

技术距离、环境规制与企业创新

张海玲

(山东师范大学经济学院, 山东 济南 250014)

摘要:本文基于2007~2015年的CSMAR上市公司数据、环境规制数据与专利申请数据,同时构建空气流动系数指标作为工具变量,综合运用Tobit模型和Probit模型实证检验在不同的技术距离下,环境规制对企业创新产生的异质性影响。研究发现:企业在推动技术水平逐渐向前沿靠拢的过程中,易落入“模仿陷阱”,失去创新动力;环境规制有利于激励企业走出模仿困境。企业基于前沿的技术距离越近,环境规制对创新的激励效应越显著,相反,企业距离技术前沿越远,环境规制越不利于企业创新。本文研究还发现,尽管适宜的环境规制能够激励前沿型企业创新,但如果治理强度过大,反而会对创新产生抑制效应。

关键词:技术距离;企业创新;生态文明;环境规制

中图分类号:F124.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)02-0147-10

一、引言

近年来,我国将生态文明建设纳入中国特色社会主义“五位一体”总体布局和“四个全面”战略布局,加快了生态文明体制改革,打响了“蓝天保卫战”等一系列污染防治攻坚战,推动生态环境保护的决心之大、力度之大、成效之大前所未有的。环境规制一方面要着重解决突出的污染问题,改善生态质量,另一方面要以此为抓手,倒逼产业结构调整,推动经济的高质量发展。创新是引领经济高质量发展的第一动力,也是决定中国经济可持续增长最为关键的因素之一^[1],因此,厘清环境规制对企业创新的影响是协同推进经济高质量发展与美丽中国建设的关键所在,也是当前学术界讨论的热点之一。

环境规制将会影响企业技术创新的积极性以及技术扩散的速度和深度^[2],学术界关于这一问题的探讨持续较长时间,“抑制说”^[3]和“促进说”^[4]各执一词,但并无定论。近年的研究发现环境规制与企业创新之间存在非线性关系,但大多局限在地区层面和行业层面的检验^{[5][6]},也有个别学者试图从企业层面考察非线性关系产生的原因,如企业规模和所有制性质的差异^{[7][8]},但多数研究并未考虑企业间技术水平的差距。现有研究显示,当企业基于前沿的技术距离存在差异时,企业在进入市场、退

收稿日期:2018-09-06

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目“环境规制影响企业全要素生产率增长的作用机制研究——基于生产率的异质性”(17YJC790196);山东省高等学校人文社会科学研究计划项目“环境规制推动山东省产业绿色发展研究——基于企业异质性的视角”(J16WE05);山东省高等学校人文社会科学研究计划项目“山东省与‘一带一路’沿线国家的贸易效应研究”(J16YE30)

作者简介:张海玲(1982—),女,山东鄄城人,山东师范大学经济学院讲师,博士。

出市场、技术追赶以及技术超越等方面会产生不同的行为,继而影响企业的创新决策^[9],这为本文的拓展研究提供了方向。基于此,本文通过匹配 CSMAR 数据库的上市公司数据、《中国城市统计年鉴》的环境规制数据与国家知识产权局公布的专利申请数据,利用样本选择模型和二元选择模型,系统分析了在技术距离的调节效应下,环境规制通过一系列机制对企业创新产生的异质性影响,同时从 ERA-Interim 数据库抓取风速和边界层高度数据构建工具变量缓解内生性问题。研究结果显示,企业基于前沿的技术距离越近,环境规制越有利于激励企业创新,反之,环境规制对企业创新的抑制效应越明显。这一发现拓展了现有文献关于环境规制影响企业创新机制的研究,也是对“波特假说”更进一步的验证。

与既有文献相比,本文的边际贡献可能在于:从微观层面切入,以企业基于前沿的技术距离为出发点,验证了环境规制对企业创新产生的异质性影响。从政策意义来看,本文的研究一方面有助于重新思考“一刀切”的环境规制模式,为政府部门因企施策提供参考;另一方面也为企业努力实现技术梯度进步,推动增长方式由要素驱动和投资驱动向创新驱动转变提供了支撑依据。

二、文献综述及研究假设

(一)环境规制与企业创新

传统观点认为环境规制挤占了企业的生产资源,降低了企业的竞争能力^[3]。而 Porter 和 Linde 挑战了这一传统范式,认为严厉但适当的环境规制能够激发企业创新,可以部分或全部地弥补环境遵循成本,并最终提升企业的竞争能力^{[4][10]},这一观点也被称为“波特假说”。关于环境规制是否能够促进企业创新,现有研究存在一些分歧:

第一,“促进说”。Brunnermeier 和 Cohen 以美国的制造业企业为研究对象,发现环境规制显著地促进了创新投入或专利申请的增加^[11];部分学者利用国内数据也证实了上述结论,如蒋为与何兴邦等^{[7][12]}。环境规制激励企业创新的内在机理主要体现为:一是通过对环境资源收费,为企业高效利用资源指明了创新的方向;二是通过提高消费者的环保意识,倒逼企业技术创新与绿色发展;三是通过制定标准规范企业的创新路径,减少了创新过程中的不确定性;四是通过改变传统的竞争环境,激励企业不断地创新与持续进步^[4];五是通过克服企业治理(自我控制)缺陷,解决了委托人和代理人之间的信息不对称问题^{[13][14]}。

