

企业自生能力与环境 污染:新结构经济学视角

郑洁 付才辉*

摘要: 本文基于新结构经济学视角,放松新古典理论的潜在假设——企业自生能力,初步构建了企业自生能力与环境污染的分析框架,识别出二者的环境治理机制、环境约束机制和技术进步机制,提出相关的研究假说。并利用省级层面和行业层面的面板数据,进行实证检验。研究表明:企业缺乏自生能力程度越大,环境污染越严重。在选取“离受威胁地最短距离”作为企业自生能力的工具变量进行内生性处理,以及考虑环境污染的时间滞后性和空间外溢性等进行稳健性检验后,该结果依然成立。机制检验表明,企业缺乏自生能力,会使得环境治理投入不足,造成环境软约束以及抑制技术进步,从而加剧环境污染。因此,若要解决发展中国家和转型国家的环境污染问题,首要的是解决企业的自生能力问题,这就需要将目标定位在要素禀赋结构的提升上。而为了提升要素禀赋结构,政府的发展战略选择就需要遵循比较优势的原则。因此,若要解决发展中国家和转型国家的环境污染问题,首要的是解决企业的自生能力问题,这就需要将目标定位在要素禀赋结构的提升上。而为了提升要素禀赋结构,政府的发展战略选择就需要遵循比较优势的原则。

关键词: 企业自生能力;环境污染;新结构经济学;国有企业;影响机制

一、引言

改革开放以来,中国经济在取得“增长的奇迹”同时,环境问题也呈现出“污染的奇迹”。据统计,我国已持续多年成为世界第一大二氧化碳和二氧化硫排放国(王敏、黄滢,2015)。仅 World Bank(2007)的估计结果表明,中国因大气和水污染造成的损失为每年1 000亿美元,约占GDP的5.8%。根据环保部(现生态环境部)的研究指出,中国环境污染物的来源主要包括生产性污染、生活性污染以及交通运输性污染,其中生产性污染是最主要的来源。企业作为生产活动的微观主体,其产生的污染排放物是生产性污染的源头。已有研究认为,目前80%的环境污染来自企业的生产经营活动(沈红波等,2012),以二氧化硫为例,2015年工

* 郑洁,北京大学新结构经济学研究院,北京大学国家发展研究院,邮政编码:100871,电子信箱:zhengjie513@pku.edu.cn;付才辉,北京大学新结构经济学研究院,邮政编码:100871,电子信箱:fucaihui@nsd.pku.edu.cn。

本文获得国家社科基金青年项目“新结构经济学的视角下新常态经济发展的动力与机制研究”(批准号:15CJL025)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

业二氧化硫排放量占二氧化硫排放总量的 83.73%。^①

关于企业的环境污染问题的研究由来已久,最基本的经济学教科书中已经形成了十分标准的新古典研究范式。然而,新古典经济学理论存在的一个潜在假设是企业具有自生能力,但是在许多转型和发展中国家,由于它们的发展战略违背了其比较优势,导致其中的企业缺乏自生能力(Lin and Tan, 1999; 林毅夫, 2017)。那么,在此现实背景下,基于新古典经济学的研究范式对企业环境污染的研究是存在偏颇的。因此,有必要放开新古典的这一潜在假设,从新结构经济学视角出发,研究企业自生能力与环境污染的关系。这不仅能够丰富现有的新古典经济理论以及新结构经济学在环境领域的运用,也有利于理解现实中企业“污而不倒”现象(徐志伟、李蕊含, 2019)。

本文认为,企业自生能力是研究环境污染的微观基础。企业具有自生能力,意味着企业能够获得社会可接受的正常利润水平,企业才有能力进行环境治理投入;且在面临环境约束时,企业才可能通过创新活动提高生产效率,进而缓解清洁生产成本上升对企业自身经营造成的负面影响,“波特效应”才能够得到有效激发。相反,当企业缺乏自生能力时,在没有外部保护补贴的情况下,企业无法获得正常利润,也就没有能力投入环境治理;在面对环境约束时,也就无法按照法律法规执行,即使政府出台多么严格的环境制度,也无法得到有效执行,从而形成环境软约束。与此同时,先进的绿色技术也无法得到采纳,“绿色后发优势”得不到发挥,企业更不可能激发出“波特效应”,因而加重环境污染问题。

二、文献综述

企业自生能力的概念最早是由林毅夫和谭国富(1999)发表在《美国经济评论》一文中提出。后续有一系列的研究围绕自生能力展开。例如,林毅夫和刘培林(2001)、林毅夫(2019)讨论了企业自生能力对国有企业改革问题,研究认为,国有企业改革的根本问题在于企业缺乏自生能力。除此之外,文献还讨论了企业自生能力对经济收敛(林毅夫, 2002a)、收入分配(陈斌开、林毅夫, 2013)、国际贸易(林毅夫等, 2017)等的影响。一些学者也将企业自生能力的概念运用于各个领域。例如,王图展(2017)研究了自生能力对农民合作社服务功能实现的影响。杨文欢(2019)将自生能力运用于公共管理领域,分析了在政府因势利导和社会自生能力的分析框架中基层治理创新兴衰的发生机制。然而,关于企业自生能力与环境污染关系的研究着墨甚少^②。

