

环境规制能提升产能利用率吗? ——基于中国制造业行业面板数据的经验研究

韩国高

(东北财经大学 投资工程管理学院, 辽宁 大连 116025)

摘要:当前我国制造业存在产能利用率普遍偏低的问题,利用环境规制政策倒逼企业调整生产投资来促进产能利用率提升具有重要意义,但现有研究忽视了环境规制政策对产能利用率的传导机制及异质性影响,难以提出有针对性和差异化的对策。文章主要考察了环境规制对制造业产能利用率的影响及其具体传导机制,深入研究了环境规制对产能利用率的异质性影响,并对其传导机制的异质性进行了检验。研究表明:环境规制对产能利用率具有显著促进作用,并且通过遵循成本效应和创新补偿效应两个渠道发挥作用,环境规制更多是通过淘汰不满足环境标准的产能来提高产能利用率,而通过加强技术创新创造新的市场需求来提升产能利用率的作用有限;国有企业和小企业比重的增加将会减弱环境规制对产能利用率的促进作用,私营企业和大中企业比重的提高则会促进环境规制对产能利用率的积极影响。环境规制对偏重度污染行业产能利用率的促进作用更强,环境规制的遵循成本效应和创新补偿效应在上述不同产权性质、企业规模和污染强度下的作用程度也各异。研究结论对如何利用环保硬约束监督管理手段来化解产能过剩,以及在供给侧结构性改革背景下减少无效、低端供给和推动创新发展战略等具有启示意义。

关键词:环境规制;产能利用率;异质性影响;遵循成本效应;创新补偿效应

中图分类号:F426 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)06-0066-14

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.06.006

一、引言与文献综述

长期以来,粗放型的发展模式使得中国制造业生产企业肆意排放污染物、严重污染周边环境的现象频发,环境污染日益严重且已成为经济增长和社会稳定的硬约束。但由于中国环境资源产权不明晰以及环保相关制度不完善等使得环境成本在生产成本中的反映不足,企业生产成本严重外部化,进而出现了行业过度投资和产能过剩现象,制造业产能利用率普遍偏低问题非常严峻,已经严重威胁到市场和企业自身健康发展(李毅中,2013)。2016年3月,周小川指出:环境成本问题是一种价格扭曲,企业如果不吸收环境成本将会导致价格严重失实和盈利假象,助长投资和产能规模扩张,最终会导致产能利用率低下,引发资源浪费和恶性竞争。因此积极寻求有效途径提升制造业产能利用率已经迫在眉睫。2013年

收稿日期:2016-11-22

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71403043,71503034);辽宁省社会科学规划基金项目(L16BJY018)

作者简介:韩国高(1982—),女,吉林松原人,东北财经大学投资工程管理学院副教授。

国务院在《关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》中指出,将强化环保硬约束监督管理,加大对产能严重过剩行业企业执法检查监督检查作为化解产能过剩的重要对策。那么环境规制政策究竟是否会影响制造业产能利用率?具体传导机制如何?环境规制对产能利用率的影响及传导机制是否具有异质性?这些问题的解答对于运用市场化手段有效提升产能利用率、促进产业结构转型升级和推进供给侧结构性改革取得实质性进展具有重要启示作用。

现有研究主要从环境规制对产能和产能过剩影响的角度进行探析,部分学者指出增加环境规制会导致资本边际收益下降,具有较高污染治理投资的工厂将会减少生产性资本支出,进而导致制造业的净资本形成和产能下降(Jorgenson 和 Wilcoxon, 1990; List 等, 2003)。同时,产业结构和制造部门规模不同会导致环境规制对各地区制造业产能产生不同影响(Garofalo 和 Malhotra, 1995; Greenstone, 2001)。也有部分学者认为环境规制将会激发企业技术革新,加强企业盈利能力,进而促进产能投资,支持波特假说的“创新补偿效应”,但随着环境规制日益严格,其对投资的正向作用会逐渐减弱,“污染天堂假说”得以印证(Leiter 等, 2011),以上文献主要是对环境规制如何影响产能投资进行的研究。关于环境规制与产能过剩之间的关系的研究指出,环境产权模糊与环保制度体系的缺陷使地方政府放宽了对企业的环境要求,企业内部成本外部化极易引发产能投资过度(江飞涛等, 2012),并且国有比重较高的产业预算约束相对更弱,环保标准更低,更容易出现产能过剩(程俊杰, 2015)。上述文献对研究环境规制与产能利用率之间的关系具有重要启发作用,但现有研究要么缺乏对环境规制政策与产能之间的传导机制以及政策实施效果差异的系统研究(杨振兵和张诚, 2015),要么只给出环境污染监督力度不足导致产能过剩的模型框架而未给出经验证据(王立国和周雨, 2014),因此环境规制与产能之间的关系有待于深入解析。

本文的边际贡献如下:第一,国内文献较少将环境规制与产能利用率纳入同一研究框架,本文将二者引入计量模型来考察环境规制对产能利用率的影响,并从遵循成本效应和创新补偿效应两方面深入研究其传导机制;第二,文章从不同产权性质、不同规模和不同污染强度三个角度分别考察了环境规制对产能利用率的异质性影响,并检验了遵循成本效应和创新补偿效应这两种传导机制在上述三个方面的异质性作用;第三,本文为利用环境管制政策解决我国制造业产能利用率偏低问题提供了有针对性的解决路径,对供给侧改革背景下利用市场化手段加快去产能进程和推动创新驱动发展战略等具有参考性。

二、环境规制影响产能利用率的理论机制探讨与研究假设

产能利用率涉及产能和产出两个方面,通常与生产成本和产品需求密切相关,而环境规制政策恰恰是通过对企业施加环境约束,将环境污染成本纳入企业内部,进而纠正环境要素价格使得企业不得不对其产品结构、管理模式和技术水平等做出相应调整来消化增加的成本(原毅军和谢荣辉, 2014),也是影响行业生产投资成本和产品竞争力及市场需求的重要因素,因而环境规制政策通常被用来作为治理产能过剩的重要手段(韩国高等, 2011)。环境规制政策是让市场机制发挥作用,通过建立反映环境稀缺程度的价格制度,用严格的环保政策倒逼企业缩减生产要素投入,淘汰不符合环境准入标准的落后产能,加大技术改造力度促进更多绿色产出,从而缓解制造业的过剩产能问题,促进产能利用率提升(杨振兵和张诚, 2015)。

基于此,本文提出假设 1:环境规制对产能利用率具有正向的促进作用。

考虑到环境规制既要增加成本又可能激发创新,本文从以下两个渠道来分析环境规制

对产能利用率影响的传导机制:(1)遵循成本效应。在技术条件不变的前提下,严厉的环境规制需要企业更新或购买污染治理设备等,承担污染治理费用,增加企业成本,进而引起企业利润下降和生产投资规模缩减。随着环境治理成本的不断提高,部分企业会因难以承受高额成本而被倒逼退出市场,使得行业产能缩减,因此,提高环境规制强度实际就是行业内企业的优胜劣汰(金碚,2009)。也有部分企业考虑到未来高额的环境治理成本,可能会减少产能投资计划,降低未来的产能,使得行业整体产能利用水平也随之提高。(2)创新补偿效应。在技术水平不断提高的市场环境下,环境规制所带来的生产成本提高将会激发追求利润最大化的制造业企业增加研发创新来获得先进生产技术(Hamamoto,2006;Yang等,2012),提高资源配置效率和生产率水平,提升产品质量,创造新的消费需求,当技术创新的正面作用超过环境规制对生产规模所带来的负面作用时,即实现了“创新补偿效应”,这也与“波特假说”(Porter和Linde,1995)相一致。因此,提高技术水平将会增加要素投入的产出规模,促进产能利用水平提升。

