

环境规制抑制中国企业规模扩张了吗?

徐保昌, 潘昌蔚, 李思慧

摘要: 环境规制强度提升和企业规模扩张是实现“使环境改善与经济发展实现双赢”战略目标的重要内容。在厘清环境规制对企业规模的影响及其微观机制的基础上,以2003—2013年中国制造业企业数据为研究样本,从整体层面系统评估了环境规制对企业规模的影响及其影响途径。研究发现:环境规制与企业规模扩张呈现“U”型关系,即较低强度的环境规制抑制了企业规模扩张,而超过一定强度的环境规制则有助于企业规模扩张。多个稳健性检验表明,环境规制与企业规模扩张的“U”型关系是可靠的。影响机制检验表明,环境规制通过影响企业融资成本、市场份额以及生产率等途径对企业规模构成影响。异质性检验表明,环境规制对企业规模的影响呈现一定的地区差异。研究证明,地方政府对于环境规制执行将抑制本地企业规模扩张的设想是不合理的。地方政府在提升环境规制强度推进环境污染治理的同时,应致力于降低企业融资成本,推动企业依靠提升市场份额以及优化生产率实现企业规模扩张。

关键词: 环境规制; 企业规模; 企业融资成本; 市场份额; 生产率

中图分类号: F271 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2020)02-0074-18

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2020.02.008

一、引言

改革开放四十多年以来,中国在取得举世瞩目经济发展成就的同时,也付出了环境代价^[1]。究其原因在于,在经济高速增长时期,经济增长方式较为粗放,伴随本地企业逐步壮大的是较为宽松的环境规制。在2018年全球环境绩效指数(EPI)排名中,中国位列全球第120名,空气质量排名则位居倒数第4位。国家环保总局发布的《2018中国生态环境公报》也显示,中国地级及以上城市的空气质量不合格率超过六成。考虑到环境污染的负外部性,自1973年以来,国家各部委先后颁布了三千余项环境政策^[2],用以全面推进环境治理,并且“十三五”规划要求实行最严格的环境保护制度,而党的十九大报告更是要求“着力解决突出的环境问题”。依靠环境规制强度提升推进环境污染治理已成为现阶段中国环境问题解决的基本思路。

中国环境规制的“非完全执行”现象是目前环境保护所面临的核心问题^[3]。以往研究甚至发现,重点污染单位会在地方政府实施约束性污染控制之前受到默许和保护^[4]。显然,环境规制强度的提升需要地方政府部门的配合,环境监管在有法可依的同时,也需要执法必严^[5]。而地方政府的

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“国内市场整合对制造业企业成长的影响研究:理论机制与实证检验”(71903105);山东省社会科学规划项目“环境规制强度提升背景下山东省制造业企业成长研究”(18DJJJ09);山东省自然科学基金资助项目“国内市场分割对制造业企业成本加成提升的影响研究”(ZR2018BG009)

作者简介: 徐保昌,经济学博士,青岛大学经济学院助理教授,xbc@qdu.edu.cn(山东 青岛 266061);潘昌蔚,青岛大学经济学院研究生

传统思维倾向认为环境规制不利于本地企业的壮大和规模扩张,这将会对环境规制的执行造成负面影响。企业规模是除企业经营绩效之外衡量企业实力的又一重要指标^[6],且企业规模与地区经济的发展紧密相关^[7],在历次中央及地方政府工作报告中均强调规模以上工业企业相关指标的重要性。厘清环境规制对企业规模的影响,对于环境污染治理以及地方经济增长均具有重要的借鉴意义。

随着中央政府工作报告中要求实现“使环境改善与经济发展实现双赢”战略目标的提出,厘清环境规制与企业规模的关系也愈发重要。那么,环境规制真的抑制了企业规模扩张吗?其微观影响机制是什么?环境规制强度提升与企业规模扩张能否实现双赢?这些问题仍然悬而未决。为此,本文通过理论机制分析,厘清了环境规制对企业规模扩张的影响,并进一步将2003—2013年地级市层面的环境规制指标与中国制造业企业微观数据相匹配,对环境规制如何影响企业规模扩张展开系统的经验分析。研究结果表明,环境规制与企业规模扩张呈现“U”型关系,即较低强度的环境规制抑制了企业规模扩张,而超过一定强度的环境规制则有助于企业规模扩张。影响机制检验表明,环境规制通过影响企业融资成本、市场份额和企业生产率等途径对企业规模构成影响。

与以往研究相比,本文可能的贡献在于:(1)直接就环境规制对企业规模的影响展开分析,不仅有助于更加直接地了解环境规制强度提升背景下中国制造业企业规模的变化,丰富了企业规模扩张的相关文献,而且可以为现阶段有效评估环境规制执行强度提升的经济影响提供经验参考。(2)采用多种方法对企业规模和环境规制分别进行衡量,可以更好地刻画企业规模和环境规制的内涵,扩展了相关指标的选择范围。(3)系统研究环境规制影响企业规模的主要路径,可以更好地拓展相关研究的深入程度,有助于更为清晰地解读环境规制影响企业规模的内在经济学逻辑。

二、文献综述

与本文研究关联度较高的一类文献主要考察环境规制对企业生产成本和生产效率的影响。较早的文献多认为,在环境规制压力下,企业为减少污染和满足环境规制要求,将导致其边际成本不断上升,进而竞争优势遭到削弱^{[8][9]}。Gollop等^[8]采用受到二氧化硫排放限制的电力行业数据,发现低硫燃料使用增加使得受限制的行业平均生产率增长率每年降低0.59个百分点。Palmer等^[9]认为,严格的环境规制带来企业边际成本上升,控制成本的提高使得补偿显得微不足道。上述文献侧重于对静态成本的研究,忽略了可以抵消合规成本的创新所带来的生产力效益。基于动态的观点,Porter等^[10]认为,合理的环境管制政策可以刺激创新、提高生产效率,部分甚至全部弥补企业遵循环境规制所需要承担的成本,即“波特假说”。此后,有关创新补偿的文献开始大量出现。Berman等^[11]通过对洛杉矶南海岸空气盆地石油生产数据的研究发现,减排是可以提高生产率的。Lanoie等^[12]利用加拿大魁北克制造业部门数据发现,高负荷排放的企业将会有更多的机会识别并消除低效率。张成等^[13]对1998—2007年中国30个省份工业部门进行检验,也发现从长远来看,合理的环境规制政策不仅能使企业治污技术提升,而且能实现生产技术进步,能够为实现环境保护和经济增长“双赢”提供支持。

环境规制对中国污染行业的资源能够发挥重要的再配置作用,引导资本要素向高生产率行业流动,提升高生产率企业的市场份额,同时淘汰落后产能。Tombe等^[14]从一般均衡模型出发,从行业平均生产率的角度考察资源配置情况,发现企业层面的特殊环境政策会扭曲企业间资源分配。Andersen^[15]同样证明了资源向高生产率企业流动会带来行业平均生产率的提升。而Melitz等^[16]进一步将企业的资源配置效应分为静态效应和动态效应,认为动态效应强调企业进入与退出市场的作用。王勇等^[17]发现,环境规制对企业产生的内效应微乎其微,主要通过影响企业的进入和退出来优化资源在企业间的配置,而让企业保持合适的规模是充分发挥内部规模经济、有效利用资源的又

一重要途径。

与本文联系密切的另一类文献是有关企业规模的研究,其中对企业规模分布^{[18][19][20]}的研究居多。Gabaix等^[18]利用美国500强企业数据,证实美国大企业规模分布服从齐夫定律,并且预测了薪酬水平与企业规模之间有着Cobb-Dougllass关系。方明月等^[19]以销售额为度量企业规模的主要指标,对中国工业企业的总体规模分布进行了经验检验,发现中国工业企业总体规模分布偏离了齐夫定律。盛斌等^[20]使用1998—2007年关税数据和工业企业微观数据,发现贸易自由化总体上有助于企业规模分布变均匀,有利于企业规模扩张。

