

DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2017.2384

环境规制、企业异质性与企业退出

张先锋, 申屠瑶, 王俊凯

(合肥工业大学 经济学院, 合肥 230601)

摘要: 利用1999—2007年中国工业企业数据库,实证研究环境规制强度对异质性企业退出市场的影响。研究表明:环境规制会提高企业退出市场的概率;对于无技术创新的企业来说,企业退出市场的概率随着环境规制强度的增加而提高,但对于有技术创新的企业来说,环境规制对企业退出影响不显著;与大规模企业相比,中小规模企业退出受到环境规制影响更显著;民营、国有企业退出概率与环境规制强度正相关,港、澳、台外资企业则相反;中、西部地区环境规制的提升会提高企业退出概率,东部地区企业则相反。

关键词: 环境规制; 企业异质性; 企业退出

中图分类号: F272; F273

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2017)04-0043-07

近年来,中国GDP从2005年的187 318.9亿元上升到2014年的643 974.0亿元^①,平均每年增长14.71%。但与此同时,产业集聚与人口集聚程度不断提高,资源环境面临的压力越来越大,根据中华人民共和国环境保护部公布的《2014年全国环境统计公报》显示,虽然化学需氧量排放量、氨氮排放量、二氧化硫排放量和氮氧化物排放量有所下降,但废水排放总量和一般工业固体废物产生量依然居高不下^②。因此,党的第十八次全国代表大会强调大力推进生态文明建设、坚持节约资源和保护环境的基本国策,把生态文明建设放在突出地位。随着国家环境规制强度不断提升,生态环境敏感类企业发展受到越来越强的约束。环境规制作为一种纠正“市场失灵”、减少企业生产负外部性的重要手段,对企业投资决策行为具有重要影响。

一、文献综述

目前,环境规制的研究主要集中在企业全要素生产率和企业创新方面。有学者认为,环境规制强度的增强会加大企业生产经营成本,降低企业生产效率,削弱企业竞争力。傅京燕等(2010)^[1]认为,环境规制将会削弱产业竞争力。张先锋等(2014)^[2]认为,中国目前环境规制的政策尚未有效促进技术创新进而减少碳排放。一定范围内的环境规制强度对经济增长起促进作用,但超过一定限度后会产生“倒退效应”,即过强的环境规制对经济增长有抑制作用。也有学者主要沿着“波特假说”的分析思路,认为合理的环境规制能够激发企业的技术创新,弥补环境规制带来的企业成本增加,提高企业产出,降低企业污染,达到促进企业发展与改善环境的双赢状态。沈能等(2012)^[3]认为,不同地区的环境规制在促进技术创新方面存在差异,“波特命题”在较发达的东部地区得到了很好的支持,在较落后的中西部地区则不显著。肖兴志等(2013)^[4]认为,中国环境规制可以通过技术创新对产业升级的方向和路径有促进作用。王杰等(2014)^[5]则发现,中国环境规制与企业全要素生产率之间符合“倒N形”关系,这与企业能否有效激发创新密不可分。阮敏(2016)^[6]认为,环境规制越严格,就越能提高专利生产研发的各个方面的效率。蒋为(2016)^[7]认为,环境规制不仅促使企业增加了研发的倾向与投资,同时促使企业对生产工艺流程的改进与对产品质量的提高。此外 Rubashkina 等(2015)^[8]利用1997—2009年欧洲制造业部门数据发现,环境规制对整体部门的创新有显著的积极作用。Jie 等(2015)^[9]则发现环境规制不仅促进了企业向发达国家的出口,而且有助于提升这些企业的技术水平。综上所述,环境规制一方面增加了企业的经营成本,但另一方面也促使企业进行创新,不断提高自身生产率和绩效,而企业生产率和企业创新对于企业退出这种“创造性毁灭”行为有着重要的影响。

收稿日期: 2016-11-16

基金项目: 2014年度国家社科基金一般项目资助“出口学习效应促进传统制造业转型升级的机制与政策研究”(14BJL088)