基于此,本文提出假设2:环境规制主要通过遵循成本效应和创新补偿效应两种机制来促进行业产能利用率的提高。

环境规制对产能利用率的影响及影响机制可能会因产权性质、企业规模和污染程度等的差异而存在异质性。(1)国企的特殊地位使得地方政府往往袒护其环境污染行为,环境保护政策效力会大打折扣。地方环保部门在财政和人事管理上受制于地方政府,且行政级别低于国有企业管理者,使其很难对国企环境污染进行有效监管,严重制约了环境规制政策对国企发挥遵循成本效应。同时,国企的生产行为和决策面临的市场竞争压力较小,技术创新动力不足,环境规制的创新补偿效应也会被大大削弱(刘伟和薛景,2015)。而对于政治影响较弱的私企而言,严格的环境管制使其不得不购买治污设备增加生产成本,进而减少了企业利润和产能扩张,实现遵循成本效应。追求利润最大化的私企也会加大环保的技术研发投入来应对成本上升,提高技术创新效率,进而增加产出和提升产能利用率,实现创新补偿效应。(2)环境规制会导致企业运行成本提高,大中型企业的资金和技术实力较强,通常会顺利化解这种成本上升压力,实现企业生产效率提高和产出增加(张三峰和卜茂亮,2011),创新补偿效应较强。而对于规模较小的企业,由于其污染治理技术、人力和资金等投入方面能力有限,通常难以通过技术创新来进行污染治理(郭庆,2007)。并且污染严重的小企业多分布在偏僻落后的乡镇地区,监管困难,偷排偷放现象普遍,使得小企业的生产经营受环境规制政策的影响较小,大大削弱了遵循成本效应。(3)环境规制提高会导致高污染行业污染治理成本大幅增加,并且污染治理成本占生产成本比重较高,如果不通过技术创新的方式来降低生产成本则会导致利润大幅下降,甚至会被高额成本倒逼退出市场难以继续经营下去,最终行业产能利用率上升,遵循成本效应较大。严格的环境规制也会使企业选择技术创新节能减排,加大研发投入促进生产效率提高,产生创新补偿效应。而对于环境成本占生产成本比重较低的低污染行业,严格的环境规制对企业生产经营冲击作用有限,遵循成本效应较小,企业进行技术创新的积极性不高,创新补偿效应较低,因而对企业生产效率的促进作用相对较小。

基于此,本文提出假设3:国企和小企业比重增加将削弱环境规制对产能利用率的促进作用,私企和大中企业比重增加将增强环境规制对产能利用率的促进作用,环境规制对高污染行业产能利用率的促进作用大于低污染行业;并且环境规制的遵循成本效应和创新补偿效应这两种机制的作用大小会因产权性质、企业规模和污染程度等特征不同而呈现异质性。

三、研究设计

(一)计量模型的设定。

1. 基准模型的设定。对除了销售收入增长率之外的所有变量取对数,具体模型构建如下:

$$LCU_{it} = \phi_0 + \phi_1 LCU_{it-1} + \phi_2 LREGU_{it-1} + \phi_3 LINV_{it-1} + \phi_4 LINNOV_{it-1} + \phi_5 GROWTH_{it} + \phi_6 LOPEN_{it} + \phi_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标 i 和 t 分别代表制造业行业与年份, CU_{it} 表示产能利用率, $REGU_{it}$ 表示环境规制强度, INV_{it} 、 $INNOV_{it}$ 、 $GROWTH_{it}$ 、 $OPEN_{it}$ 和 CR_{it} 分别代表行业投资、研发投入、需求增长、对外开放程度和市场竞争程度, ϕ_0 代表固定效应, ϕ_j ($j=1,2,\dots,7$) 代表变量估计系数, η_i 是与行业相关的个体效应, ϵ_{it} 为随机误差项, L 表示取自然对数。由于环境规制强度、投资和研发投入存在一定的滞后效应(沈能,2012),因此,模型中将这三个变量均滞后一期。

2. 传导机制模型的设定。理论机制分析表明环境规制通过遵循成本和创新补偿效应影响产能利用率,为识别上述传导机制是否存在,利用中介效应检验方法构建如下递归方程:

$$LCU_{it} = \phi_0 + \phi_1 LCU_{it-1} + \phi_2 LREGU_{it-1} + \phi_3 LINV_{it-1} + \phi_4 LINNOV_{it-1} + \phi_5 GROWTH_{it} + \phi_6 LOPEN_{it} + \phi_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$LW_{it} = a_0 + a_1 W_{it-1} + a_2 LREGU_{it-1} + a_3 LINV_{it-1} + a_4 LINNOV_{it-1} + a_5 GROWTH_{it} + a_6 LOPEN_{it} + a_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$LCU_{it} = b_0 + b_1 LCU_{it-1} + b_2 LREGU_{it-1} + \gamma LW_{it} + b_3 LINV_{it-1} + b_4 LINNOV_{it-1} + b_5 GROWTH_{it} + b_6 LOPEN_{it} + b_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中: W_{it} 代表中介变量,包括遵循成本效应和创新补偿效应,遵循成本代表与环境规制有关的成本,用单位产值的污染治理设施运行费用来替代,表示为 $COST_{it}$,数据来源于《中国环境统计年鉴》;选用代表创新产出的行业工业企业专利申请项数来替代创新补偿效应,表示为 PAT_{it} ,数据来源于《中国科技统计年鉴》, γ 代表中介变量的估计系数。根据中介效应检验方法,首先,对模型(2)进行回归,检验环境规制对因变量的效应是否存在;其次,对模型(3)进行回归,考察环境规制对中介变量的效应;最后,将因变量同时对环境规制和中介变量进行回归,得到模型(4)。如果环境规制对产能利用率的影响仍然显著,且其影响程度变小,说明环境规制对产能利用率的影响存在部分中介效应,如果环境规制对产能利用率的影响不显著,但 γ 显著,则说明是完全中介过程。

3. 异质性影响及其传导机制的模型设定。通过构建产能利用率与产权性质和企业规模的交叉项,将前文式(1)拓展为如下方程:

$$LCU_{it} = \phi'_0 + \phi'_1 LCU_{it-1} + \phi'_2 H_{it-1} + \phi'_3 LINV_{it-1} + \phi'_4 LINNOV_{it-1} + \phi'_5 GROWTH_{it} + \phi'_6 LOPEN_{it} + \phi'_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中: H_{it-1} 分别表示环境规制与企业产权性质的交叉项 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 、 $priv_{it} \times LREGU_{it-1}$ 和环境规制与企业规模的交叉项 $large_{it} \times LREGU_{it-1}$ 、 $small_{it} \times LREGU_{it-1}$ 。分别采用国有及国有控股工业企业和私营工业企业的工业总产值占规模以上工业企业总产值的比重 $state_{it}$ 和 $priv_{it}$ 来反映不同产权性质,^①分别采用大中型工业企业总产值和小型工业企

^①鉴于中国各行业私营工业企业工业总产值仅从2004年开始公布,因此本文利用各行业私营工业企业工业总产值占全部私营工业企业总产值2004—2010年的平均比重和1999—2003年各年的全部私营工业企业总产值近似计算得到1999—2003年中国各行业私营工业企业工业总产值。

业总产值占规模以上工业企业总产值的比重 $large_{it}$ 和 $small_{it}$ 来反映不同企业规模,上述数据均来源于历年的《中国工业经济统计年鉴》。