还有一部分研究是关于企业规模的决定因素。方明月等^[21]利用2001—2003年全国规模以上工业企业面板数据,验证了资产专用性、创新、企业利润和产权保护程度与企业规模存在着显著正相关关系。杨其静等^[22]发现,良好的宏观经济形势和旺盛的社会需求能够刺激大型工业企业扩大销售、增加投资和提升员工规模。陆毅等^[23]基于1998—2005年中国制造业企业数据,证实了中国背景下产业集聚和企业规模的正相关关系。Xia等^[24]以2007—2014年中国23家大型煤炭公司数据为研究样本,发现市场竞争力、区域经济增长、总资本、交易成本等对企业规模扩张有正向影响,劳动力的影响效果是负向的,而管理成本和固定资产投资的影响不再显著。

由以上文献可以发现,环境规制对企业规模影响的直接研究较为少见。现有研究尚不能完全厘清环境规制对企业规模的影响,并且现有相关文献中环境规制与企业规模这两个指标的衡量方法往往较为单一,可能无法更有效地刻画两者之间的关系。同时,现有文献对于环境规制影响企业规模扩张的内在途径较少关注,使得环境规制影响企业规模的内在经济学机制缺少一些必要的解读。因此,本文将以上述问题作为研究的重点突破方向,尝试厘清环境规制对企业规模的影响及其影响机制。

三、制度背景与研究假说

(一) 制度背景

中国环境规制引起关注始于1973年国务院召开的首次全国环境保护会议,该会议制定了《关于保护和改善环境的若干规定(试行草案)》。这是中国第一部有关环境保护的政策文件,由此揭开了中国环境保护事业的序幕。而中国环境规制第一次得到显著提升则是在1979年9月《中华人民共和国环境保护法(试行)》颁布以后。需要特别提及的是,1982年国务院颁布并施行的《征收排污费暂行办法》为中国企业污染排放提供了一个具体的环境标准。排污收费制度不仅能够给企业提供更好的技术激励,而且可以降低多种污染物排放^[25]。

进入21世纪以来,中国环境保护法律体系得到不断完善。2007年国务院发布的《关于印发节能减排综合性方案的通知》将节能减排指标作为对政府领导干部综合考核评价和企业负责人业绩考核的重要内容,实行“一票否决”制。考虑到区域差异性,2011年国务院印发的《“十二五”节能减排综合性工作方案》将全国化学需氧量(COD)排放总量对部分地区进行了削减。“十三五”期间,总量控制方法又由单纯以行政区域为单元分解污染物排放指标的方式转变为排污许可制,中国环境规制强度随之得到持续提高。随着2018年1月1日正式实施《中华人民共和国环境保护税法》,以环境保护税取代排污费,且课税对象由高污染加工和制造业转变为向环境直接排放应税污染物的企业和单位,中国环境规制强度得到进一步提升。2019年3月李克强总理在十三届全国人大二次会议上所作的《政府工作报告》中,有13处内容直接涉及生态文明建设。可以预见,未来中国环境规制强度提升的趋势不可阻挡。

(二) 研究假说

环境规制对企业规模存在着负向的“遵循成本效应”和正向的“创新补偿效应”。“遵循成本效应”指环境规制将增加企业的合规成本,企业受制于环境约束将进行必要的污染治理投资和排污费缴纳,在企业资金不变的条件下,污染治理投资将提升企业融资成本,企业由于财务资源的流失而致使企业规模缩小。“创新补偿效应”则指合理强度的环境规制对企业创新行为具有激励作用^[10],可以激发企业采用新工艺提升生产效率以及推动生产技术革新提升市场份额,这将帮助企业在抵消“遵循成本效应”的同时实现转型升级,促进企业规模不断扩大。

负向“遵循成本效应”和正向“创新补偿效应”对企业规模的影响在不同环境规制强度下存在差异。当环境规制强度较低时,企业开展治污活动的动力或激励不够,一般会自行承担环境规制所带来的合规成本,将导致其被迫将其他生产要素用于缴纳排污费、环境税等费用,进而提升了企业融资成本,随之企业的总体利润下降,致使其生产成本增加、市场竞争力降低,抑制企业规模扩张。然而随着环境规制强度的提升,更高的排污费等费用缴纳导致企业不得不实施创新,进而通过影响生产率改善或者工艺创新带来的市场份额来获取更高的收益,进而实现了企业规模的扩张。以上分析表明,当环境规制强度较低时,占主导作用的负向“遵循成本效应”将会抑制企业规模扩张;随着环境规制强度提升,正向“创新补偿效应”呈递增趋势,并最终起主导作用,表现为环境规制将促进企业规模扩张。由此,本文提出如下研究假说:

研究假说 1: 环境规制与企业规模呈现“U 型”关系,即较低强度的环境规制抑制了企业规模扩张,而超过一定强度的环境规制则有助于企业规模扩张。

环境规制可以通过以下三个途径对企业规模产生影响:首先,环境规制可以通过影响企业融资成本对企业规模产生影响。环境规制强度提升将增加企业环保设备投资和污染物治理改进的成本,致使企业实际产品成本上升,在同等产品质量的条件下,降低了企业产品竞争力,导致企业产品销量降低,加剧企业现金流紧张程度,使得企业需要通过融资成本更高的渠道募集资金。企业融资是企业作为需求者进行的资金融通活动,融资活动成败关乎企业生存^[26]。企业融资成本的提升将导致企业实施企业规模扩张的成本提升和采取企业规模扩张决策的概率降低。因而,环境规制将通过提升企业融资成本,对企业规模扩张构成不利影响。

其次,环境规制可以通过影响企业市场份额对企业规模产生影响。环境规制强度较低时,企业往往缺乏动力采取措施实施创新,而是直接选择承担环境规制所带来的经济负担,导致企业产品成本随之上升,致使企业市场份额降低,抑制了企业规模扩张。而随着环境规制强度提升,环境规制压力下企业将会着眼于工艺创新,生产出可替代性较小、满足市场需求的产品甚至绿色产品,不仅能够跨过诸多市场的绿色壁垒,而且还能将环保政策直接嵌入企业的发展中^[27]。在新产品被模仿之前,企业该产品组合拥有更有利的偏好优势,进而可以提高产品市场份额^[28],促进企业规模扩张。

最后,环境规制可以通过影响企业生产率对企业规模产生影响。环境规制强度较低时,环境规制带来的额外成本负担无疑将加剧企业单位产出的成本,致使企业单位成本的产出减少,企业生产率降低,同时,为完成既定生产目标,企业将被迫雇佣更多的员工,导致企业规模扩大。而随着环境规制强度的提升,严格的环境管理制度导致的污染治理成本上升,压缩了企业的生存空间和盈利空间,在一定程度上激发了企业采取创新决策的概率,而企业研发创新往往对企业生产率提升具有显著促进作用^[29]。受益于企业生产率提升带来的成本降低,企业销售收入随之增加,并且较高生产率的企业往往更加注重自身企业结构的调节,适当控制其员工数量,最终,较高的环境规制强度降低了企业规模。由此,本文提出如下研究假说:

研究假说 2: 环境规制通过影响企业融资成本、市场份额和企业生产率等途径对企业规模构成影响。

四、计量模型、变量设定与数据处理

（一）计量模型与变量设定

本文研究目的在于考察环境规制对企业规模的影响。考虑到环境规制强度与企业规模之间可能存在的非线性关系以及已有文献的研究成果，构建如下计量模型：

$$scale_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \gamma X_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (1)$$

其中，下标 i 为企业， j 表示行业， k 表示地区， t 表示时间。 $scale$ 为企业规模， ER 为环境规制强度。 X 为控制变量， λ_j 、 λ_k 、 λ_t 分别表示行业固定效应、地区固定效应和时间固定效应， μ 为随机扰动项。