作者简介: 张先锋(1968—),男,博士,教授,E-mail: zxfhgydxjxy@126.com

①国家统计局, <http://www.stats.gov.cn/>。

②中华人民共和国环境保护部, <http://www.mep.gov.cn/>。

在企业退出研究方面, Ferragina 等(2015)^[10]利用 2002—2010 年意大利企业数据集实证检验了聚集经济对企业退出的影响。Patra(2016)^[11]探讨了石油价格对于企业建立和退出的影响, 能源价格的冲击将会导致产出的下降和企业的退出。国内关于企业退出的研究起步较晚, 张维迎等(2003)^[12]研究了企业利润率、负债率等因素对企业退出的影响。毛其淋等(2013)^[13]研究表明, 存在市场选择效应使得低生产率的企业退出市场, 企业在退出市场前面临“死亡阴影”效应。逮宇铎等(2013)^[14]表示地方化经济对企业生存有负向影响。马光荣等(2014)^[15]认为融资约束对企业退出有正向影响, 黎日荣(2016)^[16]也赞同此观点。目前国内大多数文献都从利润率、负债情况、企业生产率等微观层面来分析企业的退出机制, 鲜有学者从宏观政策方面分析企业退出这一问题, 而在党和国家大力发展建设生态文明的背景之下, 环境规制强度必然不断提高, 以往文献就环境规制对企业生产率、竞争力、技术创新等的影响进行了深入系统的研究, 但鲜有文献深入考察环境规制与企业退出之间的内在机制。环境规制强度与企业退出之间到底是什么关系? 什么样的企业更容易退出? 如何有效平衡环境规制强度与企业退出之间的关系? 这些问题尚待进一步深入研究。

随着环境规制强度的提升, 企业污染治理成本随之增加, 高生产率企业相比低生产率企业更易存活下来。低效率企业退出之后, 退出企业的资源会在存活企业之间重新配置, 从而提升整个经济的总体生产效率, 且环境污染也会受到遏制。因此, 低效率企业的退出是资源配置上的“帕累托改进”, 符合效率原则。然而, 在现实生活中, 异质性企业对于环境规制的敏感程度是不同的, 应充分考虑到微观企业异质性特征, 根据不同类型企业制定有针对性的政策措施。鉴于此, 本文分析环境规制影响企业生存或退出的内在机制, 并利用中国 1999—2007 年中国工业企业数据库的数据进行实证检验, 试图为中国的环境规制政策提供理论与实证支撑。本文的边际贡献在于将环境规制与企业退出放在同一个框架下进行研究, 并进一步分析环境规制对异质性企业退出概率影响的差异性, 深化了对企业退出诱因的认识。

二、机理分析

环境规制是政府以非市场方式对环境资源利用的直接干预, 内容包括法律、法规以及禁令等。环境规制通过 3 种渠道影响企业退出。第一, 成本渠道。作为将环境成本部分或全部内在化的重要手段, 环境规制将增加企业的额外成本, 这些额外的成本负担来源于两个方面: 一是污染治理成本, 即企业控制污染所花费的费用; 二是生产成本, 即某些生产要素的价格因受环境规制影响而带来的生产成本提高^[17]。环境规制的实施增加了企业的边际治理成本与边际生产成本, 无法承担环境规制引致的高成本的企业必然选择退出市场。第二, 生产率渠道。行业存在某个停止运营的临界生产率, 企业生产率低于这个临界点, 就会选择停止运营, 退出市场^[18]。环境规制强度提高, 会不可避免地提高行业的临界生产率, 更多低于临界生产率的企业将会选择退出市场。第三, 创新补偿效应渠道。根据“波特假说”, 适当的环境管制将刺激企业的技术革新, 提高产品质量, 提升企业生产率, 增强企业的国际竞争优势。在创新补偿效应的作用下, 环境规制的增强, 不仅不会增加企业退出市场的概率, 相反会降低企业退出市场的概率。综上所述, 本文提出以下理论假说:

假说 1. 环境规制会提高企业退出市场的概率。缺乏技术创新能力的企业, 退出市场的概率增加; 具备技术创新能力的企业, 退出市场的概率不会显著增加, 甚至可能降低。

从企业规模异质性角度来讲, 规模更大的企业具有更为细致的分工与更为健全的管理制度, 有较强的技术研发能力, 能够采用较为先进的生产技术, 能够充分发挥规模经济效应。并且在中国企业存在“大而不倒”情况下, 在相同的环境规制强度下, 中小企业相对超大企业来讲, 有更高的概率退出市场。规模超大企业在经营遇到困难时, 往往会受到政府更多的资金与政策扶持, 出现企业太大而不能倒掉的现象。在遇到越来越严格的环境规制时, 一方面, 环境规制政策实施可能并不会“一刀切”“大而不倒”的企业的环境规制标准可能低于其他企业, 或者设置有过渡期, 使企业有更为充足的调整时间; 另一方面, 政府总是对这类企业给予更多的政策扶持, 降低其转型升级的成本, “大而不倒”的企业往往能够适应更为严格的环境规制。因此, 面临越来越严格的环境规制, 大企业被淘汰的概率更低。由此, 本文提出下列假说:

假说 2. 大企业受“大而不倒”现象的影响, 规模超大的企业受到环境规制的影响小, 生存几率更高, 而中小企业生存的几率更低。

从企业所有制异质性角度来看, 一方面, 相对民营企业来讲, 国有及国家控股的工业企业拥有雄厚的国资背景, 并且承担着政府的多重目标, 因此得到较多政策优惠; 另一方面, 国有控股企业拥有良好的绿色技

术研发基础,且融资能力强,融资成本低,能以更低的价格获取更多的优质人才、技术以及其他生产要素,在环境规制的倒逼下,更有可能遵循波特命题的规律。与此同时,国企及国有控股企业因与政府管理部门有着千丝万缕的联系,出于经济、政治与社会影响的考量,政府环境规制政策的执行很有可能出现软化现象。而对外商投资企业、中国港、澳、台地区的企业来讲,一方面,这些企业往往具有更强的技术和管理优势,竞争力和生存能力高,能够承受更高的环境规制强度;另一方面,早期外商投资企业、中国港、澳、台地区企业在中国享受着超国民待遇,地方政府给予这些企业更多的优惠政策待遇。同时,中国信贷市场比较偏好外资企业(曾亚敏和张俊生,2016^[9]),相较于民营企业,银行信贷更愿意流向资源配置率高的外资企业,同时由于当地政府出于政绩考量,有吸引外资的激励政策,这使得外资企业不必通过贿赂手段来维系与银行的关系,因此外资企业在向银行贷款时较少贿赂银行。而中国的民营企业一方面面临着“人才少”“创新难”“生产率底下”的问题;另一方面还面临着“融资难”“融资贵”的困境,因此环境规制强度的提高对国有及国家控股企业、外商投资企业、中国港、澳、台地区企业的影响较小,对民营企业影响较大。由此,本文提出下列假说:

假说3. 环境规制提升导致民营企业退出的概率要大于国有及国家控股企业、外资及中国港、澳、台地区企业退出的概率。

从企业地域异质性角度来看,环境规制对企业退出的影响也可能因企业所在区域不同而存在差异。尽管严格的环境规制政策为企业进行创新活动提供了激励,但企业最终是否选择技术创新以及是否采用绿色技术,还取决于企业自身的创新能力和企业创新的外部环境等。相对东部地区来讲,中西部地区经济发展较为落后,企业技术层次较低,人才流失较为严重,融资能力较差,企业自身创新能力弱。并且地方政府财力有限,扶持企业进行绿色技术创新的能力弱,在创新制度设计与创新文化上与东部地区仍有一定差距。因此,环境规制水平提升,这些地区企业的退出风险也随之提高。综上所述,本文提出以下理论假说:

假说4. 环境规制强度对企业退出的影响存在一定地区差异,相比较东部地区,中西部地区环境规制对企业退出的影响更为显著。

三、计量模型与指标构建

(一) 计量模型设定

企业退出情况是一个二元选择过程,本文使用 Probit 模型主要考察地区环境规制对企业退出的影响。如果一个企业在第 $t+1$ 年退出,则视该企业第 t 年的“退出市场”变量 EXIT 为 1,否则该观测值的 EXIT 变量取值为 0。具体如下

$$\Pr(\text{EXIT}_{it}=1)=\Phi\{\alpha_0+\alpha_1\ln\text{ER}_{pt}+\alpha_2\ln\text{SCALE}_{it}+\alpha_3X_{it}+\beta_t+\gamma_p+\mu_{it}\} \quad (7)$$

其中, $\ln\text{ER}_{pt}$ 是 p 省份在第 t 年的环境规制指标; $\ln\text{SCALE}_{it}$ 为企业 i 在第 t 年的规模; X_{it} 为其他控制变量,包括企业生产率、企业出口比重、企业负债率、企业年龄等。此外,本文加入了年份 β 、省份 γ 的虚拟变量; μ 是随机扰动项。环境规制指标来自于《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》,企业退出、规模、生产率、出口比重、负债率、年龄指标均来自中国工业企业数据库。