本文继续运用中介效应模型来分析遵循成本效应和创新补偿效应在不同产权性质和企业规模下如何影响环境规制与产能利用率之间的关系,具体模型设定如下:

$$LCU_{it} = \phi'_0 + \phi'_1 LCU_{it-1} + \phi'_2 H_{it-1} + \phi'_3 LINV_{it-1} + \phi'_4 LINNOV_{it-1} + \phi'_5 GROWTH_{it} + \phi'_6 LOPEN_{it} + \phi'_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$LW_{it} = c_0 + c_1 LW_{it-1} + c_2 H_{it-1} + c_3 LINV_{it-1} + c_4 LINNOV_{it-1} + c_5 GROWTH_{it} + c_6 LOPEN_{it} + c_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$LCU_{it} = \theta_0 + \theta_1 LCU_{it-1} + \theta_2 H_{it-1} + \kappa LW_{it} + \theta_3 LINV_{it-1} + \theta_4 LNNNOV_{it-1} + \theta_5 GROWTH_{it} + \theta_6 LOPEN_{it} + \theta_7 LCR_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中,变量的定义同前文, W_{it} 代表中介变量, κ 代表中介变量的估计系数。

(二)变量选取与数据说明。鉴于数据的可得性,本文采用1999—2010年中国制造业28个行业的面板数据。^①

1. 环境数据对接。为保证产业标准体系一致,需将1999年和2000年的行业划分与现行产业分类体系对接,即将原来的16个制造业行业^②拆分为现行的28个行业。^③本文参考傅京燕和李丽莎(2010)的方法。首先参照1999—2000年的产业体系划分版本,将2001—2010年产业体系划分版本的数据合并,后者的第1—4项对应前者的第1项,第5—6项对应前者的第2项,第8—10项对应前者的第4项,第11—12项对应前者的第5项,第23—28项对应前者的第16项。合并后计算出2001—2010年各行业污染指标值占合并行业该污染指标总额的比重,然后计算出2001—2010年该比重平均值。再利用1999—2000年合并行业污染指标数据分别乘以各行业各污染指标平均值,将1999—2000年各合并行业拆分为与2001—2010年一致的细分行业。污染指标包括工业废水排放量和排放达标量,工业二氧化硫排放总量和去除量,工业烟尘排放总量和去除量,工业粉尘排放总量和去除量,工业固体废物的产生量、排放量和综合利用量,工业废水和废气的治理设施本年运行费用。

2. 关键变量的衡量。

(1)产能利用率的测度。本文采用韩国高等(2011)的成本函数法对行业产能利用率进行测度,为了准确得出行业产能利用率,分别构建重工业和轻工业的可变成本函数来估算产能利用率。通过最小化可变成本函数能够得到各行业的产能利用率为(其中 Y^* 、 Y 和 K 分别表示产能、产出和资本, \tilde{P}_t 、 \tilde{P}_m 和 \tilde{P}_k 分别为经过标准化后的能源、原材料和资本价格):

$$CU = Y/Y^* = -Y \times (\alpha_K + \gamma_{EK} \times \tilde{p}_E + \gamma_{MK} \times \tilde{p}_M + \alpha_{tK} \times t + \tilde{p}_K) / (\gamma_{KK} \times K) \quad (9)$$

①《中国工业经济统计年鉴》2012年开始停止发布测度产能利用率所需的工业总产值数据;同时《中国环境统计年鉴》2011年开始停止发布测算环境规制强度所需的各行业工业废水排放达标量、工业二氧化硫去除量、工业烟尘去除量和工业粉尘去除量数据,因此综合考虑,本文最终选取1999—2010年为样本区间。

②1.食品、饮料和烟草制造业,2.纺织业,3.皮革皮毛羽绒及其制品业,4.造纸及纸制品业,5.印刷业记录媒介的复制,6.石油加工及炼焦业,7.化学原料及化学制品制造业,8.医药制造业,9.化学纤维制造业,10.橡胶制品业,11.塑料制品业,12.非金属矿物制品业,13.黑色金属冶炼及压延加工业,14.有色金属冶炼及压延加工业,15.金属制品业,16.机械、电气、电子设备制造业。

③1.农副食品加工业,2.食品制造业,3.饮料制造业,4.烟草制品业,5.纺织业,6.纺织服装、鞋、帽制造业,7.皮革皮毛羽绒(绒)及其制品业,8.木材加工及木竹藤棕草制品业,9.家具制造业,10.造纸及纸制品业,11.印刷业和记录媒介的复制,12.文教体育用品制造业,13.石油加工、炼焦及核燃料加工业,14.化学原料及化学制品制造业,15.医药制造业,16.化学纤维制造业,17.橡胶制品业,18.塑料制品业,19.非金属矿物制品业,20.黑色金属冶炼及压延加工业,21.有色金属冶炼及压延加工业,22.金属制品业,23.通用设备制造业,24.专用设备制造业,25.交通运输设备制造业,26.电气机械及器材制造业,27.通信计算机及其他电子设备制造业,28.仪器仪表及文化办公用机械制造业。

数据说明和处理过程参见韩国高等(2011)。

(2)环境规制变量的度量。为了能够准确衡量环境规制强度,本文借鉴孙学敏和王杰(2014)的方法来衡量环境规制,选取行业废水排放达标率、二氧化硫去除率、烟尘去除率、粉尘去除率和固体废物综合利用率5个单项指标来构建环境规制综合指数,具体步骤如下:

为消除不同指标之间的属性差异,使其具有可比性,首先对各单项指标进行线性标准化处理,即通过数学变换将上述5个单项指标取值转换为 $[0,1]$ 取值范围内标准化指标值:

$$DB_{ij}^s = (DB_{ij} - \text{Min}(DB_{ij})) / (\text{Max}(DB_{ij}) - \text{Min}(DB_{ij})) \quad (11)$$

其中: i 代表行业, j 代表各类污染物, DB_{ij} 为各个单项指标的原始值, $\text{Min}(DB_{ij})$ 和 $\text{Max}(DB_{ij})$ 分别为各行业各单项指标的最大值和最小值, DB_{ij}^s 为各单项指标的标准化值。

其次,计算出各单项指标的权重 γ_{ij} 。不同行业污染物的排放程度相差较大,同一行业内不同污染物的排放水平也存在明显差别。因此,对不同行业各单项指标根据其排放量情况赋予不同权重,用以反映不同行业主要污染物的治理力度差异。具体表示如下:

$$\gamma_{ij} = ((E_{ij}) / (\sum E_{ij})) / ((Q_i) / (\sum Q_i)) \quad (11)$$

其中: γ_{ij} 为行业 i 中污染物 j 的权重, E_{ij} 为行业 i 中污染物 j 的排放量, $\sum E_{ij}$ 为全国所有行业该同类污染物的排放总量, Q_i 为行业 i 的总产值, $\sum Q_i$ 为全部工业行业的总产值。

