了环境规制和企业技术创新之间的关系,可以看到企业技术创新 $Patent$ 与环境规制 $ER2^2$ 的回归系数在 1% 的显著性水平下大

于 0 ($\alpha_2 = 13.13$),说明环境规制与企业技术创新的“U”型关系在该模型仍然成立,与上文得出的结论无明显差异。

模型(2)检验了融资约束的调节效应。可以看到 $KZ \times ER2^2$ 的系数在 5% 的显著性水平下为正,且其“U”型拐点($ER1 = 0.12$)与融资约束调节之前($ER1 = 0.077$)相比推后了,验证了融资约束调节效应确实存在,且对于融资约束高的企业,其创新能力受环境规制影响的拐点较融资约束低的企业更晚。模型(3)检验了转移成本的调节效应。 $Mmobile \times ER2^2$ 的系数在 10% 的水平上显著为负,且其“U”型拐点($ER1 = 0.0706$)与融资约束调节之前($ER1 = 0.077$)相比提前了,验证了转移成本的调节效应,企业转移成本越高,其技术创新水平受环境规制正向激励的拐点来得更早,均与上述结果相仿。

表4 稳健性检验结果

变量	Patent		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)
$ER2$	-2.018** (1.019)	-1.305* (0.771)	-2.157** (1.312)
$ER2^2$	13.13*** (3.462)	5.421* (3.283)	15.27*** (3.84)
KZ	0.0237* (0.0121)	-0.0178 (0.0236)	0.0237** (0.0121)
$Immoble$	-0.0124 (0.227)	0.0172 (0.227)	-0.301 (0.415)
$KZ \times ER2^2$		0.642** (0.314)	
$Immoble \times ER2^2$			-4.327* (2.458)
Age	0.181*** (0.00943)	0.181*** (0.00940)	0.180*** (0.00943)
ROE	-0.0449 (0.202)	-0.0598 (0.202)	-0.0450 (0.202)
$Research$	-1.910** (0.850)	-1.980** (0.849)	-1.949** (0.852)
$Size$	0.0608* (0.0334)	0.0603* (0.0335)	0.0602* (0.0334)
$Growth$	-0.0548 (0.0552)	-0.0588 (0.0551)	-0.0544 (0.0552)
OCF	-0.0599 (0.147)	-0.0564 (0.147)	-0.0590 (0.147)
$Constant$	2.766*** (0.197)	2.748*** (0.197)	2.840*** (0.216)
$Year$	Control	Control	Control
Observations	767	767	767
R -squared	0.587	0.589	0.587
Number of ID	134	134	134

4 结论与政策建议

经济发展与环境污染如何协调是长期困扰各地政府的问题。笔者以 2013—2018 年太湖流域上市工业企业为样本,试图探究在太湖流域政府环境规

制与企业技术创新的关系。研究发现:①在“遵循成本”效应和“创新补偿”效应的共同作用下,地方环境规制与企业技术创新最终呈现“U”型关系,随着环境规制强度的提高,其对企业技术创新的影响将从抑制作用转变为促进作用;②对于融资约束高的企业来说,由于企业可能无法承担创新的高风险,因此环境规制对企业创新正向激励的拐点相比融资约束低的企业来得更晚;③对于转移成本高的企业来说,由于无法轻易向排污限制低的地方转移,因此环境规制与企业创新的“U”型拐点相比转移成本低的企业来得更早。

基于本文的研究结论提出以下政策建议:①提高环保执法水平。现阶段的经验证据表明,随着环境规制强度的提高,企业的创新能力呈现先下降后上升的趋势,的确有助于“倒逼”企业提升技术创新水平。因此,为了顺应我国绿色发展趋势要求,应在合理范围内提高环境监管和环保法的执法水平,迫使企业实现绿色转型,驱动经济的高质量发展^[29]。②加强环境信息披露制度的构建。污染源监管信息公开指数(PITI指数)一定程度上确实体现了区域环境规制强度,因此加强政府平台的环境信息披露十分有必要。从本文企业样本构建的模型来看,只有上海市的各年PITI指数均高于环境规制对企业创新产生激励作用的拐点,江苏省和浙江省尚有改进的余地。除此之外,我国企业的环境绩效指标的信息披露率较低,这无疑将加大政府部门监管难度和成本,因此也要进一步加强企业层面的环境信息披露。③在宏观审慎监管框架下拓宽企业融资渠道。企业的融资约束一定程度上限制了企业创新的资源和意愿,使得企业创新活动对当地环境规制强度的正向刺激更不敏感。因此,在宏观审慎监管框架下合理拓宽企业融资渠道,激发企业创新活力,将能更好地协调经济发展与环境污染的关系。

参考文献:

[1] 何艳梅. 我国流域水管理法律体制的演变与发展[J]. 水利经济, 2020, 38(6): 25-30.