第二,“抑制说”。“波特假说”提出后,多数学者的研究证实了这一结论,但仍有一些学者持相反的观点,如 Palmer 等人认为环境规制增加了企业的生产成本,降低了企业创新的边际收益,进而抑制了企业的创新活力^[15]。张彩云利用中国微观企业数据也发现,绿色生产规制显著地抑制了企业的研发创新^[16]。环境规制抑制企业创新的内在机理主要体现为:一是“挤占效应”,环境规制迫使企业将一些原本用于研发的资源转移到污染减排部门;二是“替代效应”,企业为在短期内达到减排标准,往往将资金用于购买见效快的治污设备,而放弃高风险的研发创新。

第三,“不确定说”。近来研究发现环境规制与企业创新之间并非单调的正向或负向关系,适当的环境规制有利于激发企业的制度创新与技术创新,但如果治理强度过大,超过了特定的门槛值,环境遵循成本对企业的研发资金形成过度挤压,反而会抑制企业创新^[17]。同时,环境规制对企业创新的影响在地区层面和行业层面呈现出异质性特征,环境规制手段的选择也影响了创新激励效应的发挥^{[5][6][18]}。

总体而言,环境规制可能促进企业创新,但也可能会对企业的创新产生抑制效应,这与环境规制的力度密不可分,因此环境规制对企业创新的影响是不确定的,两者之间可能存在一种倒“U”型关系。如果力度适当,环境规制会通过弥补内部缺陷、改善外部环境以及规范创新路径等内在机制激发企业的创新动力,但如果治理力度过大,企业的资源过多地流向治污部门,挤占了企业的研发资金,将迫使企业放弃高风险的研发创新。基于此,我们提出本文的假设 1:

H1:环境规制对企业创新的影响是不确定的,适度的环境规制有利于企业创新,但如果强度过大,将会对企业创新产生抑制效应。

（二）技术距离与企业创新

Aghion 和 Howitt 遵循熊彼特的“创造性毁灭”观点指出,创新是循序渐进的,企业是否创新,取决于自身技术水平与技术前沿的距离,落后企业首先要通过模仿追赶前沿企业,然后才能通过自主创新实现超越^[19]。Benhabib 等人也认为,均衡条件下存在一个被称为“创新者门槛”的生产率值,超过该门槛值的企业才会创新,而低于该门槛值的企业更倾向于通过模仿实现发展^[20]。针对上述观点的讨论主要围绕以下两个方面展开:

第一,基于技术距离的市场竞争对企业创新的影响。Aghion 和 Howitt 的研究发现,企业创新的动机源于垄断租金,但市场竞争的加剧降低了企业预期从创新中获取的收益,不利于企业创新,该观点被称为“熊彼特效应”^[19]。随着研究的深入,Aghion 等人发现竞争并非绝对地抑制创新,竞争的加剧意味着“齐头并进”的企业增加,创新有助于企业“逃离竞争”,获得前沿垄断租金^[10]。Aghion 等人进一步将市场上的企业区分为 NN 型(齐头并进)和 LL 型(远离前沿)两种,对于 NN 型企业,“逃离竞争效应”超过了“熊彼特效应”,市场竞争的加剧有助于激发企业的创新行为;而对于 LL 型企业,“熊彼特效应”占主导,激烈的市场竞争会抑制企业的创新^[21]。

第二,基于技术距离的新企业进入对企业创新的影响。Aghion 等人指出,在新企业的进入威胁下,企业距离技术前沿越近,越倾向于通过密集的创新行为实现逃离^[22],这种“逃离进入效应”类似于前文提及的“逃离竞争效应”。而对于远离技术前沿的企业而言,新企业的进入进一步降低了预期研发租金,从而抑制了企业创新,这一负面影响类似于前文提及的“熊彼特效应”。邱立成等人从企业的异质性特征切入,研究发现外资企业进入对于我国研发创新的促进效应更多地被靠近技术前沿的企业所获取^[23]。

上述观点并非绝对,根据 Matthews 等人提出的“持续落后”观点,落后企业由于历史累积薄弱与路径依赖,可能缺乏模仿技术前沿的能力,因此更倾向于自主研发^[24]。此外,当企业接近技术前沿时,应从投资为主的战略转为创新导向战略,但在这一过程中,一些企业为持续地从前沿的技术扩散中受益,会内生地选择一个较低的技术水平,主动地与前沿保持一定的技术距离,这种“主动落后效应”将会抑制企业创新。当企业无法通过创新跨越技术门槛时,对前沿的追赶将会停滞,企业安于现状,并最终陷入“模仿陷阱”^[25]。据此,我们提出假设 2:

H2:对于靠近技术前沿的企业,“逃离竞争效应”促进企业创新,但“主动落后效应”抑制企业创新;对于远离技术前沿的企业,“持续积累效应”激励企业创新,而“熊彼特效应”削弱企业的创新动机。

（三）不同技术距离下环境规制对企业创新的影响

上述分析内容有助于我们深入剖析在技术距离的作用下,环境规制影响企业创新的作用机制:首先,环境规制通过设置严苛的技术标准,加速落后企业的退出,吸引绿色企业的进入,促进了生产要素的重新组合与优化配置,激发了靠近技术前沿的企业的创新动机。而对于远离技术前沿的企业,环境遵循成本进一步挤占了企业的生产资金,降低了企业预期从创新中可获取的利润,创新动机受到抑制。其次,环境规制为企业的升级改造提供了有利契机,鼓励企业研发绿色技术,开发环保产品,从而加剧了环保市场的竞争。在这一过程中,距离技术前沿越近的企业,资金与技术基础越雄厚,“逃离竞争”的意愿越强烈,研发投入越多,创新产出越明显。而对于远离技术前沿的企业,本身的技术基础较为薄弱,环境遵循成本进一步削减了企业的研发投入,创新行为受到抑制。再次,环境规制有助于打破“主动落后效应”壁垒,增加在位企业的技术压力,激励靠近前沿的企业加快绿色技术创新。据此,我们提出假设 3:

H3:企业距离技术前沿越近,环境规制越有利于激发企业的创新活力;而距离技术前沿越远,环境规制对企业创新的抑制效应越明显。

三、实证检验

（一）数据来源说明

本文选取的研究对象为中国沪深 A 股非金融类上市公司,各样本数据来源如下:专利申请信息

主要从国家知识产权局网站的“专利公布公告”专栏手工整理而来,然后与上市公司相关信息进行匹配。环境规制数据主要来自于历年《中国城市统计年鉴》,内生性检验数据源自于欧洲中期天气预报中心(ECMWF)的 ERA-Interim 数据库。除此之外,其他样本数据均来源于 CSMAR 数据库。由于 CSMAR 数据库自 2007 年才开始收录企业的研发投入数据,鉴于数据的可得性,本文的研究期间设定为 2007~2015 年,2016 年后的样本数据将会在以后的研究中进行补充。为提高样本的可靠性,对相关数据进行了一些处理,如剔除变量指标缺失以及标识为 ST、SST、* ST 和 S* ST 的样本,剔除流动资产超过固定资产、总固定资产超过总资产以及固定资产净值超过总资产的样本,同时对连续型变量在 1%与 99%分位数上进行了缩尾处理,最终得到 10666 个观测值。

(二)模型设定和变量说明

本文实证检验的主要目的是分析在技术距离的作用下,环境规制对企业创新的异质性影响,以验证理论假设。由于衡量创新产出的主要指标——专利数据存在左断尾分布,本文采用 Tobit 模型进行回归分析估计,基准回归模型设定如下:

$$\ln innovation_{ijct} = \alpha_0 + \alpha_1 reg_{ct} + \alpha_2 reg_{ct}^2 + \alpha_3 \ln gap_{ijt-1} + \alpha_4 reg_{ct} \times \ln gap_{ijt-1} + \alpha_5 \ln \overline{tfp}_{jt-1} + \alpha_6 C_{ijct} + \eta_t + \varphi_j + \chi_c + \epsilon_{ijct} \quad (1)$$

在式(1)中, i,j,c,t 分别表示企业、企业所属的行业、企业所在的地区以及年份,因变量 $innovation_{ijct}$ 表示企业的创新水平。 reg_{ct} 表示 c 地区在第 t 年的环境规制水平,加入 reg_{ct} 变量的平方项用于检验环境规制与企业创新之间的非线性关系,以验证理论假设 1。 gap_{ijt-1} 表示技术距离,回归结果用于验证假设 2,同时加入 reg_{ct} 与 gap_{ijt-1} 的交互项验证理论假设 3。 \overline{tfp}_{jt-1} 代表技术前沿, C_{ijct} 为企业层面的一些控制变量, η_t 、 φ_j 和 χ_c 分别为时间、行业和地区固定效应, ϵ_{ijct} 为随机扰动项。各变量定义如下:

1. 被解释变量

为保证结果的稳定性,本文采用两类指标衡量企业的创新水平:(1)企业的创新产出,以企业历年的专利申请量来表示,根据我国的《专利法》,专利主要分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种,其中发明专利的原创性最高、难度最大。借鉴孔东民等人的研究方法^[26],本文将各企业每年的三类专利申请量加总衡量创新总量 $patent_{ijct}$,以发明专利的申请数量衡量创新质量,记为 $patent1_{ijct}$,实用新型专利和外观设计专利分别记为 $patent2_{ijct}$ 和 $patent3_{ijct}$ 。由于专利数据存在右偏问题,因此将所有专利值加 1 后取自然对数。(2)企业创新效率,借鉴温军和冯根福的研究方法^[27],以专利申请量与研发投入之比的自然对数构建企业的创新效率,进行稳健性检验。

2. 解释变量

(1)环境规制(reg_{ct}),由于环境政策的实施效果具有滞后性特征,因此以环境规制指标的 3 年简单移动平均数代表当年的环境规制水平。令 $reg_{ct} = \frac{1}{3} \sum_{\lambda=0}^2 e_{ct-\lambda}$,其中 $\lambda=0\sim 2$, e_{ct} 以历年《中国城市统计年鉴》收录的各地级市的工业 SO_2 排放达标率表示,同时构建地区间环境规制综合指数进行稳健性检验。

(2)技术前沿(\overline{tfp}_{jt-1}),以上一期行业内技术水平最高的企业的全要素生产率表示,企业的全要素生产率分别使用 LP 与 OP 方法计算,以 LP 方法计算的结果进行基准分析,以 OP 方法计算的结果进行稳健性检验。

(3)技术距离($\ln gap_{ijt-1}$),以上一期行业内前沿企业的全要素生产率与目标企业全要素生产率之比的自然对数表示,即 $\ln gap_{ijt-1} = \ln(\overline{tfp}_{jt-1}/tfp_{ijt-1})$ 。 $\ln gap_{ijt-1}$ 越大,表明企业与前沿的技术距离越远,反之越接近于技术前沿。