最后,利用各单项指标的标准化值和调整系数值计算出各行业的环境规制强度指数为:

$$REGU_i = (\sum_{j=1}^5 DB_{ij}^s \times \gamma_{ij}) / 5 \quad (12)$$

3. 其他变量说明。

(1) INV 表示行业的投资状况,采用各行业的投资额与工业总产值的比重来替代,投资额利用当期固定资产原价与上一期固定资产原价的差额来表示。数据来源于历年《中国工业经济统计年鉴》。(2) $INNOV$ 表示行业研发投入强度,采用各行业大中型工业企业科技活动经费内部支出占工业总产值的比重来衡量,由于《中国科技统计年鉴》不再公布2008年及以后的大中型工业企业科技活动经费内部支出数据,因此2008年这一数据来源于2009年的《工业企业科技活动统计年鉴》。2010年和2011年《工业企业科技活动统计年鉴》也不再公布这一数据,为了保持数据统计口径一致,本文运用2008年大中型工业企业 $R\&D$ 活动经费内部支出占大中型工业企业科技活动经费内部支出的比例以及2009年和2010年大中型工业企业 $R\&D$ 活动经费内部支出近似估算得到这两年大中型工业企业科技活动经费内部支出。(3) $Growth$ 代表市场需求,利用销售收入增长率来替代,各行业销售收入数据来源于《中国统计年鉴》。(4) $OPEN$ 代表对外开放度,利用行业出口交货值占销售收入比重表示(王自锋和白玥明,2015),数据来源于《中国工业经济统计年鉴》和国家统计局网站。由于1999年中国并未公布行业的工业企业出口交货值数据,因此,本文利用2000年各行业工业企业出口交货值占规模以上工业企业出口交货值比重和1999年的规模以上工业企业出口交货值数据近似得到1999年各行业的工业企业出口交货值和对外开放度。(5) CR 代表市场结构变量,采用Cheung和Pascual(2001)提出的勒纳指数衡量市场结构情况。

$$PCM_u = (VA_u - WG_u) / F_u \quad (13)$$

其中: PCM_u 代表行业的勒纳指数,通常用来表示市场垄断或市场竞争程度。 VA_u 表示行业的增加值, WG_u 表示劳动补偿,这里用工资总额来代替, F_u 表示总产值,较高的 PCM_u 反映行业的竞争程度较低,数据主要来源于《中国劳动统计年鉴》。

四、实证估计与结果分析

(一)环境规制对产能利用率影响的基准模型与传导机制模型的估计结果分析。如表1所示,误差项的序列相关检验和 Sargan 检验结果表明模型估计效果较好。

表1 环境规制对产能利用率影响的基准模型与传导机制模型估计结果

	基准模型	遵循成本效应		创新补偿效应	
	模型(1) LCU_{it}	模型(2) $LCOST_{it}$	模型(3) LCU_{it}	模型(4) $LPAT_{it}$	模型(5) LCU_{it}
LCU_{it-1}	0.4550*** (16.90)		0.4308*** (15.19)		0.4034*** (18.74)
$LCOST_{it-1}$		0.3618*** (8.70)			
$LPAT_{it-1}$				0.2554*** (18.85)	
W_{it}			0.0423*** (4.69)		0.0123* (1.75)
$LREGU_{it-1}$	0.0362*** (5.50)	0.1351*** (3.56)	0.0181** (1.98)	0.2230*** (4.10)	0.0275** (2.13)
$LINV_{it-1}$	-0.0319*** (-2.87)	0.0123(0.42)	-0.0349*** (-3.19)	0.3632*** (4.06)	-0.0151(-1.43)
$LINNOV_{it-1}$	0.0098*** (2.89)	-0.2027** (-1.98)	0.0126** (2.52)	0.1814** (2.06)	0.0142** (2.12)
$GROWTH_{it}$	0.4822*** (17.86)	0.5349*** (3.06)	0.4285*** (10.54)	0.0590(0.11)	0.4614*** (9.93)
$LOPEN_{it}$	0.0721*** (3.10)	-0.3724*** (-4.80)	0.1199*** (3.69)	-0.0641(-0.37)	0.1287*** (6.75)
LCR_{it}	0.4518*** (6.87)	-2.7146*** (-9.65)	0.7078*** (8.35)	1.1659** (1.99)	0.5599*** (3.42)
常数项	0.6524*** (6.63)	-9.8830*** (-12.99)	1.3870*** (7.79)	7.2681*** (4.99)	0.9142*** (3.44)
AR(1)检验	-3.2425[0.0012]	-3.1243[0.0018]	-3.1296[0.0018]	-3.8813[0.0001]	-3.2602[0.0011]
AR(2)检验	0.5186[0.6040]	1.7458[0.0809]	0.4848[0.6278]	-1.0432[0.2969]	0.4550[0.6491]
Sargan 检验	25.4340[0.6555]	21.3481[1.0000]	26.0272[0.8006]	25.9464[0.6284]	22.1438[0.9950]

注:表中*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平下显著;()内的数字代表 t 统计量,[]内的数字代表 p 值,下表同。

1. 基准模型的估计结果。模型(1)显示,滞后一期产能利用率系数为0.4550,说明产能利用率存在惯性特征和滞后效应。 $LREGU_{it-1}$ 的系数显著说明环境规制对产能利用率发挥作用确实存在时滞,通常环保政策和措施从制订到出台需要一段时间,出台后各经济主体对政策作出反应并调整自身生产经营计划也需要一定时间。系数为正说明政府加大环境规制政策的力度将会提升行业的产能利用率,这与假设1相符合。

从模型(1)还可以看出,控制变量对产能利用率的影响均符合预期, $LINV_{it-1}$ 对产能利用水平具有负向作用,原因可能在于在我国地方政府对经济不当干预和企业对市场认知有偏差的情况下,盲目无效投资和低水平重复建设问题日益严峻,生产能力增加已经远超过市场需求,导致产能利用率下降。 $LINNOV_{it-1}$ 对产能利用率具有正向作用,原因可能是我国普遍存在自主研发能力不足、科技创新投入较低等问题,知识产权受保护力度不够,大多企业选择在产业链下游赚取加工利润,行业低端重复建设导致了产能利用率偏低。 $GROWTH_{it}$ 的系数显著为正,这可能是因为国内市场需求与行业产能利用率的变化密切相关,经济繁荣时期,市场需求旺盛,行业产出大幅增加,产能利用水平较高,反之则产能利用率下降。 $LOPEN_{it}$ 的系数显著为正,由于对外开放度的增加扩大了中国制造业产品的对外销售渠道,对于提升产能利用率具有重要意义。长期以来,旺盛的出口需求掩盖了中国长期体制问题所导致的产能过剩,促进了产能利用水平的提高。然而,全球性金融危机爆发导致制造业产品出口严重下滑,依靠出口来消化过剩产能的道路不可持续,产能利用率随之下降。 LCR_{it} 的系数显著为正,由于我国制造业大部分行业进入门槛不高,行业内企业数量较多,产品同质化现象严重,市场集中度难以提高,低水平重复建设问题严峻,产能利用率普遍较低。

2. 环境规制影响产能利用率的传导机制分析。模型(1)是基准模型估计结果,也是中介效应检验第一步的结果,模型(2)中环境规制的系数显著为正,说明环境规制增加确实加

重了企业的环境治理成本。模型(3)中同时加入环境规制变量和环境治理成本的中介变量,环境规制变量的回归系数为 0.0181 且显著,与模型(1)中的系数估计值 0.0362 相比明显下降(下降了 50%),这说明遵循成本效应确实是环境规制促进产能利用率提升的一个渠道,环境规制增加对企业生产投资成本产生了压力,在缩减企业生产规模的同时也减少了产能投资,进而提升了行业产能利用率。模型(4)中环境规制变量的估计系数显著为正,说明环境规制强度增加能够激发企业研发创新,模型(5)中同时加入环境规制变量和专利申请数量的变量,环境规制变量的回归系数仍然显著,并且其估计值 0.0275 也小于模型(1)中的系数值 0.0362(下降了 24.03%),表明环境规制也会通过激励企业加大创新投入,提升市场需求来实现创新补偿效应,进而促进产能利用率提升。上述结果验证了假设 2。比较模型(3)和模型(5)中环境规制变量的系数估计值相对基准模型(1)中的下降幅度,可以发现前者幅度高于后者,说明环境规制通过创新补偿效应提升产能利用率的作用小于通过遵循成本效应,在本文样本考察期内,环境规制更多地会通过淘汰不满足环境标准的产能来提高产能利用率,而通过实现创新补偿效应来提升产能利用率的作用有限,这与我国制造业企业自主技术创新能力薄弱、技术创新长期投入不足等特征有关。