(二) 指标说明

企业退出(EXIT)。参照马光荣和李力行(2014)^[15]的做法,利用 1999—2007 年工业企业数据库,本文仅使用 1999 年存在的企业样本,并规定企业退出该数据库不再出现即为企业“退出市场”。但该数据库存在统计有误现象导致有些企业实际没有退出市场,却不在数据库中出现。为解决此问题,参照聂辉华等(2012)^[20]将那些现实中仍存在但代码已改变的企业重新匹配形成新的面板数据。同时为了减小误差,本文删掉了历年销售额最小值在 500 万元以下的企业样本,以及主要指标缺失或小于 0 的观测值。本文将所有变量用工业品出厂价格指数换算为以 1999 年价格衡量的数值。经过处理的样本共包含 86 892 家企业,一共 503 307 个观测值。样本当中有 49 177 家企业(占 56.64%) 在 1999—2007 年之间退出市场,数据显示这期间企业的退出率为 9.8%,与 Greenway 等(2008)^[21]的结果相近。

环境规制($\ln\text{ER}$)。由于缺乏企业级环境规制数据,假定同一省份的环境规制的标准及执行强度相似,借鉴童伟伟等(2012)^[22]、马光荣(2014)^[23]的做法,将环境规制省级层面的数据与同一省份内企业数据相匹配。参考王国印等(2011)^[24]做法来计算环境规制强度指标,本文以每千元工业产值的治污成本作为环境规制强度的衡量指标,环境规制强度=(污染治理成本/工业产值)×1 000,所得数据取对数值,其中污染治理成本用

工业污染治理项目的年实际投资总额表示。数据来源于2000—2008年的《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。考虑到部分年份西藏自治区的数据缺失,本文将其样本剔除,共收集30个省(市)的样本数据^①。

企业的规模(lnSCALE)。用企业总资产的对数值表示。一方面,企业规模大,技术创新能力强,容易采用更为先进的技术设备,生产率较高;另一方面,在规模经济作用下,企业规模大,有利于降低企业治理污染的成本,有助于降低企业退出市场概率,预期系数符号为负。

企业生产率(lnTFP)。本文采用LP方法计算企业生产率,以工业增加值作为因变量,并用对应的1999—2006年的工业生产者出厂价格指数对其进行平减;采用从业人数作为自由变量;将企业中间投入作为代理变量,并用对应年份的购进价格指数进行平减;将固定资产投资作为控制变量,并用固定资产投资价格指数进行平减,其中工业生产者出厂价格指数、购进价格指数、固定资产投资价格指数来源于国家统计局,所得数据取对数值。企业生产率越高,代表企业盈利能力越强,退出风险越低,预期系数符号为负。

企业出口比重(EXPORT)。用企业出口交货值占总产值的比重作为企业出口比重。一方面,国际市场对产品的环保标准要求高,出口企业生产受到更多的环境规制约束,企业更加注重采用绿色技术;另一方面,相对于不出口企业来讲,出口企业出口国际市场,需要支付更多的沉没成本,只有生产率更高的企业选择出口,高生产率的企业生存概率更高。企业出口比重越高,生存概率越高,预期系数符号为负。

资产负债率(DEBT)。用负债总额占总资产比重来衡量。一方面,一个负债多的企业可能因无法偿还贷款而破产退出市场;另一方面企业高负债有可能会引起债权人和股东之间的冲突,从而增加财务危机成本,使企业在市场上的融资难度加大,从而提高了企业的退出概率,预期系数符号为正。

企业的年龄(AGE)。使用企业创办时间长短来表示企业年龄^②。一般来说,企业生存时间越长,经营经验越多,资本越雄厚,越不容易退出市场,预期系数符号为负。

四、实证结果分析

本文使用Probit模型考察地区环境规制对企业退出的影响,为避免低估估计系数的标准误,回归标准误集聚在省级层面。统计性描述如表1所示。实证结果显示的是每个解释变量退出概率的平均边际效应。

(一)基准估计

为验证假说1,将总样本分为有技术创新的企业和无技术创新的企业;将新产品产值为0的企业定义为无技术创新企业,而创新企业为新产品产值大于0的企业。其中表2第(1)列是对总