(4)技术距离与环境规制的交互项($reg_{ct} \times \ln gap_{ijt-1}$),着重考察在技术距离的作用下,环境规制对企业创新的异质性影响。

3. 控制变量

在参考以往文献的基础上,本文控制了一系列可能影响企业创新的变量:(1)企业年龄(age_{ijct}),

以企业当前年度加 1 减去成立年份表示；(2) 企业规模 ($\ln size_{ijct}$)，以企业期末资产总值的自然对数表示；(3) 企业所有制性质 (soe_{ijct})，设定为虚拟变量，若企业的实收资本中最大份额为国有，取 1，否则为 0；(4) 企业从政府获得的财政补贴 ($\ln subsidy_{ijct}$)，以企业接受政府补贴金额的自然对数衡量；(5) 资产负债率 ($debt_{ijct}$)，以企业期末负债总计与期末总资产的比值表示；(6) 现金流 (cfo_{ijct})，以企业当年经营活动现金净流量与期末总资产之比来衡量。以上被解释变量、核心解释变量以及控制变量的统计性描述见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	10 分位数	25 分位数	中位数	75 分位数	90 分位数
lnpatent	10666	2.586	1.313	1.099	1.609	2.485	3.367	4.317
lnpatent1	10666	1.206	1.156	0.000	0.000	1.099	1.792	2.773
lnpatent2	10666	1.941	1.475	0.000	0.693	1.946	2.890	3.871
lnpatent3	10666	0.747	1.194	0.000	0.000	0.000	1.099	2.564
reg	10666	0.585	0.177	0.328	0.486	0.625	0.703	0.787
reg ²	10666	0.373	0.185	0.108	0.236	0.391	0.292	0.619
lngap	10666	0.409	0.223	0.113	0.253	0.404	0.559	0.700
reg × lngap	10666	0.241	0.155	0.044	0.122	0.224	0.343	0.451
ln \overline{tfp}	10666	1.898	0.134	1.727	1.820	1.913	1.987	2.049
age	10666	14.099	5.220	7.000	11.000	14.000	17.000	21.000
lnsize	10666	21.874	1.266	20.515	20.976	21.662	22.497	23.562
soe	10666	0.608	0.488	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
lnsusidy	10666	16.102	1.624	14.219	15.156	16.061	17.036	18.082
debt	10666	0.423	0.221	0.139	0.252	0.415	0.581	0.706
cfo	10666	0.042	0.076	-0.039	0.004	0.041	0.082	0.126

4. 工具变量 (v_{ct})

本文关注的是环境规制对企业创新的因果性影响，但创新水平的提高也可能通过技术渠道对环境规制产生一定的影响，这一逆因果性将会导致内生性问题。此外，一些影响因素可能会被遗漏，若遗漏变量与残差项相关，也会带来内生性问题。为缓解这一问题，需要找到既不直接影响被解释变量（企业创新），又与内生变量（环境规制）高度相关的工具变量。本文参考沈坤荣等人的研究^[28]，从 ERA-Interim 数据库中抓取全球 $0.75^\circ \times 0.75^\circ$ 栅格气象数据，构建空气流动系数指标作为中国地级市层面环境规制的工具变量。方法如下：

$$v_{ct} = si10_{ct} \times blh_{ct} \quad (2)$$

式(2)中， v_{ct} 、 $si10_{ct}$ 和 blh_{ct} 分别代表空气流动系数、10 米高风速和大气边界层高度， $si10_{ct}$ 和 blh_{ct} 变量的原始数据均来自于 ERA-Interim 数据库，前者决定了污染物的水平扩散，后者代表了污染物在大气中的分散高度。利用 ArcGIS 软件将该栅格数据解析，并与中国地级市矢量数据进行匹配，从而得到观察期内各城市的空气流动系数。在大气污染标准箱式模型中，空气流动系数是污染扩散速度的决定因素，污染水平相同的两个地方，通风系数越小，空气污染越严重，越倾向于采用更严格的环境规制水平，因此满足了工具变量有效性的第一个前提假设，即与内生变量高度相关。为谨慎起见，本文对环境规制变量 (reg_{ct}) 与空气流动系数变量 (v_{ct}) 之间的关系进行了检验，发现两者在 1% 的水平上显著负相关，相关系数为 -0.191 。此外，无论是风速还是大气边界层高度均是由复杂的气象系统和地理条件决定的，从而很好地满足了有效工具变量外生性的假定^[29]。

(三) 基准回归结果分析

表 2 报告了基准模型的回归结果，其中第(1)~(4)列分别以专利申请总量、发明专利申请量、实用新型专利申请量和外观设计专利申请量衡量企业的创新水平。从回归结果看，表 2 前 3 列中 reg 变量的回归系数均为正，且均在 1% 的水平上显著， reg^2 变量的回归系数在前三列中均为负，表明总体而言，环境规制与企业创新之间存在倒 U 型关系。环境规制有利于激励企业进行发明创造以及实用新型改造，促进创新总量的增长以及创新质量的提升。但如果环境规制力度过大，企业迫于遵循压