(二)环境规制对产能利用率的异质性影响及其影响机制的分析。本文分别从产权性质、企业规模和污染强度三方面来考察环境规制对产能利用率的作用及其传导机制的异质性。

1. 产权性质和企业规模角度。表 2 给出了从产权性质和企业规模角度研究环境规制对行业产能利用率异质性影响的基准模型估计结果。

表 2 产权性质和企业规模对环境规制与产能利用率间关系影响的基准模型估计结果

	被解释变量:产能利用率 $LCU_{i,t}$			
	模型(6)国有企业	模型(7)私营企业	模型(8)大中型企业	模型(9)小企业
LCU_{i-1}	0.4584*** (20.96)	0.3911*** (14.57)	0.4708*** (26.90)	0.4458*** (20.63)
$state_{it} \times LREGU_{i-1}$	-0.2724*** (-9.12)			
$priv_{it} \times LREGU_{i-1}$		0.2054*** (4.32)		
$large_{it} \times LREGU_{i-1}$			0.0843*** (5.30)	
$small_{it} \times LREGU_{i-1}$				-0.0299*** (-3.17)
$LINV_{i-1}$	-0.0275** (-2.56)	-0.0157* (-1.73)	-0.0181** (-2.12)	-0.0253*** (-2.62)
$LINNOV_{i-1}$	-0.0024(-0.44)	0.0217(1.18)	0.0221*** (4.31)	0.0128** (2.48)
$GROWTH_{it}$	0.5504*** (11.39)	0.4234*** (5.43)	0.4815*** (9.44)	0.4568*** (12.33)
$LOPEN_{it}$	0.1351*** (5.38)	0.0988*** (2.93)	0.0931*** (8.11)	0.1061*** (10.24)
LCR_{it}	0.6890*** (6.22)	0.9926*** (3.12)	0.5987*** (8.42)	0.5698*** (7.08)
常数项	0.9080*** (4.16)	1.5918*** (3.05)	1.0232*** (8.27)	0.8434*** (6.39)
AR(1)检验	-3.1606[0.0016]	-3.2551[0.0011]	-3.2462[0.0012]	-3.1072[0.0019]
AR(2)检验	0.5585[0.5765]	-0.0835[0.9335]	0.2149[0.8298]	0.3016[0.7629]
Sargan 检验	24.7864[0.9914]	25.0609[0.8929]	24.2852[0.2794]	20.2370[0.9102]

表 2 表明环境规制与国企占比的交叉项 $state_{it} \times LREGU_{i-1}$ 的系数显著为负,环境规制与私企占比的交叉项 $priv_{it} \times LREGU_{i-1}$ 系数显著为正。由于我国国企与地方政府之间存在着天然的联系,政绩考核和官员晋升压力使得地方政府往往以牺牲环境为代价来促进投资规模扩张,并且国企在重化工业企业中所占比重较大,容易对环境造成影响。对国企的环境监管缺位,环境污染处罚力度较小,社会监督和环境诉讼功能发挥有限等都不利于做好国企环保工作,^①而且国企肩负诸多社会责任,退出市场难度较大,加上其技术创新动力不足,使得国企比重提高不利于利用环境规制来提升产能利用率。而私企受到的环境监管较

① <http://finance.ifeng.com/roll/20130520/8050041.shtml>,当环保监管遇上国有企业,凤凰网,2013-5-20。

为严格,环境规制增加将会加快优胜劣汰,有技术创新能力的企业不断研发新产品和新工艺,降低生产成本抵消环境规制成本增加,促进了产出增加和产能利用水平提高。

表2还表明,环境规制与大中型企业所占比重的交叉项 $large_{it} \times LREGU_{it-1}$ 系数显著为正,环境规制与小企业所占比重的交叉项 $small_{it} \times LREGU_{it-1}$ 系数则显著为负。由于大中型企业在人才、资金、技术和管理等方面更具有优势,25%的大中型企业均拥有自己的研发机构,企业科研人员总数达到全国的20%,^①环境规制更能激发大中型企业的创新活力,有利于促进企业资源的优化配置,因此,大中型企业比重提高有利于环境规制对产能利用率的促进作用。而对于追求短期经济利益、数目众多且分散的小企业而言,环境规制无疑会提高其成本造成产出下滑,偷排偷放等逃避监管的行为时有发生,监管和处罚力度不够等使得遵循成本效应难以实现,因此小企业比重增加不利于利用环境规制来提高产能利用率。

表3和表4则给出了遵循成本效应和创新补偿效应这两种传导机制在不同产权性质和企业规模下如何影响环境规制与行业产能利用率之间作用关系的估计结果。

表3 产权性质对环境规制与产能利用率之间关系影响的传导机制模型估计结果

被解释变量	国有企业				私营企业			
	遵循成本效应		创新补偿效应		遵循成本效应		创新补偿效应	
	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)	模型(17)
	$LCOST_{it}$	LCU_{it}	$LPAT_{it}$	LCU_{it}	$LCOST_{it}$	LCU_{it}	$LPAT_{it}$	LCU_{it}
LCU_{it-1}		0.4610 *** (16.07)		0.4301 *** (12.97)		0.4317 *** (17.24)		0.3769 *** (8.30)
$LCOST_{it-1}$	0.3513 *** (6.30)				0.4867 *** (11.65)			
$LPAT_{it-1}$			0.2296 *** (9.01)				0.2643 *** (8.92)	
W_{it}		0.0391 *** (4.01)		0.0102 * (1.66)		0.0492 *** (4.83)		0.0099 * (1.67)
$state_{it} \times LREGU_{it-1}$	-0.5403 *** (-2.83)	-0.2413 *** (-6.19)	-0.7084 * (-1.70)	-0.2392 *** (-5.50)				
$priv_{it} \times LREGU_{it-1}$					0.5098 *** (4.08)	0.1544 *** (4.03)	0.3493 ** (2.00)	0.1748 *** (3.74)
$LINV_{it-1}$	0.0035 (0.13)	-0.0353 *** (-2.82)	0.549 ** (2.33)	-0.0254 ** (-2.30)	-0.0258 (-0.59)	-0.0311 *** (-3.41)	0.2133 * (1.81)	-0.0255 ** (-1.99)
$LINNOV_{it-1}$	-0.1791 *** (-3.44)	-0.0053 (-0.88)	-0.0359 (-0.68)	-0.0116 ** (-2.01)	-0.1895 * (-1.66)	-0.0009 (-0.20)	0.2492 (0.88)	0.0055 (0.91)
$GROWTH_{it}$	-0.0021 (-0.01)	0.5269 *** (9.84)	-0.1681 (-0.60)	0.5419 *** (11.68)	-0.6303 * (-1.57)	0.5127 *** (6.44)	-1.0725 (-1.55)	0.3832 *** (8.31)
$LOPEN_{it}$	-0.0815 (-0.60)	0.1259 *** (6.91)	0.0716 (0.54)	0.1549 *** (3.92)	-0.2123 (-1.57)	0.0923 *** (4.02)	0.0059 (0.02)	0.1297 *** (4.13)
LCR_{it}	-1.4473 *** (-4.12)	0.6816 *** (6.15)	0.4182 (0.71)	0.8349 *** (5.41)	-1.3234 *** (-3.57)	0.7542 *** (4.78)	0.4629 (0.61)	0.8763 *** (4.13)
常数项	-7.7669 *** (-17.52)	1.1414 *** (6.03)	4.5235 *** (5.21)	1.0647 *** (4.17)	-6.5487 *** (-10.01)	1.4070 *** (5.07)	6.4466 *** (2.67)	1.3282 *** (3.79)
AR(1)检验	-3.1779 [0.0015]	-3.1904 [0.0014]	-3.8862 [0.0001]	-3.1828 [0.0015]	-3.2476 [0.0012]	-3.2074 [0.0013]	-3.8348 [0.0001]	-3.0575 [0.0022]
AR(2)检验	1.866 [0.0620]	0.6214 [0.5343]	-0.7506 [0.4529]	0.5669 [0.5708]	1.9383 [0.0526]	0.4898 [0.6243]	-1.0667 [0.2861]	0.1654 [0.8687]
Sargan 检验	12.9715 [1.0000]	26.3941 [0.9626]	18.5083 [0.7777]	20.5172 [0.9986]	18.9767 [1.0000]	22.4440 [0.8951]	20.3172 [0.9589]	21.6518 [0.9998]