表1 统计性描述

| 变量 | 平均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 观测数量 |
|----------------|-------------|-------------|---------------|---------|---------|
| 企业退出(EXIT) | 0.097 7 | 0.296 9 | 1 | 0 | 503 307 |
| 环境规制(ER) | 1.744 7 | 1.300 5 | 10.830 0 | 0.060 0 | 503 307 |
| 企业规模(SCALE) | 10.172 2 | 1.464 3 | 18.318 9 | 3.784 1 | 503 307 |
| 企业生产率(TFP) | 1 671.379 0 | 4 199.002 0 | 444 119.500 0 | 0.115 9 | 503 307 |
| 企业出口比重(EXPORT) | 0.176 5 | 0.341 7 | 9.559 7 | 0 | 503 307 |
| 企业资产负债率(DEBT) | 0.611 4 | 0.270 5 | 1.860 4 | 0 | 503 307 |
| 企业年龄(AGE) | 17.496 5 | 14.704 7 | 100 | 0 | 503 307 |

样本企业的回归,结果显示环境规制系数为正且在1%水平上显著,说明地区环境规制和企业退出之间存在正相关关系,即企业退出概率随着环境规制强度增大而提高,符合本研究提出的假说1。第(2)列是对无技术创新企业的回归,环境规制系数显著为正,说明环境规制的提升会提高无技术创新企业的退出概率,第(3)列是对有技术创新企业的样本回归,结果显示环境规制的估计系数为正但不显著,说明地区环境规制对技术创新企业退出市场的影响不显著,企业可能已通过“创新补偿效应”消化了环境规制提升对企业的影响,符合假说1。第(1)列中的企业规模在1%水平上显著为负,说明企业规模越大,企业退出的概率越小,符合企业“大而不倒”的命题。第(1)列其他控制变量:企业全要素生产率的系数显著为负,显示生产率更低的企业更可能退出市场;企业出口比重的系数在1%水平下显著为负,表明出口企业因环境规制的影响而退出的概率较低;企业负债率系数显著为正,显示高负债企业更有可能退出市场;企业年限的系数显著为正,与预期不符,可能的原因是,老企业沉没成本投入大,老机器设备淘汰的机会成本高,相对老企业,新企业更容易采用新技术与绿色技术,比老企业有更高的活力。

①东部地区包括辽宁、北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南。中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南。西部地区指广西、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南、贵州。

②比如一家企业在1990年创办,到2000年企业年龄为:2000-1990+1=11年。

(二)分企业规模检验

为了检验假说2,本文将企业规模指标从小到大排列。假定前5%企业属于小规模企业,对地区经济发展影响最小,而后5%企业属于超大规模企业,对地区经济发展具有举足轻重的影响,是地方政府关注的重点,有可能存在“大而不倒”的现象,其余为中等规模企业。表2第(4)列~第(6)列是分别对小规模企业、中等规模企业和超大规模企业的估计,结果显示,小规模企业的环境规制系数显著为正,且系数大于中等规模企业,然而环境规制对大规模企业退出影响不显著,说明同一环境规制强度对小规模企业带来的影响要远远高于大规模企业,与预期相符。

表2 基准估计和分企业规模检验结果(边际影响)

| 变量 | (1) 总样本企业 | (2) 无创新企业 | (3) 有创新企业 | (4) 小规模企业 | (5) 中等规模企业 | (6) 超大规模企业 |
|---------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------------|
| 环境规制 | 0.005 6*** (4.520 0) | 0.005 6*** (6.100 0) | 0.005 6 (1.610 0) | 0.015 1* (1.760 0) | 0.006 6*** (5.200 0) | -0.001 7 (-0.370 0) |
| 企业规模 | -0.018 0*** (-53.400 0) | -0.020 3*** (-54.890 0) | 0.000 7 (0.710 0) | -0.037 4*** (-7.390 0) | -0.013 5*** (-32.400 0) | -0.003 1 (-1.360 0) |
| 企业生产率 | -0.007 6*** (-17.220 0) | -0.007 7*** (-16.210 0) | -0.012 8*** (-10.210 0) | -0.020 9*** (-6.200 0) | -0.010 4*** (-22.660 0) | -0.011 0*** (-7.080 0) |
| 企业出口比重 | -0.034 3*** (-24.960 0) | -0.036 8*** (-25.320 0) | -0.006 1 (-1.360 0) | -0.077 6*** (-8.910 0) | -0.028 8*** (-20.600 0) | -0.035 5*** (-4.750 0) |
| 企业资产负债率 | 0.029 0*** (18.890 0) | 0.028 0*** (17.350 0) | 0.050 6*** (9.490 0) | -0.006 4 (-0.700 0) | 0.034 6*** (21.89) | 0.059 6*** (8.160 0) |
| 企业年龄 | 0.000 0** (2.470 0) | 0.000 3* (1.820 0) | 0.000 3 (0.540 0) | 0.000 4 (0.140 0) | 0.000 1 (1.340 0) | 0.000 3*** (4.250 0) |
| 观测值数 | 503 307 | 451 062 | 52 245 | 25 166 | 452 975 | 25 166 |