力,可能削减用于研发投入的资金,将不利于企业的创新,这在一定程度上验证了理论假设 1。reg 变量与 reg^2 变量在表 2 第(4)列中的回归结果均不显著,这可能是由于改进产品外观设计本身技术含量较低,所需的研发资金较少,基本上不受环境规制的成本挤压,因此两者之间并未表现出显著的相关关系。

lngap 变量代表企业基于前沿的技术距离,从表 2 第(2)列与第(3)列的回归系数来看,技术距离与企业的发明专利及实用新型专利申请量之间呈正相关关系,这说明对于靠近技术前沿的企业而言,发明创造和实用新型专利的产出较少,从而验证了假设 2 中的“主动落后效应”,企业过于依赖前沿的技术扩散,局限于既定技术边界内的重复投资,缺乏创新活力。但是 $reg \times lngap$ 变量在表 2 第(2)列与第(3)列中的回归系数均显著为负,表明在环境规制的约束下,企业的生存压力加大,为了“逃离竞争”,寻求新的增长点,企业将增加创新,尤其是提升创新的质量,这在一定程度上验证了假设 3 的观点。 $reg \times lngap$ 变量的回归系数显著为负还说明,对于远离技术前沿的企业而言,环境遵循成本挤占企业研发资金的程度更为严重,恶化了企业的生存条件,抑制了企业创新,进一步验证了假设 3 的观点。lngap 变量在表 2 第(4)列中的回归结果显著为负,这可能是由于产品的外观设计主要建立在对前沿产品模仿的基础上,企业越靠近技术前沿,模仿能力越强。同时如前文所言,环境规制对企业产品外观设计专利的申请影响不大,因此第(4)列中 $reg \times lngap$ 变量的回归系数并不显著。lngap 变量在表 2 第(1)列中的回归结果不显著,这是因为受三种类型专利加总的影 响,但 $reg \times lngap$ 变量在表 2 第(1)列中的回归系数显著为负,表明在环境规制的压力下,企业为了遵循环境标准以及在激烈的市场竞争中寻求新的优势,将会努力地进行技术创新,尤其是促进环保技术的发明以及产品的实用新型改造,而且企业基于前沿的技术距离越近,该种效应表现得越明显,从而推动了创新总量的增长。

表 2 基于技术距离的环境规制对企业创新的影响:基准回归

变量	(1)lnpatent	(2)lnpatent1	(3)lnpatent2	(4)lnpatent3
reg	0.261*** (0.082)	0.297*** (0.053)	0.265*** (0.079)	-0.066(0.084)
reg^2	-0.095(0.071)	-0.115** (0.045)	-0.116* (0.069)	0.016(0.074)
lngap	0.023(0.051)	0.086*** (0.033)	0.144*** (0.050)	-0.420*** (0.054)
$reg \times lngap$	-0.214*** (0.079)	-0.161*** (0.049)	-0.195** (0.077)	0.063(0.082)
$\ln \overline{tfp}$	-0.354*** (0.032)	-0.129*** (0.019)	-0.308*** (0.031)	0.377*** (0.034)
lnsize	0.092*** (0.005)	0.046*** (0.003)	0.103*** (0.004)	0.033*** (0.005)
debt	-0.102*** (0.017)	-0.105*** (0.011)	-0.050*** (0.017)	-0.098*** (0.018)
cfo	0.061(0.042)	0.019(0.026)	-0.063(0.041)	0.111** (0.0433)
lnsubsidy	0.051*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.039*** (0.002)	0.036*** (0.003)
age	-0.004*** (0.006)	-0.007** (0.004)	-0.005*** (0.006)	0.001(0.006)
soe	-0.045*** (0.007)	-0.017*** (0.004)	-0.039*** (0.007)	-0.037*** (0.007)
常数项	-3.248*** (0.078)	-1.848*** (0.049)	-3.355*** (0.076)	-0.443*** (0.080)
Pesudo R ²	0.378	0.125	0.318	0.179
年份/行业/地区效应	是	是	是	是
观察值	10666	10666	10666	10666

注:括号内的数字为对应系数的标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。下表同。

行业前沿($\ln \overline{tfp}$)的技术水平对于追随企业的创新存在两种互斥的效应:一是通过知识外溢的形式将先进技术扩散给追随企业,为后发企业的创新奠定基础;二是易引起后发企业陷入“模仿陷阱”,为持续地从前沿的技术扩散中受益而放弃创新。从回归结果看,抑制创新的效应占主导,这也在一定程度上验证了假设 2 的观点。

各控制变量的回归系数显示,企业规模(lnsize)越大、获得的政府补贴越多(lnsubsidy),越有利于企业创新;而资产负债率(debt)越高、企业年龄(age)越大(外观设计专利除外),越不利于企业的创新动机。现金流状况(cfo)对企业创新数量以及创新质量的影响并不明显,但有利于外观设计专利的增长。此外,相比于非国有企业,国有企业创新能力明显不足,这可能是由于国有企业具有的垄断优势削弱了企业的创新动机。

(四)内生性处理

上文已经阐述了选取空气流动系数作为环境规制工具变量的合理性,此外,陈诗一和陈登科还指出,空气流动系数在时间和截面维度均存在变化,这有助于在城市层面识别影响机制^[29]。本文选取空气流动系数的对数值作为核心解释变量,利用工具变量 Tobit 模型,进一步探讨技术距离下环境规制对企业创新的异质性影响,回归结果见表 3。通过表 3 第(1)列可以看出,第一阶段回归的 F 值高达 102.64,且通过了 1%水平上的显著性检验,说明空气流动系数不存在弱工具变量问题。同时 ln v 变量的回归系数显著为负,表明工具变量与环境规制变量高度负相关,空气流动系数越小,环境污染越严重,地方政府环境规制的压力越大。第二阶段的回归结果显示,无论是以专利申请总量还是以各类专利申请量为被解释变量,解释变量的回归系数及其显著性均与表 2 基本一致,说明了基准回归结果是稳健的。企业通过模仿不断地推动技术水平向前沿靠拢,但在这一过程中,易形成模仿的惯性与惰性,抑制了企业的创新活力。环境规制有利于倒逼企业创新,且企业基于前沿的技术距离越近,环境规制对创新的激励效应越明显^①。