[2] 田欣, 陈帅, 徐晋涛. 环境规制和路径依赖对水污染密集型行业分布的影响: 基于长江流域的实证分析[J]. 北京大学学报(自然科学版), 2020, 56(2): 352-364.

[3] JAFFE A B, ROBERT N S. Dynamic incentives of environmental regulations: the effects of alternative policy instruments on technology diffusion[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1995, 29(3): 43-63.

[4] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific

American, 1991, 264(4): 168-264.

[5] RAMANATHAN R, HE Q, BLACK A, et al. Environmental regulations, innovation and firm performance: a revisit of the Porter Hypothesis[J]. Journal of Cleaner Production, 2016(7): 1-14.

[6] 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, 46(2): 113-124.

[7] 张建清, 龚恩泽, 孙元元. 长江经济带环境规制与制造业全要素生产率[J]. 科学研究, 2019, 37(9): 1558-1569.

[8] 黄磊, 吴传清. 长江经济带城市绿色技术创新效率及其动力机制研究[J/OL]. 重庆大学学报(社会科学版): 1-14 [2020-12-14]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.c.20200508.1620.004.html>.

[9] 孟望生, 邵芳琴. 黄河流域环境规制和产业结构对绿色经济增长效率的影响[J]. 水资源保护, 2020, 36(6): 24-30.

[10] 张姗姗, 朱晓东, 张磊, 等. 苏锡常地区制造业污染减排综合分析评价[J]. 地理科学, 2020, 40(2): 238-247.

[11] 朱金生, 李蝶. 技术创新是实现环境保护与就业增长“双重红利”的有效途径吗: 基于中国34个工业细分行业中介效应模型的实证检验[J]. 中国软科学, 2019(8): 1-13.

[12] 李毅, 胡宗义, 何冰洋. 环境规制影响绿色经济发展的机制与效应分析[J]. 中国软科学, 2020(9): 26-38.

[13] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSE R. Environmental regulation and productivity: testing the Porter Hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30(2): 121-128.

[14] 覃予, 王翼虹. 环境规制、融资约束与重污染企业绿色化投资路径选择[J]. 财经论丛, 2020(10): 75-84.

[15] 罗良文, 雷鹏飞, 孟科学. 企业环境寻求、污染密集型生产区际转移与环境监管[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(1): 113-120.

[16] WALTER I, UGELOW J. Environmental policies in developing countries[J]. Ambio, 1979, 8(23): 102-109.

[17] DOMAZLICKY B R, WEBER W L. Does environmental protection lead to slower productivity growth in the chemical industry? [J]. Environmental and Resource Economics, 2004, 28(3): 301-324.

[18] 王文普. 环境规制、空间溢出与地区产业竞争力[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(8): 123-130.

[19] 马骏, 王改芹. 环境规制对制造业产业结构升级的影响[J]. 水利经济, 2019, 37(2): 26-30, 35.

[20] 原毅军, 刘柳. 环境规制与经济增长: 基于经济型规制分类的研究[J]. 经济评论, 2013(1): 27-33.

[21] 叶红雨, 王圣浩. 环境规制对企业财务绩效影响的实证研究: 基于绿色创新的中介效应[J]. 资源开发与市场, 2017, 33(11): 1328-1333.