1. 被解释变量（ $scale$ ）。企业规模是企业从事生产经营活动的载体，是对各个企业的生产经营范围以及投入力度进行的划分。每个企业的生产要素都有其特有的组合方式，因此会产生不同的企业规模。在企业规模具体衡量过程中，本文借鉴多数研究者的衡量方法，以企业员工数^[30]作为企业规模的主要衡量指标。具体来说，使用企业年度平均员工人数的对数值来衡量企业规模。

2. 核心解释变量（ ER ）。本文借鉴沈坤荣等^[31]地级市层面环境规制的测算方法，利用二氧化硫去除率、工业烟（粉）尘去除率两个单项指标，采用线性加权方法构建环境规制强度指标。具体测算过程包括以下三个步骤。

首先，分别对单项指标进行标准化处理：

$$PE_{ij}^s = [PE_{ij} - \min(PE_{ij})] / [\max(PE_{ij}) - \min(PE_{ij})] \quad (2)$$

其中， PE_{ij} 表示城市 i 中污染物 j 去除率指标的实际值， $\max(PE_{ij})$ 和 $\min(PE_{ij})$ 分别表示 j 类污染物去除率在所在城市中的最大值和最小值， PE_{ij}^s 表示城市 i 污染物 j 去除率指标标准化后的数值。

然后，对各城市的两个单项指标分别计算调整系数 W_{ij} 。由于不同城市工业二氧化硫和烟（粉）尘的排放比重存在差别，并且同一城市内不同污染物排放程度也不同，需要对每个城市的每个污染排放指标赋予不同的权重，以准确反映各城市污染排放治理力度的变化。调整系数 W_{ij} 的计算方法如下：

$$W_{ij} = \frac{P_{ij}}{\sum_i P_{ij}} / \frac{GDP_i}{\sum_i GDP_i} \quad (3)$$

其中， W_{ij} 表示城市 i 排放的污染物 j 占全国污染物 j 的比重与城市 i 生产总值占全国生产总值的比重之比。

最后，根据工业二氧化硫去除率和工业烟（粉）尘去除率这两个单项指标的标准化值和调整系数 W_{ij} ，得到相应地级市的环境规制强度： $ER_i = \sum_{j=1}^2 W_{ij} PE_{ij}^s / 2$ 。

3. 其余控制变量 X ，包括影响企业规模的企业层面、城市层面和行业层面变量。企业层面变量包括：（1）企业年龄（ age ）。企业年龄影响着企业经营管理状况，进而可以对企业规模扩张构成影响。本文采用年份与企业成立年份之差再加上 1 对其进行表示。（2）企业利润水平（ $profit$ ）。企业利润水平决定企业实施企业规模扩张行为的能力。本文采用企业利润总额与企业产品销售收入比值来衡量企业利润水平。（3）负债销售比（ $debt$ ）。企业负债销售比是影响企业是否采取企业规模扩张行为的关键因素之一。本文采用企业负债合计与企业产品销售收入的比值对其进行表示。（4）企业生产率（ TFP ）。企业生产率是决定企业是否有意愿扩大其规模的重要动因之一。本文使用面板固定效应方法对生产率进行估算。（5）企业所有制虚拟变量。企业所有制决定企业实施企业规模扩张行为的要素获取能力。本文根据企业登记注册类型对企业所有制进行划分，企业是国有企

业 (*domestic*) 则设定其虚拟变量为 1，否则为 0。港澳台企业 (*gat*) 和外资企业 (*foreign*) 所有制虚拟变量的设定方法同理。

地级市和行业层面变量包括：(1) GDP 增长率 (*growth*)。GDP 增长率可以影响本地市场的产品需求增长，是影响企业是否采取规模扩张行为的重要指标。本文借鉴沈坤荣等^[31]的方法，采用地区实际 GDP 的增长率进行表示。(2) 地区经济发展水平 (*PGDP*)。地方经济发展水平为本地企业的规模扩张提供了基础性宏观经济环境。本文采用 GDP 平减指数平减后的人均实际 GDP 的对数来表示。(3) 地区平均工资 (*wage*)。地区平均工资决定企业的员工人力资本投入程度，进而可以对企业规模扩张构成影响。本文采用在岗职工工资总额与在岗职工平均人数之比的对数进行表示。(4) 地区产业结构 (*struc*)。地区产业结构是决定企业能否推动规模扩张的重要外部环境。本文借鉴沈坤荣等^[31]的方法，采用地区内第二产业产值与其国内生产总值的比值进行表示。(5) 地区投资规模 (*invest*)。地区投资规模是影响企业采取规模扩张决策的重要影响因素。本文采用各地区全社会固定资产投资额的对数值进行衡量。(6) 国内市场竞争强度 (*HHI*)。国内市场竞争强度是行业层面影响企业是否采取企业规模扩张决策的重要指标。本文采用赫芬达尔指数对其进行表示，具体采用每一年度四位数行业代码下企业产品销售收入作为基础数据测算得到。

(二) 数据处理

本文研究样本主要来源于：(1) 国家统计局维护的中国工业企业数据库，时间跨度为 2003—2013 年，研究对象包括了全部国有和规模以上非国有工业企业。本文采用这套数据库的丰富变量信息，测算企业规模和其他企业层面相关变量。(2) 历年《中国城市统计年鉴》，包括了 2003—2013 年中国 285 个地级市的面板数据。本文以该数据为基础，构建地级市层面的环境规制强度指标及其他相关控制变量。中国工业企业数据库的样本选择方面，本文保留二位数行业代码中 13—43 的所有制造业企业。对于中国工业企业原始样本数据中存在的指标缺失、指标异常问题，本文采用与 Cai 等^[32]相一致的数据处理方法，剔除总资产等关键指标缺失、财务指标异常以及企业年度平均人数少于 8 人等指标异常的样本。为控制异常值对回归结果造成的影响，本文对企业规模指标前后 1% 的样本进行了截尾处理，其余控制变量视情况进行了前后 1% 的缩尾处理。数据匹配方面，本文将中国工业企业数据库数据与《中国城市统计年鉴》中的地级市层面数据进行了匹配，从而得到了城市—企业层面的匹配数据。

主要变量详细描述性统计信息如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量	变量说明	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>scale</i>	企业规模	4.863 7	1.000 6	2.564 9	13.886
<i>ER</i>	环境规制强度	0.634 1	0.660 5	0.025 8	4.183 4
<i>age</i>	企业年龄	9.506	8.069 8	1	65
<i>profit</i>	企业利润水平	0.041 3	0.078 8	-0.290 6	0.315 2
<i>debt</i>	负债销售比	0.543 7	0.279 3	0.010 2	1.259 5
<i>TFP</i>	企业生产率	5.472 5	0.878 9	3.285 3	7.784 6
<i>domestic</i>	国有企业虚拟变量	0.233 1	0.422 8	0	1
<i>gat</i>	港澳台企业虚拟变量	0.100 0	0.300 0	0	1
<i>foreign</i>	外资企业虚拟变量	0.107 0	0.309 1	0	1
<i>growth</i>	GDP 增长率	13.269 4	3.611 1	4.1	25.1
<i>PGDP</i>	地方经济发展水平	9.965 6	0.656 7	7.571 2	12.126 8
<i>wage</i>	地区平均工资	10.291 1	0.469 0	9.169 3	11.261 2
<i>struc</i>	地区产业结构	51.530 9	8.166 7	25.67	68.35
<i>invest</i>	地区投资规模	15.941 8	0.978 0	13.423 3	17.834 8
<i>HHI</i>	国内市场竞争强度	0.013 2	0.018 6	0.000 8	0.117 3