表 3 基于技术距离的环境规制对企业创新的影响:工具变量估计

变量	第一阶段回归		第二阶段回归		
	(1)reg	(2)lnpatent	(3)lnpatent1	(3)lnpatent2	(4)lnpatent3
ln v	-0.229*** (0.018)				
(ln v) ²	-0.026*** (0.003)				
ln v ×ln gap	-0.013(0.017)				
reg		0.293*** (0.667)	0.035*** (0.404)	0.175** (0.639)	-0.945(0.790)
reg ²		-0.235*** (0.656)	-0.068*** (0.395)	-0.045* (0.629)	0.780(0.767)
ln gap	-0.031*** (0.044)	0.209(0.199)	0.074*** (0.119)	0.272** (0.191)	-0.671*** (0.228)
reg×ln gap		-0.961*** (0.342)	-0.081*** (0.205)	-0.010(0.329)	-0.554(0.392)
ln tfp	0.185*** (0.016)	-0.578*** (0.033)	-0.189*** (0.019)	-0.559*** (0.032)	0.236*** (0.039)
控制变量	是	是	是	是	是
年份/行业/地区效应	是	是	是	是	是
常数项	0.138*** (0.031)	-0.978*** (0.392)	-0.609*** (0.428)	-0.158*** (0.498)	-0.945*** (0.171)
观察值	9202	9202	9202	9202	9202
F 检验值	102.64***				
Pesudo R ²	0.109				

注:各控制变量回归系数的符号及显著性与表 2 基本保持一致,为节省篇幅,不再报告相关回归结果。如无特别说明,下表同。

(五)稳健性检验

为了增强研究结果的可靠性,本文从以下四个方面对基准回归结果进行稳健性分析。

1. 稳健性检验 I:用 OP 方法计算技术距离

现有文献对于企业全要素生产率的估计方法大致分为参数估计和非参数估计两类,前者如随机前沿分析、普通最小二乘法、OP 方法、LP 方法和工具变量法,后者主要包括指数法和数据包络分析。上述计算方法各有利弊,但目前来看,OP 方法和 LP 方法的使用较为流行。与 LP 方法以中间投入品作为全要素生产率的代理变量不同,OP 方法以企业的当期投资为代理变量,也可以有效地缓解内生性、联立性和样本选择性问题。以 OP 方法计算的全要素生产率为基础,可以进一步计算出行业前沿的技术水平 \overline{tfp}_{jt-1} ,以及企业基于前沿的技术距离 $lngap_{jit-1}$ 。以 OP 方法计算的技术距离作为解释变量,回归结果见表 4,可以看出,主要解释变量回归系数的符号与表 2 保持一致,不改变前有结论,这在一定程度上验证了基准回归结果的稳健性。

2. 稳健性检验 II:用 Probit 方法重新检验

考虑到样本企业的发明专利、实用新型专利和外观设计专利产出存在明显的横截现象,即一些年份的专利申请量为 0,本文采用 Probit 模型对上述三种专利进行稳健性估计。当企业的专利申请量为正时取值为 1,否则取值为 0,回归结果见表 5。由于专利申请总量(lnpatent)不存在取值为 0 的情况,不适用于 Probit 模型,因此没有列出相应的回归结果。通过表 5 可以看出,尽管各变量的系数大

小与表 2 存在一些差别,但基本上没有改变系数的符号和显著性,反而表现出更强的相关关系,进一步说明基准回归结果是稳健的。

表 4 用 OP 方法计算技术距离的稳健性估计结果

变量	(1)lnpatent	(2)lnpatent1	(3)lnpatent2	(4)lnpatent3
reg	0.327*** (0.082)	0.294*** (0.053)	0.375*** (0.081)	-0.049(0.085)
reg ²	-0.111(0.072)	-0.112** (0.045)	-0.140** (0.069)	0.009(0.074)
lngap	0.109*** (0.030)	0.053*** (0.019)	0.153*** (0.029)	-0.018(0.032)
reg×lngap	-0.177*** (0.048)	-0.093*** (0.037)	-0.211*** (0.048)	0.035(0.050)
ln $\frac{tfp}{p}$	-0.063*** (0.016)	-0.035*** (0.009)	-0.101*** (0.015)	0.085*** (0.016)
控制变量	是	是	是	是
年份-行业-地区效应	是	是	是	是
常数项	-3.062*** (0.071)	-1.703*** (0.044)	-2.965*** (0.069)	-0.896*** (0.074)
Pesudo R ²	0.366	0.105	0.303	0.158
观察值	10666	10666	10666	10666

表 5 用 Probit 方法检验的稳健性估计结果

变量	(1)lnpatent1	(2)lnpatent2	(3)lnpatent3
reg	1.330*** (0.344)	0.574* (0.371)	-0.363(0.332)
reg ²	-0.553* (0.302)	0.122(0.329)	0.331(0.289)
lngap	0.251*** (0.125)	0.467*** (0.135)	-0.112* (0.122)
reg×lngap	-0.199*** (0.203)	-0.474** (0.135)	-0.051(0.196)
ln $\frac{tfp}{p}$	-0.548*** (0.067)	-0.667*** (0.075)	0.248*** (0.063)
控制变量	是	是	是
年份-行业-地区效应	是	是	是
常数项	-3.408*** (0.318)	-3.767*** (0.357)	-1.349*** (0.290)
Pesudo R ²	0.481	0.328	0.164
观察值	10666	10666	10666