表3表明模型(10)中的环境规制变量与国企比重的交乘项 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数为负,说明样本期内国企比重增加削弱了环境规制对环境治理成本的促进作用,模型(11)中 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数为负,且估计系数绝对值要小于模型(6)中 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数绝对值,说明遵循成本效应存在,即国企比重的提高减弱了遵循成本效应,导致环境规制通过提升成本减少行业产能来提升产能利用率的传导机制受阻。模型(12)中 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的估计系数也显著为负,说明国企比重的增加也削弱了环境规制的创新补偿效

①http://finance.huanqiu.com/roll/2015-12/8268086.html,激发市场主体创新活力,环球网,2015-12-28。

应,模型(13)中 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数为负,并且估计系数绝对值要小于模型(6)中 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数绝对值,说明国企比重的提高使得创新补偿效应减弱,导致环境规制通过促进创新来提升产能利用率的传导机制受阻。通过比较遵循成本效应和创新补偿效应的系数绝对值相对模型(6)中 $state_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数绝对值大小可知,后者下降幅度较大,说明国企比重增加更多是通过削弱创新补偿效应来减弱环境规制对产能利用率的正向作用,这主要与我国国企创新能力不强有关。从私营企业的模型(14)和模型(16)可以看出, $priv_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数均显著为正,说明私企比重提高促进了环境规制对环境治理成本和创新补偿的正向作用,模型(15)和模型(17)中 $priv_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数显著为正且小于模型(7)中 $priv_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数,说明在私企比重增加促进环境规制对产能利用率的正向作用中,遵循成本效应和创新补偿效应均发挥了中介效应作用,并且前者系数相对模型(7)中系数下降幅度更大,表明私企比重增加更多地通过遵循成本效应来促进环境规制与产能利用率之间的正向关系,这与私企市场化程度高、市场优胜劣汰机制较为完善等性质有关。

表 4 企业规模对环境规制与产能利用率之间关系影响的传导机制模型估计结果

被解释变量	大中型企业				小企业			
	遵循成本效应		创新补偿效应		遵循成本效应		创新补偿效应	
	模型(18)	模型(19)	模型(20)	模型(21)	模型(22)	模型(23)	模型(24)	模型(25)
$LCOST_{it}$	LCU_{it}	$LPAT_{it}$	LCU_{it}	$LCOST_{it}$	LCU_{it}	$LPAT_{it}$	LCU_{it}	
LCU_{it-1}		0.4198 *** (12.59)		0.3840 *** (12.40)		0.3887 *** (13.17)		0.4445 *** (7.68)
$LCOST_{it-1}$	0.3459 *** (6.98)				0.7240 *** (13.42)			
$LPAT_{it-1}$			0.2083 *** (5.86)				0.1802 *** (3.82)	
W_{it}		0.0486 *** (5.83)		0.0133 ** (2.07)		0.0556 *** (4.56)		0.0135 * (1.68)
$large_{it} \times LREGU_{it-1}$	0.2345 *** (2.88)	0.0701 *** (3.48)	0.2759 *** (2.69)	0.0610 ** (2.04)				
$small_{it} \times LREGU_{it-1}$					-0.0986 ** (-2.23)	-0.0248 * (-1.78)	-0.0460 (-0.30)	-0.0254 ** (-2.01)
$LINV_{it-1}$	-0.5634 (-1.02)	-0.0185 (-1.59)	0.1944 *** (2.60)	-0.0295 *** (-3.62)	0.0043 (0.24)	-0.0311 *** (-3.69)	0.1488 * (1.82)	-0.0299 *** (-2.86)
$LINNOV_{it-1}$	-0.1360 * (-1.82)	0.0096 * (1.69)	0.0964 * (1.85)	0.0129 ** (2.56)	-0.0481 ** (-2.31)	0.0086 (1.42)	-0.0159 (-0.22)	0.0081 * (1.75)
$GROWTH_{it}$	0.8723 *** (3.56)	0.5088 *** (13.34)	-0.3741 (-0.54)	0.4458 *** (3.72)	0.1250 (0.96)	0.4755 *** (7.81)	-0.7385 (-1.56)	0.4191 *** (7.79)
$LOPEN_{it}$	-0.3932 *** (-3.70)	0.1394 *** (5.22)	-0.2026 (-1.08)	0.1983 *** (3.82)	-0.4936 *** (-8.87)	0.1132 *** (5.41)	-0.0410 (-0.23)	0.1150 *** (4.48)
LCR_{it}	-2.8249 *** (-7.79)	0.7197 *** (5.05)	0.1681 (0.40)	0.9529 *** (6.65)	-3.0337 *** (-14.54)	0.6388 *** (3.76)	-0.6180 ** (-2.19)	0.7069 *** (6.09)
常数项	-10.1056 *** (-10.61)	1.5216 *** (5.23)	5.0072 *** (4.74)	1.5397 *** (5.80)	-7.3958 *** (-20.06)	1.3077 *** (3.77)	3.4865 *** (3.80)	0.9590 *** (4.74)
AR(1) 检验	-3.1942 [0.0014]	-3.0404 [0.0024]	-4.0778 [0.0000]	-3.3762 [0.0007]	-3.7336 [0.0002]	-2.9625 [0.0031]	-4.0393 [0.0001]	-3.0382 [0.0024]
AR(2) 检验	1.7053 [0.0881]	0.5117 [0.6089]	-1.0272 [0.3043]	0.5774 [0.5637]	2.4068 [0.0161]	0.6413 [0.5214]	-1.219 [0.2228]	0.5337 [0.5936]
Sargan 检验	20.2783 [1.0000]	23.8763 [0.9797]	20.2769 [0.9463]	22.0262 [0.9997]	21.7380 [0.9142]	23.8840 [0.9890]	22.5398 [0.9882]	23.1093 [0.9921]

如表 4 所示,模型(18)和模型(20)中 $large_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数均正向显著,说明大中型企业比重的增加会加强环境规制对环境治理成本和创新补偿的促进作用,模型(19)和模型(21)中 $large_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数估计值均显著为正并且小于模型(8)中的估计值,而模型(21)的系数下降幅度更大,这说明大中型企业比重的增加将会通过遵循成本效应和创新补偿效应来促进环境规制与产能利用率之间的正向关系,并且更多的是通过创新补偿效应实现的,这主要与大中型企业创新能力较强有关。模型(22)表明,小企业比重的增加将会削弱环境规制对环境治理成本的促进作用,这主要与小企业偷排偷放、逃避监管等有关。模型(23)中