五、实证结果及分析

(一) 基准回归

表 2 报告了环境规制对企业规模影响的基准回归结果。其中，模型（1）仅考虑了核心解释变

表 2 环境规制对企业规模影响的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ER</i>	-0.003 1*	-0.017 8***	-0.006 4***	-0.006 4***
	(-1.82)	(-9.12)	(-2.94)	(-2.93)
<i>ER</i> ²	0.000 6***	0.001 1***	0.000 6***	0.000 6***
	(7.12)	(9.61)	(5.72)	(5.71)
<i>age</i>		0.005 0***	0.005 2***	0.005 2***
		(22.48)	(22.28)	(22.28)
<i>profit</i>		0.018 9***	0.017 7***	0.017 7***
		(36.62)	(32.29)	(32.30)
<i>debt</i>		0.028 0***	0.029 6***	0.029 7***
		(9.04)	(9.11)	(9.13)
<i>TFP</i>		-0.029 0***	-0.033 8***	-0.033 9***
		(-21.99)	(-24.18)	(-24.22)
<i>domestic</i>		0.016 1***	0.017 6***	0.017 6***
		(6.16)	(6.42)	(6.43)
<i>gat</i>		0.095 7***	0.097 6***	0.097 6***
		(12.01)	(11.70)	(11.71)
<i>foreign</i>		0.101 1***	0.100 9***	0.100 9***
		(12.82)	(12.19)	(12.19)
<i>growth</i>			0.000 0	0.000 0
			(0.30)	(0.30)
<i>PGDP</i>			-0.020 5***	-0.020 5***
			(-5.78)	(-5.77)
<i>wage</i>			0.018 6***	0.018 5***
			(3.84)	(3.81)
<i>struc</i>			0.003 6***	0.003 6***
			(20.79)	(20.80)
<i>invest</i>			0.018 9***	0.018 9***
			(5.16)	(5.15)
<i>HHI</i>				-0.189 9***
				(-6.43)
常数项	4.302 5***	4.816 1***	4.536 6***	4.566 1***
	(9.06)	(6.47)	(4.72)	(4.75)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.311 1	0.337 3	0.341 8	0.341 9
样本量	2 734 390	2 296 165	2 101 473	2 101 473

注：括号内为 *t* 统计值，聚类到地级市层面；*、** 和 *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著，以下各表同。

量环境规制强度及其平方项。结果显示,环境规制强度变量的一次项和二次项回归系数符号分别为负号和正号,且均显著,表明较低强度的环境规制强度抑制了企业规模提升,而超过一定强度的环境规制则促进了企业规模扩张,环境规制强度与企业规模之间存在“U”型关系。这与本文研究假说1是一致的。从模型(2)到模型(4),本文逐步引入企业、地区和行业层面控制变量。回归结果同样显示,环境规制强度的一次项和二次项系数依次显著为负号和正号。以上结果说明,在有效控制可能造成影响的控制变量的情形下,环境规制强度与企业规模之间存在的“U”型关系依然保持稳定。本文研究假说1的稳定性得到验证。究其原因在于,当环境规制强度较低时,企业将消极应对政府带来的管制措施,导致其被迫将其他生产要素用于缴纳排污费、环境税等费用,进而提升了企业融资成本,随之企业的总体利润下降,企业将选择缩减自身生产规模来实现持续经营,表现为企业规模受到抑制。然而随着环境规制强度的提升,更高的排污费等费用缴纳导致企业不得不实施创新,通过生产率改善或者工艺创新带来的市场份额提升获取更高的收益,进而实现了企业规模的扩张。其背后的政策含义在于:一方面,以往认为环境规制强度提升与本地企业规模扩张存在矛盾的思想是错误的,要避免陷入放松环境规制执行强度才能保护本地企业成长的误区;另一方面,地方企业也应当进一步意识到环境规制与其自身利益是相辅相成的,未来发展过程中应当将如何更好地解决企业环境问题纳入规划。

其他变量方面,企业年龄的回归系数显著为正,原因在于企业年龄越长,其经营管理经验越丰富,也越有助于企业实现规模的有效扩张。企业利润水平的回归系数显著为正,原因在于企业利润水平越高,则企业实施规模扩张的能力越雄厚,因此更有助于企业扩大自身规模。负债销售比的回归系数显著为正,原因在于企业负债销售比越高,则企业越有动机通过提升自身规模来实现规模经济以提升偿债能力。企业生产率的回归系数显著为负,主要原因在于受益于企业生产率提升带来的产品成本降低,企业将更加注重自身结构的合理性,进而适当控制员工数量,降低了企业规模。国有企业、港澳台企业和外资企业的虚拟变量均显著为正,表明相较于民营企业,其他所有制属性更有助于企业实现规模扩张。背后的原因可能在于,在中国经济情景下,国有企业、港澳台企业和外资企业均具有独特的内在优势帮助自身获取政府的帮扶,抑或获取更低成本的资金,进而确保了这些所有制的企业比民营企业具有更强的能力来实现规模扩张。

地区特征方面,GDP增长率的回归结果不显著,主要原因在于虽然GDP增长率可以影响本地市场的产品需求增长,但是由于企业更多地考虑国内乃至全球市场的整体环境,因而未能显著地对于企业规模产生影响。地方经济发展水平的回归系数显著为负,其原因在于地方经济发展水平越高,企业越倾向于缩减员工人数,建立小而精的企业,进而抑制了企业规模扩张。地区平均工资的回归系数显著为正,其背后的原因在于,工资收入能够促进企业实际人力资本投入的提升,而地区内充足的人力资本投入可以更好地帮助企业采取措施实现规模扩张。地区产业结构的回归系数显著为正,主要原因在于地方产业结构越优,企业实施规模扩张的相关资源获取就越便捷,进而更有助于企业实现规模提升。地区投资规模的回归系数显著为正,原因在于地区投资规模越大,越有利于为企业营造良好的投资环境,进而提升企业投资概率,推动企业实现规模扩张。行业层面特征中,国内市场竞争强度的回归系数显著为负,即较低的国内市场竞争强度不利于企业实现规模扩张,主要原因在于国内市场的竞争强度越小,越可能导致企业产生惰性,进而抑制了企业规模扩张。

(二) 稳健性检验

1. 企业规模的其他衡量方法。为了更全面地刻画企业规模所包含的各方面特征,本文借鉴现有研究中企业规模的其他衡量方法,分别采用企业资产总值^[33]、主营业务收入^{[33][34]}以及固定资产^[30]作为企业规模的衡量指标进行稳健性检验。这三个指标可以从更多层面上反映企业规模的特征,提升了企业规模指标衡量的科学性。由表3中回归结果可以发现,无论是采用企业资产总值、

主营业务收入，还是固定资产作为企业规模的衡量指标，环境规制强度的一次项系数和二次项系数均分别为负和正，且均十分显著，环境规制与企业规模之间的“U”型关系并未因为企业规模衡量指标的变化而不同。本文研究假说1的稳健性得到验证。其他方面值得注意的是，企业生产率的回归系数显著为正，主要原因在于企业规模的衡量指标进行了替换，相较于企业员工人数，企业生产率越高，则越可能提升其整体生产和经营的绩效，进而促进了资产总值、主营业务收入和固定资产的提升。

表3 替换企业规模指标回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资产总值		主营业务收入		固定资产	
<i>ER</i>	-0.050 4*** (-24.94)	-0.019 1*** (-8.04)	-0.127 0*** (-47.95)	-0.013 1*** (-10.23)	-0.094 8*** (-33.12)	-0.058 7*** (-16.83)
<i>ER</i> ²	0.002 1*** (16.64)	0.000 8*** (5.89)	0.004 9*** (25.48)	0.000 6*** (8.75)	0.004 0*** (21.71)	0.002 8*** (12.57)
<i>age</i>		0.002 1*** (10.11)		0.001 4*** (11.33)		0.001 9*** (6.33)
<i>profit</i>		0.046 4*** (84.18)		0.034 2*** (73.85)		0.056 2*** (66.68)
<i>debt</i>		0.040 7*** (8.94)		-0.013 5*** (-5.50)		-0.292 5*** (-42.63)
<i>TFP</i>		0.212 2*** (160.09)		0.900 4*** (580.14)		0.016 3*** (8.12)
<i>domestic</i>		0.005 6** (2.16)		0.005 3*** (3.27)		-0.011 2*** (-2.87)
<i>gat</i>		0.092 6*** (12.59)		0.050 5*** (10.30)		0.082 9*** (7.56)
<i>foreign</i>		0.073 7*** (10.04)		0.044 1*** (8.91)		0.074 4*** (6.86)
<i>growth</i>		-0.000 1*** (-3.25)		0.000 1 (0.81)		-0.000 3*** (-7.28)
<i>PGDP</i>		-0.033 2*** (-10.79)		0.027 5*** (9.39)		-0.006 5 (-1.39)
<i>wage</i>		-0.011 4** (-2.42)		0.013 7*** (3.84)		0.124 4*** (15.13)
<i>struc</i>		0.002 6*** (14.82)		0.001 8*** (19.84)		0.008 1*** (30.58)
<i>invest</i>		0.030 0*** (8.46)		0.006 1*** (2.66)		0.114 3*** (21.19)
<i>HHI</i>		-0.157 0*** (-5.94)		-0.057 4*** (-2.74)		-0.174 9*** (-4.14)
常数项	9.232 6*** (22.56)	8.176 5*** (11.90)	9.463 7*** (21.10)	3.574 3*** (4.34)	7.883 7*** (14.19)	4.991 6*** (6.32)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.277 6	0.366 5	0.221 9	0.801 7	0.143 7	0.190 1
样本量	2 761 209	21 027 72	1 990 050	1 502 152	2 787 004	2 142 219