3. 稳健性检验 III:以创新绩效作为被解释变量

现有文献对企业创新的测度大多单独从投入或产出层面展开,前者如研发投入金额或强度,后者如专利申请量、授予量或新产品开发数量等。两类度量指标各存在一定的弊端,研发投入指标无法体现创新产出及效率,而创新产出指标有时并不能完全代表企业的创新水平^[16]。本文借鉴温军和冯根福的研究^[27],通过构建企业创新绩效指标 $\ln(p/r)$,综合考察企业创新的投入与产出效率。其中, p 、 p_1 、 p_2 、 p_3 分别表示企业的专利申请量 patent、patent1、patent2 和 patent3, r 代表企业的创新投入,以企业历年的研发投入金额表示,实证结果进一步显示基准回归结果是可靠的,具体见表 6。

表 6 以创新绩效为被解释变量的稳健性估计结果

变量	(1)ln(p/r)	(2)ln(p1/r)	(3)ln(p2/r)	(4)ln(p3/r)
reg	1.621*** (0.474)	2.112*** (0.474)	0.742*** (0.525)	0.509(0.517)
reg ²	-0.835** (0.376)	-1.299*** (0.391)	-0.038(0.428)	-0.349(0.404)
lngap	2.241*** (0.295)	0.623** (0.309)	2.713*** (0.351)	-0.789** (0.327)
reg×lngap	-1.119** (0.447)	-0.059** (0.457)	-1.466*** (0.514)	-0.024(0.507)
ln $\frac{tfp}{p}$	-1.376*** (0.173)	-0.599*** (0.179)	-0.663*** (0.218)	0.307(0.194)
控制变量	是	是	是	是
年份-行业-地区效应	是	是	是	是
常数项	4.918*** (0.509)	1.188*** (0.492)	-0.427*** (0.567)	4.125*** (0.4756)
Pesudo R ²	0.535	0.293	0.370	0.483
观察值	7538	7538	7538	7538

4. 稳健性检验 IV:以环境规制综合指标作为解释变量

《中国城市统计年鉴》统计的各种污染物数据中,有关工业 SO₂ 排放及去除情况的记录最为全面,因此上文均以工业 SO₂ 去除率作为衡量地区间环境规制水平的主要变量,但其他污染物如工业烟

(粉)尘的去除状况也同样体现了环境规制力度。本文进一步借鉴沈坤荣等人的研究^[28],采用线性加权和法,基于工业SO₂去除率和烟(粉)尘去除率构建环境规制综合指标作为主要解释变量。回归结果见表7,可以看出,尽管各解释变量的回归系数发生了一些变化,但其符号及显著性水平基本上没有改变,说明本文结论是稳健的。

表7 以环境规制综合指标为核心解释变量的稳健性估计结果

变量	(1)lnpatent	(2)lnpatent1	(3)lnpatent2	(4)lnpatent3
reg	0.042*** (0.006)	0.024*** (0.003)	0.032*** (0.005)	0.039(0.007)
reg ²	-0.001(0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.001* (0.001)	0.009(0.002)
lngap	0.172(0.026)	0.038** (0.015)	0.018*** (0.025)	-0.395*** (0.031)
reg×lngap	-0.052** (0.011)	-0.026*** (0.007)	-0.028*** (0.011)	0.026(0.014)
ln tfp	-0.326*** (0.031)	-0.095*** (0.018)	-0.273*** (0.029)	0.307(0.1941)
控制变量	是	是	是	是
年份-行业-地区效应	是	是	是	是
常数项	2.589*** (0.077)	1.346*** (0.044)	2.686*** (0.074)	-0.456*** (0.086)
Pesudo R ²	0.399	0.675	0.319	0.084
观察值	9856	9856	9856	9856

四、结论及启示

当前我国经济发展已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,而生态文明建设正处于压力叠加、负重前行的关键期,环境规制是协同推进经济高质量发展和生态文明建设的重要抓手,创新是实现“经济红利”与“生态红利”共赢的根本动力,因此探讨环境规制与企业创新之间的关系将成为新时代发展的重要课题。有别于以往的研究,本文以企业基于前沿的技术距离为切入点,利用上市公司数据,实证检验了在不同的技术距离下,环境规制对企业创新产生的异质性影响。研究结论显示:在企业推动技术水平逐渐向行业前沿靠拢的过程中,易落入“模仿陷阱”,过分地依赖前沿的技术溢出,缺乏创新动力。而环境规制可以通过“逃离竞争效应”激励企业走出模仿困境,勇于创新,且企业基于前沿的技术距离越近,环境规制对企业创新的激励效应越大。但如果环境规制的力度过大,将会对企业创新产生负面影响,既抑制创新总量的增长,也不利于创新质量的提升。企业基于前沿的技术距离越远,环境遵循成本对企业资源的挤占效应越明显,越不利于企业创新。研究结果还显示,非国有企业的创新动力明显高于国有企业,而财政补贴有利于鼓励企业创新。