(下转第14页)

淮河生态经济带城市竞争力评价指标体系研究 ——基于动态因子模型的实证分析

常非凡

(国家发展和改革委员会国际合作中心,北京 100045)

摘要:通过选取经济实力、基础设施、环境质量、人力资本等 4 个一级指标,并设计人均地区生产总值、建成区绿化覆盖率、人均道路面积、每万人在校大学生数等 15 个二级指标,在考虑了各城市间的差异性和发展水平空间分布不平衡性的基础上,运用动态因子分析模型得出各城市竞争力强弱排名,预测的各城市动态、静态变化趋势能更好地为规划城市建设工作提供决策参考。根据研究成果,对淮河生态经济带发展提出城市间要因地制宜推动绿色发展、发挥自身的区域优势、充分利用自然资源发展特色产业、构建区域内城市联动发展机制、促进区域整体互补协同等推进生态经济高质量发展的建议。

关键词:淮河;城市群;生态经济;动态因子模型;竞争力

中图分类号:F293.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1003-9511(2021)03-0007-08

淮河生态经济带覆盖江苏省、山东省、安徽省、河南省、湖北省 5 个省的 28 个省辖地级市,具体规划范围为淮河干流、一级支流以及下游沂沭泗水系流经的地区。淮河生态经济带连接中东部地区,贯通黄淮平原,自然资源多样,人力资源丰富,处于交通要道。其依托淮河自然流域地理条件而发育形成的天然区域经济,具有区段差异性、天然开放性和区域协作性等河流经济的典型特点。淮河流域在地理位置、气候环境、社会经济等方面的特殊性,也决定了其生态经济带发展的复杂性、长期性和迫切性。与长江、珠江生态经济带相比,淮河生态经济带城市群经济发展相对滞后,生态补偿压力大,带内城市发展差异明显。2018 年 11 月,《淮河生态经济带发展规划》经国务院正式批复通过,流域内城市生态经济整体发展规划已上升为国家战略。《淮河生态经济带发展规划》中提出了“三带一区”的战略定位,积极推动资源型城市转型发展,因地制宜发展生态经济,强化土地利用总体规划实施管理,加快了新型城镇化和农业现代化进程。

截至 2019 年底,淮河生态经济带常住人口约 1.5 亿人,约占全国人口的 10.7%,淮河全流域 GDP

总额约为 7 万亿元,约占全国 GDP 总额的 7.05%。相对于人口资源优势,淮河生态经济带的经济发展水平相对不足。科学评估淮河生态经济带城市间发展水平及制定有效的发展路径,并分析淮河流域城市间所面临的竞争优势及固有短板,有助于制定合适的区域发展路径及差异性互补协同发展战略,促进淮河生态经济带城市群生态经济总体实力提升,促进淮河流域乃至广大东、中部地区经济的高质量均衡发展。

1 文献回顾

当前国内外比较主流的城市竞争力评价模型有波特理论模型、Linnamaa 城市竞争力理论模型、IUD 城市价值链模型和弓弦理论模型等。Cheshire 等^[1]在 20 世纪初,对欧洲共同体 103 个城市的综合竞争力进行了量化分析,通过对这些国家存在的问题进行分类,发现城市衰退现象的发生很大程度上与经济增长有关。Linnamaa 等^[2]认为应该将城市作为一个整体来看待,并提出一个城市的核心竞争力主要由基础设施、企业、人力资源、生活环境质量、制度和政策网络、网络中的成员等 6 个要素构成。王桂

作者简介:常非凡(1985—),女,副研究员,博士,主要从事区域经济与可持续发展、公共服务智慧城市、“一带一路”等研究。E-mail: feifan9288@qq.com

进生态经济高质量发展,鼓励开展跨城市企业建设、跨城市产业投资,使资金在区域内得以高效运转。建立区域内新型产业链模式,加强中心城市与周边城市的经济联系与区域互动,缩小流域内中西部城市和东部城市发展的差距,实现淮河生态经济带整体的协调发展。安徽8市的发展水平有很大的差异,其在整个淮河生态经济带的可持续发展中起到重要的作用,应建立一体化协调发展机制,形成基础设施、环境和人才的优势互补,打造城市联动发展机制。

参考文献:

[1] CHESHIRE P, CARBONARO G, HAY D. Problems of urban decline and growth in EEC countries; or measuring degrees of elephantness [J]. *Urban Studies*, 1990(2): 131-149.

[2] LINNAMAA R, SOTARAUTA M. Urban competitiveness and management of urban policy networks: some reflections from Tampere and Oulu [R]. London: Paper Presented in Conference on Cities at the Millennium, 1998.

[3] 王桂新,沈建法. 中国地级以上城市竞争力综合竞争力研究[J]. *复旦学报(社会科学版)*, 2002(3): 69-77.