2. 环境规制强度的其他衡量方法。为验证本文环境规制强度指标设定的可靠性,这部分将通过更换环境规制强度指标的测算方法来验证回归结果的稳健性。具体环境规制强度测算方法方面,本文借鉴朱平芳等^[35]方法测算的环境规制强度(ERP)对其进行衡量。这一方法主要采用工业二氧化硫、工业烟(粉)尘、工业废水的排放量作为基准数据对环境规制强度进行测算。回归过程中,本文同时采用四种方式测算的企业规模进行回归分析,表4报告了替换环境规制强度指标的回

表4 替换环境规制强度指标回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	企业员工数		资产总值		主营业务收入		固定资产	
ERP	-0.022 2*** (-7.43)	-0.028 9*** (-8.09)	-0.064 1*** (-20.14)	-0.016 3*** (-4.40)	-0.088 0*** (-24.16)	-0.007 3*** (-3.82)	-0.107 1*** (-24.18)	-0.051 4*** (-9.69)
ERP ²	0.003 2*** (10.60)	0.003 5*** (9.51)	0.004 0*** (12.46)	0.001 4*** (3.61)	0.003 7*** (10.23)	0.000 8*** (4.09)	0.006 8*** (15.88)	0.004 4*** (8.03)
age		0.005 2*** (22.27)		0.002 0*** (10.02)		0.001 3*** (11.25)		0.001 8*** (6.10)
profit		0.017 8*** (32.40)		0.046 5*** (84.25)		0.034 3*** (73.90)		0.056 4*** (66.84)
debt		0.029 8*** (9.17)		0.040 4*** (8.87)		-0.013 7*** (-5.58)		-0.293 4*** (-42.70)
TFP		-0.033 9*** (-24.30)		0.212 5*** (160.33)		0.900 8*** (581.24)		0.017 0*** (8.48)
domestic		0.017 7*** (6.44)		0.005 6** (2.17)		0.005 2*** (3.25)		-0.011 1*** (-2.84)
gat		0.097 7*** (11.72)		0.092 6*** (12.59)		0.050 4*** (10.28)		0.082 9*** (7.56)
foreign		0.100 7*** (12.17)		0.073 5*** (10.02)		0.043 9*** (8.86)		0.073 7*** (6.80)
growth		0.000 0 (0.58)		-0.000 1*** (-3.14)		0.000 1 (0.93)		-0.000 3*** (-7.03)
PGDP		-0.020 6*** (-5.79)		-0.030 3*** (-9.82)		0.031 2*** (10.59)		0.001 9 (0.40)
wage		0.018 0*** (3.70)		-0.011 1** (-2.35)		0.013 3*** (3.72)		0.125 1*** (14.93)
struc		0.003 5*** (20.03)		0.002 6*** (14.49)		0.001 8*** (19.58)		0.008 0*** (29.87)
invest		0.018 9*** (5.28)		0.035 0*** (10.05)		0.010 7*** (4.71)		0.129 5*** (24.34)
HHI		-0.190 1*** (-6.43)		-0.157 0*** (-5.94)		-0.056 8*** (-2.71)		-0.175 0*** (-4.15)
常数项	4.311 8*** (9.09)	4.581 1*** (4.76)	9.231 7*** (22.53)	8.058 1*** (11.75)	9.441 5*** (21.08)	3.465 1*** (4.24)	7.877 2*** (14.16)	4.649 2*** (5.92)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.311 2	0.341 9	0.277 4	0.366 4	0.218 5	0.801 7	0.143 0	0.189 8
样本量	2 733 480	2 100 855	2 760 286	2 102 150	1 989 476	1 501 728	2 786 071	2 141 589

归结果。可以发现，在更换环境规制强度测度方法后，环境规制强度的一次项均显著为负，二次项均显著为正。这表明无论是采用企业员工数、资产总值、主营业务收入，还是固定资产来对企业规模进行衡量，环境规制强度与企业规模之间的“U”型关系依然保持稳健，并且这一结果不管是否加入其余控制变量均是可靠的。这一结果进一步证明本文研究假说1是稳健的。

3. 工具变量。为尽可能控制环境规制与企业规模之间可能存在的反向因果导致的内生性问题对研究结论可能造成的影响，稳健性检验中将采用工具变量两阶段最小二乘法（2SLS）对本文计量模型进行估计。工具变量构建方面，为确保工具变量影响环境规制强度的同时，又尽可能确保其不对企业规模造成影响，在环境规制强度的工具变量选择过程中，采用同年度同一地级市城市建成区绿化覆盖率作为其工具变量。这一指标可以在一定程度上代表地方政府环境保护的态度，因而可以确保其与本地区环境规制强度正相关，同时又不会直接对本地企业规模构成影响，可以较好满足一个合格工具变量的前提要求。为确保可以更为全面地刻画企业规模，这一部分同时采用四种衡量方法测算的企业规模进行工具变量回归。

由表5模型回归结果可以发现，模型（1）—（8）中 Kleibergen-Paaprk LM 检验和 Kleibergen-Paaprk Wald F 检验均拒绝了其原假设，表明本文所选择的工具变量不存在识别不足和弱识别的情况，工具变量选择的合理性得到验证。在有效控制可能存在内生性问题的前提下，无论是采用企业员工数，还是其他企业规模衡量方法，环境规制强度的回归系数均显著为负，其二次方项回归系数均显著为正，环境规制与企业规模之间的“U”型关系均十分稳健。这一回归结果与本文前面回归结果一致。本文研究假说1的稳健性得到再次验证。

表5 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	企业员工数		资产总值		主营业务收入		固定资产	
<i>ER</i>	-0.949 8** (-2.47)	-1.314 7*** (-3.42)	-1.099 9*** (-2.71)	-0.405 3* (-1.66)	-1.6467*** (-14.46)	-0.232 9*** (-6.05)	-2.315 9*** (-3.30)	-1.456 1*** (-3.16)
<i>ER</i> ²	0.431 2*** (4.15)	0.346 4*** (4.07)	0.488 4*** (4.51)	0.138 9** (2.57)	0.262 8*** (15.74)	0.032 4*** (5.61)	0.868 0*** (4.69)	0.366 3*** (3.62)
<i>age</i>		0.004 9*** (4.59)		0.001 9*** (4.03)		0.001 5*** (9.12)		0.001 0 (0.79)
<i>profit</i>		0.009 0*** (3.01)		0.042 7*** (24.74)		0.033 8*** (72.24)		0.047 0*** (13.63)
<i>debt</i>		0.067 5*** (4.66)		0.050 9*** (5.86)		-0.008 7*** (-3.50)		-0.253 0*** (-14.72)
<i>TFP</i>		-0.042 2*** (-8.62)		0.210 5*** (74.02)		0.896 7*** (583.36)		0.008 6 (1.64)
<i>domestic</i>		0.004 5 (0.41)		-0.000 8 (-0.15)		0.003 1 (1.63)		-0.025 7** (-2.18)
<i>gat</i>		0.088 1*** (8.71)		0.089 0*** (13.94)		0.050 3*** (11.89)		0.071 8*** (6.13)
<i>foreign</i>		0.070 4*** (5.71)		0.060 3*** (7.94)		0.044 2*** (10.27)		0.043 1*** (3.03)
<i>growth</i>		0.000 2*** (2.84)		-0.000 0 (-0.86)		0.000 8*** (3.99)		-0.000 1 (-1.39)
<i>PGDP</i>		0.255 5*** (4.94)		0.119 6*** (3.52)		0.034 2*** (4.32)		0.306 4*** (4.68)
<i>wage</i>		0.147 4***		0.051 5**		0.030 2***		0.269 5***