上述结论具有一定的政策参考价值:(1)在环境规制过程中,应充分考虑到企业的异质性特征,因企施策,避免“一刀切”。对于距离技术前沿最远的企业,应完善淘汰机制,采取命令型环境规制手段加速企业的市场退出;对于距离技术前沿相对较远的企业,应同时采取命令型和市场型治理手段,鼓励企业加速追赶技术前沿,实现技术梯度进步;对于距离技术前沿较近的企业,应主要采用市场型治理手段,激励企业由模仿追赶战略转为创新发展战略。(2)对于我国创新激励不足的企业,尤其是那些靠近前沿的企业,技术积累本可以支持企业创新,但由于落入“模仿陷阱”,过分依赖前沿的技术溢出,缺乏创新动力。因此,应积极地采取多种措施激励企业创新,如继续细化市场型的环境规制措施,引导绿色发展方向,构建市场导向的绿色技术创新体系,倒逼企业进行绿色技术创新;营造良好的市场竞争环境,积极推动“万众创新”,保护非国有企业的创新动力,激发中小企业的创新活力;加大财政扶持力度,降低企业的税收负担,增加创新财政补贴,鼓励企业研发创新;强化对前沿型企业知识产权的保护和应用,降低追随企业对前沿技术溢出的依赖度。(3)环境规制能够激励企业创新,但如果力度过大,反而会产生不利的后果。因此在具体的实施过程中,既要充分发挥环境规制的激励效应,又要力度适当,及时预测环境规制倒U型拐点的到来,避免用力过猛对企业创新产生的负面影响。

注释:

①此外,我们也利用两阶段最小二乘法(2SLS)重新对工具变量进行了估计,回归结果与表3保持一致,因篇幅所限,具体结果并

未列出。

参考文献:

- [1] 张杰,郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J].经济研究,2018,(5):28—41.
- [2] 沈能,刘凤朝.高强度的环境规制真能促进技术创新吗?——基于“波特假说”的再检验[J].中国软科学,2012,(4):49—59.
- [3] Gray,W.B. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown[J]. American Economic Review,1987,77(5):998—1006.
- [4] Porter, M. E., Linde, C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives,1995,9(4):97—118.
- [5] 张成,陆旸,郭路,于同申.环境规制强度和生产技术进步[J].经济研究,2011,(2):113—123.
- [6] 曾义,冯展斌,张茜.地理位置、环境规制与企业创新转型[J].财经研究,2016,(9):87—98.
- [7] 蒋为.环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新?[J].财经研究,2015,(2):76—87.
- [8] 刘和旺,郑世林,王宇锋.环境规制阻碍了中国企业技术创新吗?[J].产业经济评论,2016,(5):91—105.
- [9] Aghion, P., Harris, C., Howitt, P., Vickers, J. Competition, Imitation and Growth with Step-By-Step Innovation[J]. Review of Economic Studies,2001,68(3):467—492.
- [10] Jaffe, A. B., Palmer, J. K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study[J]. Review of Economics and Statistics,1997,79(4):610—619.
- [11] Brunnermeier, S. B., Cohen, M. A. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries[J].Journal of Environmental Economics and Management,2003,45(2):278—293.
- [12] 何兴邦.环境规制、政治关联和企业研发投入[J].软科学,2017,(10):43—51.
- [13] Ambec, S., Cohen, M.A., Elgie, S., Lanoie, P. The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness? [J].Review of Environmental Economics and Policy,2013,7(1):2—22.
- [14] 刘悦,周默涵.环境规制是否会妨碍企业竞争力:基于异质性企业的理论分析[J].世界经济,2018,(4):150—167.
- [15] Palmer, K., Oates, W. E., Portney, P. R. Tightening Environmental Standards: The Benefit-Cost or the No-Cost Paradigm? [J] The Journal of Economic Perspectives,1995,9(4):119—132.
- [16] 张彩云,吕越.绿色生产规制与企业研发创新[J].经济管理,2018,(1):71—91.
- [17] 李斌,彭星,欧阳铭珂.环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究[J].中国工业经济,2013,(4):56—68.
- [18] 叶琴,曾刚,戴勃劭,等.不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,(2):115—122.
- [19] Aghion, P., Howitt, P. Endogenous Growth Theory[M].Cambridge, MA:MIT Press,1998.
- [20] Benhabib, J., Perla, J., Tonetti, C. Catch-Up and Fall-Back through Innovation and Imitation[J]. Journal of Economic Growth,2014,19(1):1—35.
- [21] Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R., Howitt, P. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J].Quarterly Journal of Economics,2005,120(2):701—728.
- [22] Aghion, P., Blundell, R., Griffith, R., et al. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity[J]. The Review of Economics and Statistics,2009,91(1):20—32.
- [23] 邱立成,康茂楠,刘灿雷.外资进入、技术距离与企业研发创新[J].国际贸易问题,2017,(9):142—153.
- [24] Matthews, R. C. O. Why Growth Rates Differ[J].Economic Journal,1969,79(314):261—268.
- [25] Acemoglu, D., Aghion, P., Zilibotti, F. Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth[J]. Journal of the European Economic Association,2006,4(1):37—74.
- [26] 孔东民,徐茗丽,孔高文.企业内部薪酬差距与创新[J].经济研究,2017,(10):144—157.
- [27] 温军,冯根福.风险投资与企业创新:“增值”与“攫取”的权衡视角[J].经济研究,2018,(2):185—199.
- [28] 沈坤荣,金刚,方嫻.环境规制引起了污染就近转移吗?[J].经济研究,2017,(5):44—59.
- [29] 陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,(2):20—34.

(责任编辑:胡浩志)