$small_{it} \times LREGU_{it-1}$ 的系数估计值显著为负,并且绝对值小于模型(9)的系数估计值,说明小企业比重的增加通过遵循成本效应削弱了环境规制对产能利用率的正向作用,小企业环境污染成本难以内部化是环境规制对产能利用率促进作用下降的主要原因。模型(24)中的 $Small_{it} \times LREGU_{it}$ 系数不显著,很难判断小企业比重增加是否削弱了创新补偿效应对环境规制与产能利用率的正向关系,因此对模型进行 Sobel 检验,^①结果表明小企业的创新补偿效应不显著。

2. 从污染强度的角度。为了考察环境规制对不同污染强度行业的产能利用率的影响,根据污染强度的大小将 28 个制造业行业分别划分为重度污染行业和轻度污染行业。借用李玲和陶锋(2012)的污染强度测量方法,将废水排放总量、二氧化硫排放量、烟尘排放量、粉尘排放量和固体废物排放量 5 个单项污染物排放数据进行线性标准化和等权加和平均的方法来计算制造业 28 个行业的污染排放强度,具体测算方法如下:(1)计算每个行业各类污染物单位产值的污染排放值,即: $UE_{ij} = E_{ij} / Q_i$,其中 E_{ij} 为行业 i 主要污染物 j 的排放量, Q_i 为行业 i 的工业总产值。(2)将各类污染物单位产值的排放量进行 0-1 之间的线性标准化: $UE_{ij}^s = [UE_{ij} - \min(UE_j)] / [\max(UE_j) - \min(UE_j)]$,其中 UE_{ij}^s 为标准化后的污染物排放值, UE_{ij} 为单位产值污染物排放值的原始值, $\max(UE_j)$ 和 $\min(UE_j)$ 分别为主要污染物 j 在所有行业中的最大值和最小值。(3)将各种污染物排放得分等权重加和平均,得到五种污染物的污染排放平均得分: $NUE_{ij} = \sum_{j=1}^5 UE_{ij}^s / 5$ 。(4)将各行业历年的污染排放平均得分汇总,计算得出各行业污染排放强度平均值 λ^i 。

根据上述方法,本文对制造业 28 个行业的污染排放强度进行测算,^②并根据 28 个行业平均污染强度值的中位数 0.04924 将其划分为重度污染行业^③和轻度污染行业。^④针对污染强度不同的制造业行业而言,本文分别考察环境规制对产能利用率的异质性作用,并利用中介效应模型分别对其传导机制的异质性进行研究,估计结果见表 5 和表 6。

表 5 环境规制对偏重度污染行业产能利用率影响的基准模型与传导机制模型估计结果

被解释变量	基准模型	遵循成本效应		创新补偿效应	
	模型(26)LCU _{it}	模型(27)LCOST _{it}	模型(28)LCU _{it}	模型(29)LPAT _{it}	模型(30)LCU _{it}
LCU _{it-1}	0.5161 *** (3.97)		0.5911 *** (3.77)		0.5863 *** (5.47)
LCOST _{it-1}		0.3557 *** (4.07)			
LPAT _{it-1}				0.8236 *** (5.59)	
W _{it}			0.0621 ** (1.98)		0.0123(0.31)
LREGU _{it-1}	0.1108 ** (2.15)	0.2140 ** (2.22)	0.0321(0.57)	0.2929 ** (1.97)	0.0619 * (1.70)
LINV _{it-1}	-0.0156(-0.74)	-0.1196 ** (-2.05)	-0.0002(-0.01)	-0.0244(0.23)	-0.0059(-0.26)
LINNOV _{it-1}	0.6717 * (1.81)	1.1596 ** (2.19)	0.2704(0.70)	0.6010 * (1.88)	0.3872 * (1.70)
GROWTH _{it}	0.5971 *** (3.48)	-1.3707 ** (-2.21)	0.7384 *** (5.64)	-0.5075(-1.41)	0.7264 *** (4.10)
LOPEN _{it}	0.1828 ** (2.10)	0.5953 * (1.82)	0.1722 * (1.71)	0.0458(0.16)	0.1350 ** (2.24)
LCR _{it}	-0.2794(-0.50)	-1.2120 * (-1.86)	0.4962(0.89)	2.9216 * (1.74)	-1.0706(-1.12)
常数项	3.2374 * (1.75)	1.7752(0.56)	2.5977(1.34)	8.8484 ** (2.52)	0.4952(0.37)
AR(1)检验	-2.2148[0.0268]	-2.6827[0.0073]	-2.2[0.0278]	-2.0998[0.0357]	-2.841[0.0045]
AR(2)检验	-1.1964[0.2315]	-0.0568[0.9547]	-1.5126[0.1304]	1.8455[0.0650]	-1.6345[0.1022]
Sargan 检验	5.4902[0.9997]	3.6859[1.0000]	7.7906[0.9999]	8.6913[1.0000]	2.4758[1.0000]

①Sobel 检验的统计量为 $z = \hat{a}\hat{b} / \sqrt{\hat{a}^2 s_b^2 + \hat{b}^2 s_a^2}$,其中 \hat{a} 是中介变量方程中关键解释变量估计系数, \hat{b} 是包含关键解释变量和中介变量的方程中中介变量系数, s_a 和 s_b 分别表示 \hat{a} 和 \hat{b} 的标准误(温忠麟等,2004)。

②鉴于篇幅原因,文中并未将制造业 28 个行业的污染排放强度测算结果列出,如有需要可向作者索要。

③根据前文脚注的标号有:行业 1、2、3、5、8、10、12、13、14、15、16、19、20、21。

④根据前文脚注的标号有:行业 4、6、7、9、11、17、18、22、23、24、25、26、27、28。

表 6 环境规制对偏轻度污染行业产能利用率影响的基准模型与传导机制模型估计结果

被解释变量	基准模型	遵循成本效应		创新补偿效应	
	模型(31) LCU_{it}	模型(32) $LCOST_{it}$	模型(33) LCU_{it}	模型(34) $LPAT_{it}$	模型(35) LCU_{it}
LCU_{it-1}	0.3330*** (2.74)		0.4907** (2.24)		0.5152*** (3.08)
$LCOST_{it-1}$		0.2921* (1.67)			
$LPAT_{it-1}$				0.9935*** (11.37)	
W_{it}			0.0722*** (4.12)		-0.0553(-1.57)
$LREGU_{it-1}$	0.0484* (1.85)	-0.0754(-0.75)	0.0554** (2.32)	0.1375** (2.34)	0.0258* (1.67)
$LINV_{it-1}$	-0.0031(-0.10)	0.0467(0.31)	-0.0225(-0.71)	-0.0418(-0.55)	-0.0458(-1.41)
$LINNOV_{it-1}$	0.0145(1.03)	-0.3194* (-1.78)	0.0133(0.76)	-0.1937(-0.30)	-0.0204(-0.79)
$GROWTH_{it}$	-0.3470(-1.27)	0.3026(0.42)	-0.0698(-0.32)	-0.9718* (-1.76)	0.4083(0.98)
$LOPEN_{it}$	0.6892* (1.76)	-0.0219(-0.06)	0.6208** (2.10)	0.3282** (2.33)	-0.5023(-1.26)
LCR_{it}	2.3703** (2.12)	-1.9744* (-1.67)	1.7033** (2.10)	0.2042(0.28)	-0.8855(-0.49)
常数项	4.7312** (2.05)	-9.9676*** (-3.57)	4.1328** (2.50)	0.6990(0.19)	-1.8697(-0.55)
AR(1)检验	-3.5226[0.0004]	-2.9398[0.0033]	-3.2983[0.0010]	-2.6814[0.0073]	-2.0201[0.0434]
AR(2)检验	0.8788[0.3795]	1.644[0.1002]	1.5209[0.1283]	0.5756[0.5649]	0.4121[0.6803]
Sargan 检验	7.6791[0.9988]	5.0505[1.0000]	4.9148[1.0000]	7.1708[0.9932]	9.4821[0.9999]