续表 5

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	企业员工数		资产总值		主营业务收入		固定资产	
		(4 35)		(2 47)		(6 67)		(6 60)
<i>struc</i>		0.0141***		0.0074***		0.0025***		0.0193***
		(6 08)		(4 89)		(14 86)		(6 80)
<i>invest</i>		0.2006***		0.1536***		-0.0414***		0.2735***
		(8 03)		(9 42)		(-4 30)		(9 26)
<i>HHI</i>		-0.0604		-0.1053**		-0.0545**		-0.1832
		(-0.68)		(-2.35)		(-2.19)		(-1.13)
Kleibergen-Paap	40.372	55.607	39.092	61.576	655.442	393.749	38.329	59.725
rk LM 统计量	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
Kleibergen-Paap	19.294	24.751	18.738	27.302	351.224	97.577	18.383	26.569
rk Wald F 统计量	[7.03]	[7.03]	[7.03]	[7.03]	[7.03]	[7.03]	[7.03]	[7.03]
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	-20.6075	-8.2181	-28.509	-1.2303	-6.7418	0.7216	-47.3888	-5.3910
样本量	2 461 973	1 954 000	2 492 787	1 955 745	1 759 416	1 369 917	2 512 502	1 993 046

注：括号内为 Z 统计值，聚类到地级市层面；*、** 和 *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著；Kleibergen-Paap rk LM 检验的原假设“H0：工具变量识别不足”，相应括号中数值为相应检验统计值的 P 值；Kleibergen-Paap rk Wald F 检验原假设“H0：工具变量弱识别”，相应括号中数值为 Stock-Yogo 检验 10% 统计水平的临界值。

(三) 影响机制检验

为对研究假说 2 进行检验，本文借鉴毛其淋等^[36]、张祥建等^[37]现有研究所认可和采用的影响机制检验方法。具体影响机制检验过程分为三步：第一步，基础变量回归，即将因变量对除中介变量以外的自变量进行回归；第二步，各中介变量（企业融资成本、市场份额和企业生产率）分别对基础变量回归中的自变量进行回归；第三步，在基础变量回归模型中加入中介变量，将因变量对基础变量和中介变量进行回归。基于上述思路，本文影响机制检验的具体计量模型设定如下：

$$scale_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \gamma C_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (4)$$

$$cost_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \gamma C_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (5)$$

$$scale_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \beta_3 cost_{ijkt} + \gamma C_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (6)$$

$$mshare_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \gamma C_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (7)$$

$$scale_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \beta_3 mshare_{ijkt} + \gamma C_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (8)$$

$$TFP_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \gamma C_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (9)$$

$$scale_{ijkt} = \alpha + \beta_1 ER_{kt} + \beta_2 ER_{kt}^2 + \beta_3 TFP_{ijkt} + \gamma C_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \mu_{ijkt} \quad (10)$$

其中，*cost* 为企业融资成本，*mshare* 为企业市场份额，*C* 表示式 (1) 中变量集合 *X* 所包含的除企业生产率之外的所有控制变量，其余变量含义及设定方法与式 (1) 一致。企业融资成本 (*cost*) 的衡量过程中，本文采用与肖兴志等^[33]一致的做法，以企业当年净利息支出除以上年总负债进行表示。市场份额 (*mshare*) 的衡量过程中，本文采用四位数行业代码下企业产品销售收入与行业产品销售收入之比进行表示。

表 6 中报告了影响机制检验回归结果。可以发现，模型（1）与前文回归结果基本保持一致，较低强度的环境规制抑制了企业规模扩张，而超过一定强度的环境规制则促进了企业规模扩张。模型（2）中环境规制一次项的回归系数不显著，环境规制二次项的回归系数显著为正。这一结果表明，较强的环境规制加剧了企业融资成本提升，究其原因在于环境规制提高了企业现金流的紧张程度，致使企业转向成本更高的融资渠道，提高了企业融资成本。模型（3）报告了企业规模对企业融资成本和基础变量的回归结果。可以发现，企业融资成本的回归系数显著为负，表明企业融资成本显著降低了企业规模，原因在于企业融资成本的提升将导致企业实施企业规模扩张的成本提升和采取企业规模扩张决策的概率降低，因而不利于企业规模扩张。回归结果支持环境规制通过加剧企业融资成本提高，抑制了企业规模扩张。

表 6 影响机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>scale</i>	<i>cost</i>	<i>scale</i>	<i>mshare</i>	<i>scale</i>	<i>TFP</i>	<i>scale</i>
<i>ER</i>	-0.004 4** (-2.00)	-0.000 7 (-0.05)	-0.008 5*** (-2.71)	-0.000 0*** (-2.82)	-0.004 2* (-1.93)	-0.071 0*** (-26.72)	-0.006 4*** (-2.93)
<i>ER</i> ²	0.000 6*** (5.05)	0.000 3* (1.81)	0.000 8*** (3.73)	0.000 0*** (2.80)	0.000 5*** (4.98)	0.002 9*** (14.64)	0.000 6*** (5.71)
<i>cost</i>			-0.000 1* (-1.75)				
<i>mshare</i>					19.373 8** (2.05)		
<i>TFP</i>							-0.033 9*** (-24.22)
<i>age</i>	0.005 2*** (22.12)	-0.000 9 (-0.60)	0.005 0*** (15.19)	0.000 0* (1.76)	0.005 2*** (22.05)	0.002 1*** (10.01)	0.005 2*** (22.28)
<i>profit</i>	0.017 2*** (31.54)	0.006 9 (0.91)	0.018 6*** (27.51)	0.000 0*** (6.05)	0.017 1*** (31.42)	0.011 1*** (16.61)	0.017 7*** (32.30)
<i>debt</i>	0.028 7*** (8.98)	0.201 1** (2.33)	0.027 4*** (6.58)	-0.000 0 (-0.22)	0.028 8*** (9.01)	0.005 3 (1.50)	0.029 7*** (9.13)
<i>domestic</i>	0.017 5*** (6.41)	-0.057 7* (-1.89)	0.014 2*** (4.12)	-0.0000 (-0.14)	0.017 4*** (6.37)	0.002 6 (0.98)	0.017 6*** (6.43)
<i>gat</i>	0.096 4*** (11.56)	0.480 4 (0.98)	0.086 3*** (8.52)	0.000 0* (1.82)	0.096 2*** (11.54)	0.034 7*** (4.71)	0.097 6*** (11.71)
<i>foreign</i>	0.099 7*** (12.07)	0.131 3 (0.76)	0.090 2*** (9.05)	0.000 0 (1.50)	0.099 5*** (12.06)	0.032 5*** (4.37)	0.100 9*** (12.19)
<i>growth</i>	0.000 0 (0.08)	0.000 4* (1.71)	0.000 0 (1.32)	0.000 0 (1.43)	0.000 0 (0.06)	-0.000 1** (-1.99)	0.000 0 (0.30)
<i>PGDP</i>	-0.024 2*** (-6.88)	0.147 5*** (4.01)	-0.014 7*** (-3.49)	0.000 0*** (3.01)	-0.024 6*** (-6.97)	0.083 8*** (25.38)	-0.020 5*** (-5.77)
<i>wage</i>	0.010 9** (2.28)	0.223 3*** (3.33)	0.053 3*** (6.36)	0.000 0*** (3.26)	0.010 6** (2.22)	0.225 4*** (25.60)	0.018 5*** (3.81)
<i>struc</i>	0.003 1*** (17.79)	-0.000 8 (-0.86)	0.001 9*** (8.86)	0.000 0*** (5.98)	0.003 1*** (17.56)	0.015 2*** (69.39)	0.003 6*** (20.80)