注:()内表示z值;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

(三)分企业所有制检验

为验证假说3,参照杨汝岱(2015)^[25]将企业分为民营企业、国有企业、外资企业三类回归。表3第(1)列~第(3)列是分别对不同所有制企业进行估计。实证结果显示,国有企业与民营企业所估计的环境规制系数显著为正,说明地区环境规制和国有企业、民营企业退出之间存在正相关关系,但系数有所不同,环境规制对民营企业的影响要小于对国有企业的影响,与理论预期不符,可能原因在于:本文的环境规制指标是用治污成本来衡量,环境规制强度提升,相当于治污成本越高,企业退出的概率越大。相比较民营企业而言,国有企业由于治污成本更高、治污效率更低,因此更容易退出。与此同时,国有企业主要领导人主要由政府部门任命,企业决策容易受到政府部门左右。当节能减排等环境规制成为硬性约束的政治任务以后,国有企业在兼并重组等改革时,高投入、高能耗、高污染、低效益的国有企业往往率先成为破产兼并重组的对象。因此,当环境规制强度提高时,与民营企业相比,国有企业退出市场的概率反而更高。中国港、澳、台地区与外资企业的环境规制系数显著为负,与理论预期相符。

(四)分地区检验

表3第(4)列~第(5)列显示了不同经济发展水平地区的环境规制对该地区企业退出的边际影响。参照孙学敏和王杰(2014)^[26]将总样本分为东部地区企业和中西部地区企业分别进行检验。结果显示,东部地区环境规制的估计系数显著为负,说明东部地区由于开放程度高、技术水平先进、人才资本雄厚以及鼓励创新的优惠政策,在环境规制倒逼下,企业更有可能通过“创新补偿效应”提高自身的生产率,从而减小退出市场的概率。而中西部地区环境规制的估计系数显著为正,说明企业退出概率随着环境规制增大而提高,与预期相符,说明中西部地区由于开放程度低、经济发展水平落后、人才流失严重,使得中西部地区的企业创新能力弱、技术层次低,大多数企业至今仍靠技术引进和简单模仿进行生产,仍处于大量消耗资源的生产低端,他们所引进和模仿的技术常常造成更多的资源浪费和环境破坏,因此环境规制的提高对于中西部地区企业影响更大。

(五)稳健性检验

为了使实证结果更有说服力,本文还进行了稳健性检验。有些企业因为销售额降到500万以下而退出数据库,可能这些企业并非真正退出市场。所以之前的回归样本去掉历年销售额最小值低于500万元的企业。在稳健性检验中删去企业历年销售额最小值在700万元以下的企业,这样是为了进一步排除某些企业

由于销售额大幅下降从而退出数据库的情况,结果如表4的第(1)列,环境规制的估计系数在1%水平上显著为正,印证了之前的实证结论。另外本文还通过cox比例风险模型来考察地区环境规制对企业退出的影响,将企业退出视为生存问题。结果显示在表4的第(2)列,主要结论保持不变。上述环境规制是采用投入法计算,即用污染治理成本占工业产值的成本来衡量,本文在这里还使用产出法衡量的环境规制进行稳健性检验,即用废气排放量占工业总产值的比重来衡量环境规制,与投入法测量的环境规制相反,废气排放量占比越高,说明环境规制强度越低,结果显示在表4第(3)列,主要结论保持不变。