[4] 孙亚南. 长三角城市群综合竞争力评价及发展定位研究[J]. *南京社会科学*, 2015(4): 151-156.

[5] 丁晓云,阮厚松. 淮河生态经济带可持续发展潜力评价[J]. *山西农经*, 2018(4): 74-76.

[6] 叶立生. 淮河生态经济带发展战略思路[J]. *宏观经济管理*, 2014(12): 66-68.

[7] 胡相峰,余英杰,尚正永. 构建淮河生态经济走廊区域合作机制研究[J]. *江苏师范大学学报(自然科学版)*, 2015(33): 14-18.

[8] 蔡安宁. 淮河生态经济带建设构想[J]. *江苏师范大学学报(自然科学版)*, 2015(33): 8-13.

[9] 邵敏. 淮河流域区域合作的创新与淮河生态经济带建设[J]. *中国发展*, 2016(16): 11-14.

[10] 程必定. 淮河生态经济带的绿色发展思路[N]. *安徽日报*, 2017-01-23(7).

[11] 孙久文,易淑昶. 推动淮河生态经济带高质量发展的途径研究[J]. *财贸研究*, 2020(3): 43-48.

[12] 姚王信,曾照云,程敏. 淮河流域绿色发展国际对标研究:利益冲突与协调制度视角[J]. *西部论坛*, 2018(28): 84-91.

[13] 孙伟,韩裕光. 淮河流域生态效率的测度及分析[J]. *江淮论坛*, 2018(1): 45-49.

[14] 邓宗兵,宗树伟,苏聪文,等. 长江经济带生态文明建设与新型城镇化耦合协调发展及动力因素研究[J]. *经济地理*, 2019(10): 78-86.

[15] 颜俊,崔瑞鹏. 淮河生态经济带旅游经济时空分异与收敛性研究[J]. *地域研究与开发*, 2020(4): 91-97.

[16] 王杉,倪鹏飞. “一带一路”背景下西北民族地区城市竞争力提升潜力研究[J]. *西藏大学学报*, 2018(2): 172-181.

[17] 曹玉华,夏永祥,毛广雄,等. 淮河生态经济带区域发展差异及协同发展策略[J]. *经济地理*, 2019(9): 213-221.

[18] 程玉鸿,程灵云. 基于城市竞合视角的城市竞争力来源分析,以大珠三角地区为例[J]. *城市问题*, 2014(12): 25-31.

[19] 刘鹏,宋剑. 城市竞争力评价在京津冀新型城镇化中的应用研究[J]. *河北经贸大学学报*, 2019(2): 65-72.

[20] 李少卫,闫子薇. 淮河生态经济带城市综合竞争力评价[J]. *黑龙江工程学院学报*, 2019(5): 49-53.

[21] 李祚,王保乾,李靓婧. 江苏省沿海港口城市竞争力评价及政策研究[J]. *水利经济*, 2017, 35(2): 41-46.

(收稿日期:2020-11-09 编辑:胡新宇)

(上接第6页)

[22] 付宏,毛蕴诗,宋来胜. 创新对产业结构高级化影响的实证研究:基于2000—2011年的省际面板数据[J]. *中国工业经济*, 2013(9): 56-68.

[23] 陈德敏,张瑞. 环境规制对中国全要素能源效率的影响:基于省际面板数据的实证检验[J]. *经济科学*, 2012(4): 49-65.

[24] 黄溶冰,陈伟,王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J]. *经济社会体制比较*, 2019(3): 81-93.

[25] CHEN Z, KAHN M E, LIU Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 468-485

[26] 周焯,程立茹,王皓. 技术创新水平越高企业财务绩效越好吗:基于16年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究[J]. *金融研究*, 2012(8): 166-179.

[27] MILANI S. The impact of environmental policy stringency on industrial R&D conditional on pollution intensity and relocation costs[J]. *Environmental & Resource Economics*, 2016, 68: 1-26.

[28] 魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束:基于中国上市公司的实证研究[J]. *会计研究*, 2014(5): 73-80, 95.

[29] 童纪新,曹曦文. 江苏省水污染、环境规制与高质量发展[J]. *水利经济*, 2020, 38(3): 7-12.

(收稿日期:2020-12-18 编辑:陈玉国)