续表 6

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>scale</i>	<i>cost</i>	<i>scale</i>	<i>mshare</i>	<i>scale</i>	<i>TFP</i>	<i>scale</i>
<i>invest</i>	0.013 5*** (3.70)	-0.025 6 (-0.96)	0.017 0*** (3.52)	0.000 0*** (3.17)	0.013 2*** (3.61)	0.171 3*** (42.75)	0.018 9*** (5.15)
<i>HHI</i>	-0.181 6*** (-6.19)	-0.101 5 (-0.80)	-0.188 6*** (-4.83)	0.0013** (2.24)	-0.196 2*** (-6.65)	-0.188 6*** (-6.26)	-0.189 9*** (-6.43)
常数项	4.567 1*** (4.77)	-3.079 8** (-2.16)	3.770 3*** (5.03)	0.066 0** (2.05)	3.909 6*** (3.84)	0.034 9 (0.10)	4.566 1*** (4.75)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.344 1	0.000 2	0.317 9	0.079 0	0.344 6	0.302 4	0.341 9
样本量	2 132 340	1 458 860	1 422 004	2 197 977	2 132 340	2 144 670	2 101 473

注: 括号内为 t 统计值, 聚类到地级市层面; *, ** 和 *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著。下表同。

模型 (4) 中环境规制一次项的回归系数显著为负, 环境规制二次项的回归系数显著为正, 表明较低强度的环境规制抑制了企业市场份额提升, 而超过一定强度的环境规制则促进了企业市场份额提升。这主要是因为较低强度的环境规制使得企业往往直接选择承担环境规制所带来的经济负担, 提升了企业产品成本, 致使其市场份额降低, 而超过一定强度的环境规制则可以推动企业实施工艺创新等提升其市场份额的行为。模型 (5) 报告了企业规模对企业市场份额和基础变量的回归结果。可以发现, 市场份额的回归系数显著为正, 原因在于市场份额的提升, 提高了企业实施企业规模扩张的概率和能力。回归结果支持环境规制通过影响市场份额对企业规模扩张构成影响的判断。

模型 (6) 中环境规制一次项的回归系数显著为负, 环境规制二次项的回归系数显著为正, 即较低强度的环境规制抑制了企业生产率提升, 而超过一定强度的环境规制则促进了企业生产率提升。究其原因在于, 较低强度的环境规制带来的额外成本负担将加剧企业单位产出的成本, 致使企业单位成本的产出减少, 导致企业生产率的降低, 而超过一定强度的环境规制则可以激发企业采取措施提升企业生产率。模型 (7) 中企业生产率的回归系数显著为负, 即企业生产率提升抑制了企业规模扩张, 原因在于受益于企业生产率提升带来的产品成本降低, 企业将更加注重自身企业结构的调节, 适当控制员工数量, 进而降低了企业规模。回归结果支持了环境规制通过企业生产率对企业规模扩张构成影响的判断。以上结果表明, 环境规制通过影响企业融资成本、市场份额和企业生产率对企业规模扩张构成影响。本文研究假说 2 得到验证。

(四) 进一步异质性检验

为进一步检验不同地区样本中环境规制对企业规模扩张影响的差异性, 本文根据企业所处地理区域的不同, 将样本划分为东部地区、中部地区和西部地区三个分样本, 分别检验不同地区样本中环境规制对企业规模扩张的影响。表 7 中报告了分地区异质性检验回归结果。由表 7 可以发现, 在不同地区样本中, 环境规制对企业规模的影响呈现一定差异。在东部地区, 环境规制与企业规模扩张呈现“U”型关系, 即较低强度的环境规制抑制了企业规模扩张, 而超过一定强度的环境规制则有助于企业规模扩张; 在中部地区, 超过一定强度的环境规制有助于企业规模扩张; 而在西部地区, 环境规制一次项和二次项对企业规模的影响均不显著。主要原因在于, 相较于东部地区, 中西部地区企业在面对较低强度环境规制的冲击时, 往往倾向于认为环境规制的执行缺乏刚性, 导致企业独自应对环境政策和主动求变的能力较差, 更多是依靠地方政府帮扶渡过难关, 未能对企业自身

表 7 分地区异质性检验

	(2)	(4)	(6)
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>ER</i>	-0.051 5*** (-10.59)	-0.007 1 (-1.56)	-0.004 8 (-1.03)
<i>ER</i> ²	0.004 2*** (5.57)	0.001 5*** (3.90)	0.000 3 (1.55)
<i>age</i>	0.005 5*** (19.49)	0.005 2*** (10.38)	0.003 5*** (4.65)
<i>profit</i>	0.019 3*** (30.36)	0.011 3*** (8.63)	0.016 0*** (8.19)
<i>debt</i>	0.046 0*** (11.99)	-0.018 8*** (-2.63)	0.011 9 (0.92)
<i>TFP</i>	-0.026 2*** (-16.08)	-0.059 3*** (-18.67)	-0.095 8*** (-16.47)
<i>domestic</i>	0.023 0*** (7.00)	0.005 2 (0.91)	0.006 8 (0.70)
<i>gat</i>	0.104 0*** (11.59)	0.078 6*** (3.05)	0.051 1 (1.13)
<i>foreign</i>	0.105 9*** (11.97)	0.054 5** (1.97)	0.127 7*** (2.88)
<i>growth</i>	0.000 1** (2.54)	-0.002 0*** (-7.31)	-0.002 5*** (-4.08)
<i>PGDP</i>	-0.015 2*** (-3.94)	-0.016 5 (-0.97)	-0.071 9*** (-3.06)
<i>wage</i>	0.043 0*** (7.00)	-0.117 6*** (-7.69)	-0.010 8 (-1.36)
<i>struc</i>	0.002 6*** (13.67)	0.009 0*** (14.82)	0.008 6*** (10.59)
<i>invest</i>	0.014 3*** (3.20)	-0.003 6 (-0.33)	0.081 6*** (5.41)
<i>HHI</i>	-0.157 8*** (-4.75)	-0.176 0** (-2.48)	-0.631 8*** (-4.41)
常数项	4.278 3*** (4.79)	4.789 0*** (16.99)	3.602 8*** (4.99)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
<i>R</i> ²	0.335 8	0.394 6	0.304 7
样本量	1 613 731	349 519	138 223

经营活动造成实质性冲击，因而较低强度的环境规制对中西部地区企业规模的影响不够显著。需要提及的是，之所以超过一定强度的环境规制未能对西部地区的企业规模构成显著正向影响，原因在于相较东部和中部地区，西部地区企业整体实力相对较弱。这些企业往往缺乏依靠工艺创新等途径

实现企业规模提升的能力,因而无法在面对较强环境规制时实现企业规模扩张。

六、结论与启示

由于环境问题日趋为政府所重视,提升并有效执行环境规制已经成为人们的共识。目前有关环境规制对于企业影响的研究大多集中在行业以及总体分布特征,忽视了对单个企业的考察。为厘清环境规制对企业规模的影响,本文以2003—2013年中国制造业企业数据和城市层面数据为研究样本,使用多个环境规制和企业规模的衡量指标分别进行实证检验。结果表明,环境规制对企业规模扩张的影响呈现“U”型关系,随着环境规制强度提升,其对企业规模的影响呈现先抑制后促进的作用,即超过一定强度的环境规制对企业规模的促进作用是显著而且稳健的。影响机制检验表明,企业融资成本、市场份额和企业生产率是环境规制影响企业规模的有效渠道。异质性检验表明,环境规制对企业规模的影响呈现一定的地区差异性。