表3 分企业所有制和分地区检验结果(边际影响)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | 国有企业 | 外资企业 | 民营企业 | 东部地区 | 中西部地区 |
| 环境规制 | 0.009 2*** (3.900 0) | -0.004 2** (-1.990 0) | 0.007 4*** (3.840 0) | -0.005 0*** (-3.390 0) | 0.013 3*** (5.240 0) |
| 企业规模 | -0.000 7 (-1.070 0) | -0.016 5*** (-24.760 0) | -0.023 8*** (-42.330 0) | -0.020 0*** (-47.920 0) | -0.016 0*** (-26.890 0) |
| 企业生产率 | -0.008 4*** (-10.000 0) | -0.006 9*** (-9.480 0) | -0.012 0*** (-16.520 0) | -0.007 5*** (-14.310 0) | -0.006 7*** (-8.020 0) |
| 企业出口比重 | 0.020 2*** (4.550 0) | -0.026 6*** (-15.050 0) | -0.025 6*** (-10.640 0) | -0.034 8*** (-24.560 0) | -0.007 9* (-1.690 0) |
| 企业资产负债率 | 0.071 5*** (22.630 0) | 0.029 5*** (10.950 0) | 0.005 4** (2.360 0) | 0.025 3*** (13.610 0) | 0.031 4*** (11.450 0) |
| 企业年龄 | -0.000 4 (-0.070 0) | 0.001 0*** (7.180 0) | 0.000 2 (0.440 0) | 0.000 3*** (9.660 0) | 0.000 1 (0.060 0) |
| 观测值数 | 126 983 | 118 079 | 258 245 | 348 113 | 155 194 |

注:()内表示z值;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表4 稳定性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 环境规制 | 0.004 5*** (3.540 0) | 0.508 6*** (88.350 0) | -0.009 7*** (-14.570 0) |
| 企业规模 | -0.014 6*** (-42.740 0) | -0.234 8*** (-58.650 0) | -0.018 0*** (-53.370 0) |
| 企业生产率 | -0.004 4*** (-9.700 0) | -0.086 8*** (-17.260 0) | -0.007 6*** (-17.210 0) |
| 企业出口比重 | -0.033 2*** (-23.950 0) | -0.316 1*** (-19.730 0) | -0.034 2*** (-24.880 0) |
| 企业资产负债率 | 0.029 2*** (18.500 0) | 0.336 6*** (19.180 0) | 0.029 0*** (18.900 0) |
| 企业年龄 | 0.000 4*** (2.660 0) | -0.000 6 (-1.120 0) | 0.000 1** (2.450 0) |
| 观测值数 | 455 389 | 416 415 | 503 307 |

注:()内表示z值;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

五、结论与政策分析

本文的主要研究结论:第一,环境规制会提高企业退出市场的概率,对于无技术创新的企业来说,企业退出市场的概率随着环境规制强度的增加而提高,但对于有技术创新的企业来说,环境规制对企业退出影响不显著。第二,中小规模企业退出风险随着环境规制强度的增加而增加,环境规制对超大规模企业的影响不显著,企业存在“大而不倒”现象。第三,在分企业所有制检验中,环境规制与民营、国有企业的退出呈正相关关系,且环境规制对国有企业的影响要大于对民营企业的影响,环境规制与港澳台、外资企业退出呈负相关关系。第四,分地区检验发现,东部地区的环境规制与企业退出均呈负相关关系,中西部地区企业则相反。

上述研究结论能够提供如下的政策启示:第一,政府部门制定环境规制政策时,不能搞“一刀切”,应充分考虑到微观企业异质性特征,根据不同类型企业制定有针对性的政策措施,帮助企业应对环境规制强度提升带来的冲击,而不能只凭行政权力简单地对企业“一罚了之”“一关了之”“一停了之”。治理污染、保护环境,需要有壮士断腕的魄力,更需要有能够真正帮助企业转型升级的政策措施,以减轻环境规制提升的阻力,提升环境规制的效果,最大限度实现环境保护与企业升级的双赢。第二,无创新企业受到环境规制的影响更大,如何帮助无创新企业提升其创新能力,更好地应对环境规制强度提升的冲击,应该成为制定政策的重要环节。第三,相比较民营企业而言,环境规制对国有企业退出的影响更大,因此,制定政策措施,大力提升国有企业治理污染的效率至关重要。第四,相对于大企业而言,中小规模企业受到环境规制强度提升的冲击更大,因此,应制定专门针对中小企业转型升级的政策措施,减轻环境规制强度提升对小企业的冲击。第五,相对于东部地区而言,中西部地区企业受到环境规制强度提升的冲击更大,因此,提升企业应对环境规制冲击的政策措施,要更加侧重于帮助落后地区的企业。

参考文献:

- [1] 傅京燕,李丽莎. FDI、环境规制与污染避难所效应——基于中国省级数据的经验分析[J]. 公共管理学报,2010,7(3):65-74.
- [2] 张先锋,韩雪,吴椒军. 环境规制与碳排放:“倒逼效应”还是“倒退效应”——基于2000—2010年中国省际面板数据分析[J]. 软科学,2014,28(7):136-139.
- [3] 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.
- [4] 肖兴志,李少林. 环境规制对产业升级路径的动态影响研究[J]. 经济理论与经济管理,2013(6):102-112.
- [5] 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.
- [6] 阮敏. 企业所有权性质、环境规制与发明专利的研发效率[J]. 软科学,2016,30(2):55-59.
- [7] 蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新? ——基于微观数据的实证研究[J]. 财经研究,2015,41(2):76-87.
- [8] RUBASHIKINA Y,GALEOTTI M,VERDOLINI E. Environmental regulation and competitiveness:empirical evidence on the porter hypothesis from European manufacturing sectors[J]. Ssm Electronic Journal,2015,26(35):586-596.
- [9] JIE W,LIU B,Economics S O,et al. Environmental regulation and enterprise productivity:does the destination really matter?[J]. Collected Essays on Finance & Economics,2015,29(9):1575-1587.
- [10] FERRAGINA A M,MAZZOTTA F. Agglomeration economies in Italy:impact on heterogeneous firms' exit in a multilevel framework[J]. Economia E Politica Industriale,2015,42(4):395-440.
- [11] PATRA S. Oil prices,firm entry,exit and aggregate output fluctuations[D]. Dallas,Texas;Southern Methodist University,2016.
- [12] 张维迎,周黎安,顾全林. 经济转型中的企业退出机制——关于北京市中关村科技园区的一项经验研究[J]. 经济研究,2003(10):3-14.
- [13] 毛其淋,盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究,2013(4):16-29.
- [14] 逯宇铎,于娇,刘海洋. 集聚经济是否影响了企业生命周期——基于企业退出行为视角[J]. 财经科学,2013(10):60-70.
- [15] 马光荣,李力行. 金融契约效率、企业退出与资源误置[J]. 世界经济,2014(10):77-103.
- [16] 黎日荣. 企业融资约束、退出与资源误配[J]. 财贸研究,2016(3):126-137.
- [17] JAFFE A B,PETERSON S R,PORTNEY P R,et al. Environmental regulation and the competitiveness of U.S. manufacturing: what does the evidence tell us? [J]. Journal of Economic Literature,1995,33(1):132-163.
- [18] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica,2003,71(6):1695-1725.
- [19] 曾亚敏,张俊生. 外资企业在中国信贷市场中的境遇[J]. 会计研究,2016(2):29-35.
- [20] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济,2012(5):142-158.
- [21] GREENAWAY G,GULLSTRAND J,KNELLER R. Surviving globalization[J]. Journal of International Economics,2008(74):264-277.
- [22] 童伟伟,张建国. 环境规制能促进技术创新吗——基于中国制造业企业数据的再检验[J]. 财经科学,2012(11):66-74.
- [23] 马光荣. 制度、企业生产率与资源配置效率——基于中国市场化转型的研究[J]. 财贸经济,2014,35(8):104-114.
- [24] 王国印,王动. 波特假说、环境规制与企业技术创新——对中东部地区的比较分析[J]. 中国软科学,2011(1):100-112.
- [25] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究,2015(2):61-74.
- [26] 孙学敏,王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济,2014(12):44-56.

Environmental Regulation, Firm Heterogeneity and Firm Exit

ZHANG Xianfeng, SHEN Tuyao, WANG Junkai

(School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, China)

Abstract: We have an empirical analysis on the influence about environmental regulation to firm exit, by using Database of Chinese Industrial Enterprises from 1999 to 2007. The result shows that: the environmental regulation will increase the probability of firm's exit; the enterprise which lack of technological innovation increase its probability of exit when environmental regulation become stricter. But the one with technological innovation has less connection with environmental regulation. Compared with big-scale enterprises, small-scale enterprises are under more affection of environmental regulation. There are a positive correlation between environmental regulation and the quit of private enterprise, state-owned business. However, foreign-owned enterprises have the opposite correlations. In contrast to east area, environmental regulation has a positive influence on the middle and west area.

Key words: environmental regulation; firm heterogeneity; firm exit

[责任编辑:孟青]