表 5 和表 6 表明环境规制对污染强度不同行业的产能利用率具有异质性影响,并且环境规制的两种传导机制会因污染程度不同而产生差异性影响。模型(26)和模型(31)表明环境规制对重度污染行业产能利用率的促进作用要大于轻度污染行业,这主要与前者污染成本占生产成本比重较大,环境规制对利润空间压缩较大,缩减生产投资规模和研制新产品创造新需求动力更足等性质有关。模型(27)中 $LREGU_{it-1}$ 的系数显著为正,说明环境规制会增加重度污染行业的环境治理成本,模型(28)表明,中介效应 W_{it} 的系数显著,而 $LREGU_{it-1}$ 的系数不显著,说明遵循成本具有完全中介效应,即环境规制对重污染行业产能利用率的促进作用是通过遵循成本效应实现的。模型(29)中 $LREGU_{it-1}$ 的系数显著,说明环境规制也促进了重度污染行业的创新,但从模型(30)来看,中介效应的系数不显著,利用 Sobel 检验可以发现创新补偿效应并不显著。对于轻度污染行业,购买污染处理设备的花费较少,环境规制增加对企业生产成本的影响不大,因此模型(32)中 $LREGU_{it-1}$ 的系数不显著,根据 Sobel 检验发现偏轻度污染行业中环境规制的遵循成本效应不显著;模型(34)中 $LREGU_{it-1}$ 的系数显著为正,而模型(35)中的系数不显著,根据 Sobel 检验发现轻度污染行业环境规制的创新补偿效应显著。^①

五、结论与启示

在我国供给侧结构性改革背景下,通过环境规制政策将环境污染成本纳入企业内部,倒逼企业调整生产投资来提升产能利用率是亟待解决的问题。本文主要考察了环境规制对制造业产能利用率的影响及影响机制,并从企业产权性质、企业规模以及行业污染强度三方面详细探讨了环境规制对产能利用率的异质性作用和传导机制。研究表明环境规制对制造业

① 鉴于篇幅原因,稳健性检验结果未列出,稳健性检验表明研究结论不变。

产能利用率具有显著的正向作用,并通过遵循成本效应和创新补偿效应两个渠道来促进产能利用率提升,且前者的作用更大。国企和小企业比重的增加将会减弱环境规制对产能利用率的促进作用,而私企和大中企业比重的提高将会促进环境规制对产能利用率的积极影响,环境规制对重度污染行业产能利用率的促进作用更大,并且环境规制的两种传导机制在上述不同特征下呈现异质性。

基于上述结果,本文提出如下建议:(1)加大环境规制强度,完善环境保护的税收体制,对严重污染环境的生产经营行为征收环境税,建立能够充分反映资源稀缺程度的价格形成机制,倒逼落后产能顺利退出市场。明晰环境产权,切实落实企业环境责任,把地方环保工作业绩纳入地方官员政绩考核体制,建立环境资源污染终身追究制度。(2)引导企业建立创新机制和体系,支持和激励科技创新人才引进,对企业创新活动提供强有力的财政支持,加强知识产权保护制度,为企业加大研发投入实现自主创新、享受研发成果提供良好环境。(3)加快解决国企社会责任负担过重问题,促进国企向市场化方向改革,提高企业经营决策自主权,增强企业市场竞争力。加强对国企的预算硬约束,实现优胜劣汰,并促进国企加大创新投入,积极发挥在技术创新方面的主导作用。(4)加大对小企业污染治理力度,针对企业偷排偷放现象,政府应加大惩罚力度,完善环境保护相关法律并且保证法律的有效执行。(5)针对不同污染强度的行业应制定不同的环境政策,对重度污染行业的污染行为实行专项治理,加大集中整治和突击重点检查并定期通报,对轻度污染行业可适当提高环境规制水平,既不加重企业生产经营负担,又能够利用环境规制增强自主创新能力,进而提高企业市场竞争力和活力。

主要参考文献:

- [1]程俊杰.中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究[J].财经研究,2015,(8):131—144.
- [2]傅京燕,李丽莎.环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J].管理世界,2010,(10):87—98.
- [3]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.
- [4]杨振兵,张诚.产能过剩与环境治理双赢的动力机制研究——基于生产侧与消费侧的产能利用率分解[J].当代经济科学,2015,(6):42—52.
- [5]原毅军,谢荣辉.环境规制的产业结构调整效应研究[J].中国工业经济,2014,(8):57—69.
- [6]Garofalo G A, Malhotra D M. Effect of environmental regulations on state—level manufacturing capital formation[J]. Journal of Regional Science, 1995, 35(2): 201—216.
- [7]Hamamoto M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2006, 28(4): 299—312.
- [8]Jorgenson D W, Wilcoxon P J. Environmental regulation and U.S. economic growth[J]. The RAND Journal of Economics, 1990, 21(2): 314—340.
- [9]Leiter A M, Parolini A, Winner H. Environmental regulation and investment: Evidence from European industry data[J]. Ecological Economics, 2011, 70(4): 759—770.
- [10]Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97—118.

Can Environmental Regulation Enhance Production Capacity Utilization? Empirical Research Based on Panel Data of Manufacturing Industry in China

Han Guogao

(School of Investment & Construction Management, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: China's manufacturing has the problem of generally low capacity utilization at present, and the use of environmental regulation policy to force enterprises to adjust production and investment to enhance production capacity utilization has important significance. But the existing studies have ignored the transmission mechanism of environmental regulation policy on production capacity utilization and the heterogeneity effect, so it is difficult to put forward targeted and differentiated countermeasures. This paper mainly studies the effect of environmental regulation on production capacity utilization in manufacturing and the specific conduction mechanism, and deeply investigates the heterogeneity effect of environmental regulation on production capacity utilization. Then it tests the heterogeneity of the conduction mechanism. It comes to the results as follows: firstly, environmental regulation plays a significant promotion role in production capacity utilization through following cost effect and innovation compensation effect, and environmental regulation has a positive effect on production capacity utilization mainly through eliminating the production capacity which does not meet the environmental standards and has the limited effect on the increase in production capacity utilization through strengthening the technology innovation to create new market demands; secondly, the increase in the proportion of state-owned enterprises and small-sized enterprises weakens the promotion role of environmental regulation in production capacity utilization, the increase in the proportion of private enterprises and large and medium-sized enterprises promotes the positive effects of environmental regulation on production capacity utilization, the promotion role of environmental regulation in production capacity utilization in the partially heavy pollution industries is stronger, and the following cost effect and innovation compensation effect of environmental regulation are also different under the different property rights, enterprise scale and pollution intensity. The conclusions have enlightenment significance to how to use hard constraints of environmental protection to resolve the excess production capacity and to the reduction in ineffective and low-end supply and the promotion of innovation development strategy in the context of the supply-side structural reform.

Key words: environmental regulation; production capacity utilization; heterogeneity effect; following cost effect; innovation compensation effect

(责任编辑 石头)