本文研究所具有的政策启示如下:第一,地方政府认为环境规制将抑制企业规模扩张是不合理的。在后续环境治理过程中,地方政府不必因为担心企业规模扩张受到抑制而采取环境规制的“非完全执行”措施。未来发展过程中,地方政府应避免陷入盲目放松环境规制执行强度的误区。同时,中西部地区应当尤为重视环境规制的执行效果,在确保企业得以生存的情况下,更多地让企业独自应对环境规制所带来的压力。第二,地方企业应当意识到环境管制措施的实施与自身规模优化是可以融洽推进的。企业应当理性地将自身资源在环境治理与生产经营之间进行合理分配,将企业自身污染问题的解决纳入企业发展的长远战略,为进一步实现企业规模优化拓展空间。第三,“使环境改善与经济发展实现双赢”战略目标的实现过程中,应当积极关注企业融资成本问题,降低企业因环境规制强度提升而导致的融资成本攀升。力争从提升环境规制强度和降低企业融资成本两个方面同时发力,在提升环境规制的同时,积极采取各项措施,为相关企业降低融资成本提供多层次的解决方案。第四,推动企业合理应对环境规制强度提升所带来的冲击,确保企业市场份额的有效提升。环境规制压力下,地方企业应做好自身定位,根据自身发展阶段和所处环境政策来调整其经营策略,积极提升产品工艺水平和产品清洁程度,选择生产更受消费者青睐的绿色环保产品,获得更高的市场份额,并利用新产品的先行优势实现自身经济效益的提升。第五,企业应当依据自身发展目标推动其生产率提升,进而确定适合企业长期发展的最优规模。环境规制强度提升背景下,相关管理部门应积极推动企业从长远目标出发,合理确定资本、劳动力等生产要素的投入比例,同时采取优化措施,提升企业生产率,确保在完成排污治理目标的同时减少资源浪费和错配,从企业层面积极推动环境污染治理和经济发展实现双赢。

参考文献

- [1] 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).
- [2] 郑石明,彭芮,高灿玉.中国环境政策变迁逻辑与展望——基于共词与聚类分析[J].吉首大学学报(社会科学版),2019(2).
- [3] 张华.地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J].中国工业经济,2016(7).
- [4] Jir, R. X., H. H. Nie. Decentralization, collusion and coalmine deaths[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2015(3).
- [5] 包群,邵敏,杨大利.环境管制抑制了污染排放吗? [J].经济研究,2013(12).
- [6] 李洪亚. R&D、企业规模与成长关系研究——基于中国制造业企业数据:2005—2007[J].世界经济文汇,

- 2014(3).
- [7] Luttmer, E. G. J. Selection, growth, and the size distribution of firms[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007(3).
- [8] Gollop, F. M., M. J. Roberts. Environmental regulations and productivity growth: The case of fossil-fueled electric power generation[J]. *Journal of Political Economy*, 1983(4).
- [9] Palmer, K., W. E. Oates, P. R. Portney. Tightening environmental standards: The benefit-cost or the no-cost paradigm? [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995(4).
- [10] Porter, M. E., C. van der Linde. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995(4).
- [11] Berman, E., L. T. M. Bui. Environmental regulation and productivity: Evidence from oil refineries[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001(3).
- [12] Lanoie, P., M. Patry, R. Lajeunesse. Environmental regulation and productivity: Testing the porter hypothesis[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2008(2).
- [13] 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).
- [14] Tombe, T., J. Winter. Environmental policy and misallocation: The productivity effect of intensity standards [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015, 72.
- [15] Andersen, D. C. Accounting for loss of variety and factor reallocations in the welfare cost of regulations[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88.
- [16] Melitz, M. J., S. Polanec. Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit [J]. *The RAND Journal of Economics*, 2015(2).
- [17] 王勇, 李雅楠, 俞海. 环境规制影响加总生产率的机制和效应分析[J]. *世界经济*, 2019(2).
- [18] Gabaix, X., A. Landier. Why has CEO pay increased so much? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008(1).
- [19] 方明月, 聂辉华. 中国工业企业规模分布的特征事实: 齐夫定律的视角[J]. *产业经济评论*, 2010(2).
- [20] 盛斌, 毛其淋. 贸易自由化、企业成长和规模分布[J]. *世界经济*, 2015(2).
- [21] 方明月, 聂辉华. 企业规模决定因素的经验考察——来自中国企业面板的证据[J]. *南开经济研究*, 2008(6).
- [22] 杨其静, 李小斌, 方明月. 市场、政府与企业规模分布——一个经验研究[J]. *世界经济文汇*, 2010(1).
- [23] 陆毅, 李冬娅, 方琦璐, 等. 产业集聚与企业规模——来自中国的证据[J]. *管理世界*, 2010(8).
- [24] Xia, Q., Y. Q. Qiu, M. Zhou. Economic regulations of coal enterprises' scale expansion in China[J]. *Resources Conservation and Recycling*, 2016, 129.
- [25] Jin, Y. H., L. G. Lin. China's provincial industrial pollution: The role of technical efficiency, pollution levy and pollution quantity control[J]. *Environment and Development Economics*, 2014(1).
- [26] 田晓霞. 小企业融资理论及实证研究综述[J]. *经济研究*, 2004(5).
- [27] 葛涛, 李金叶, 马莉. 环境规制、融资约束与中国企业出口绿色技术含量[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2018(12).
- [28] 刘啟仁, 黄建忠. 产品创新如何影响企业加成率[J]. *世界经济*, 2016(11).
- [29] Hall, B. H., J. Mairesse, P. Mohnen. Measuring the returns to R&D[J]. *National Bureau of Economic Research*, 2010(6).
- [30] 龙小宁, 万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J]. *中国工业经济*, 2017(6).
- [31] 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).
- [32] Cai, H. B., Q. Liu. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 2009(537).
- [33] 肖兴志, 张伟广, 朝镛. 僵尸企业与就业增长: 保护还是排挤? [J]. *管理世界*, 2019(8).
- [34] 何小钢, 梁权熙, 王善骞. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜[J]. 管

理世界, 2019(9).

[35] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究, 2011(6).

[36] 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率: 事实与机制[J]. 世界经济, 2016(6).

[37] 张祥建, 徐晋, 徐龙炳. 高管精英治理模式能够提升企业绩效吗? ——基于社会连带关系调节效应的研究[J]. 经济研究, 2015(3).

Does Environmental Regulation Inhibit the Scale Expansion of China's Firms?

XU Bao-chang, PAN Chang-wei, LI Si-hui

Abstract: The enhancement of environmental regulation intensity and firm scale expansion is an important part of the strategic goal of “making environmental improvement and economic development achieve a win-win situation”. Based on clarifying the impact of environmental regulation on firm scale and its micro-mechanism, this paper takes the data of Chinese manufacturing firms from 2003 to 2013 as the research sample, and systematically evaluates the overall impact of environmental regulation on firm scale and its influencing ways. The research finds that: the relationship between environmental regulation and firm scale expansion is u-shaped, that is, the low intensity of environmental regulation inhibits the expansion of firm scale, while the regulation beyond a certain intensity helps the expansion of firm scale. Multiple robustness tests show that the u-shaped relationship between environmental regulation and firm scale expansion is reliable. The test of impact mechanism shows that environmental regulation affects the firm scale by influencing the financing cost, market share and productivity. The heterogeneity test shows that the influence of environmental regulation on firm scale has certain regional difference. Studies have shown that the assumption of local government that environmental regulation execution will restrain local firm scale expansion is unreasonable. Therefore, the local government should, on the one hand, promote both environmental regulation intensity and environmental pollution control, and on the other hand, reduce the firm financing costs and promote firm scale expansion by increasing market share and optimizing productivity.

Key words: environmental regulation; firm scale; firm financing cost; market share; productivity

(责任编辑 朱 蓓)