与企业自生能力的环境污染问题相关的一脉文献是,从企业所有制结构角度来分析环境污染的相关问题,但所得结论莫衷一是。一部分文献认为企业的国有性质加剧了环境污染(Talukdar and Meisner, 2001; 涂正革, 2008; 刘瑞明等, 2015; Eaton and Kostka, 2017)。例如, Talukdar 和 Meisner(2001)利用 1987—1995 年 44 个发展中国家的经验研究表明,发展中国家的私有化程度越高,环境恶化的程度越低。而另一部分文献则认为国有企业减轻了环境污染(Earnhart and Lízal, 2007; Lee, 2009; Jiang et al., 2014; 杨帆等, 2016)。例如, Earnhart 和 Lízal(2007)研究企业所有制结构对企业环境绩效的影响时发现,国有企业比私有企业更显著地降低了污染物的绝对排放和相对排放水平。通过梳理已有文献,可以归纳出以下几

^①根据 2016 年《中国环境统计年鉴》的数据测算所得。

^②付才辉等(2018)在研究发展战略与环境污染时,讨论到了企业自生能力,但未对此展开分析。

种国有企业对环境污染的影响机制,即国有企业通过讨价还价、激励不相容、生产技术和规模、环境责任感以及间接渠道对环境污染产生影响。

具体而言,一部分文献认为,国有企业的讨价还价能力强进而加剧环境污染(沈红波等,2012;Eaton and Kostka,2017)。国有企业通常是区域经济发展的支柱,是地方政府的主要财政收入来源,受到国家多种扶植政策的支持,不仅与政府机构关系密切,甚至一些国有企业的高层管理人员在行政级别上比环境规制机构的还要高。因此,国有企业与地方政府等环保机构的讨价还价能力较强,容易出现寻租等活动以规避环境规制,成为排污的主体(杨帆等,2016),具有更大的排污动机。一部分文献则认为,国有企业的管理者激励不相容也可能加剧环境污染。根据国家法律,国有企业在性质上归全体公民所有,然而正如周其仁(2000)认为的,在“所有者缺位”的情况下,个人事实上拥有企业的人力资产权利。因此,在国有企业的所有者和管理者的身份与行为目标存在差异的情况下,对管理者的激励不相容可能导致国有企业的环境污染恶化。现阶段,国有企业管理者以提高自身行政级别作为其职业目标,为了提升自身的政绩,往往倾向于采取一些短平快的方式,例如建立分厂,扩大企业规模和营业范围,更积极地施行与政府相关的基建项目等。然而,对于环境污染问题,不仅需要投入大量的人力物力成本,而且实施效果时间长、不显著且在绩效考核中所占权重小,再加上管理者在企业中的任期长短不确定,根本没有足够的激励机制制定污染治理的长期规划,从而加剧环境污染。

但是,另外一部分文献认为,国有企业的生产技术和规模较高可能减少环境污染。国有企业通常为大型企业,在生产规模、生产技术、生产的软硬件设施和劳动力素质等方面都具有较高水平,处理污染的能力强、治污成本低,有利于发挥规模效应,带来更少的环境污染问题。还有一部分文献认为,国有企业通过环境责任感影响环境污染。正如国有企业承担着战略性政策负担和社会性政策负担一样(林毅夫、谭国富,2000),国有企业很大程度上还承担环境保护的责任。随着十八大报告把生态文明建设放在突出地位,环境保护逐渐纳入地方政府的发展目标。地方政府为了实现生态保护,最直接的方式就是让国有企业承担起节能减排的任务。加之中国环境政策多针对国有企业等大型企业而制定,相应的规制和监管体系更为完善,国有企业受到环境规制作用更强(杨帆等,2016),对其污染行为的监管更为严格,其污染排放将可能更低(Lee,2009;魏玮、刘婕,2015)。然而,与此相反的是,也有文献认为正是由于国有企业缺失其所应有的社会责任,从而加剧环境污染(卢现祥、许晶,2012)。此外,部分文献认为,国有企业通过对其他所有制企业的影响作用于环境污染。国有企业作为不同所有制企业中的领导者和风向标,可以通过示范—模仿效应、生产研发等合作方式以及人员流动对其他所有制企业的生产排污行为产生影响(杨治等,2015)。

此外,刘瑞明等(2015)研究发现企业的所有制结构和预算约束影响了地区的能源效率和节能减排。当企业面临硬预算约束时,激烈的市场竞争本身会迫使企业通过提高能源效率的方式获得生存和实现盈利。而当企业面临软预算约束时,会诱发其道德风险,对节能减排的投入积极性较低。由于转型经济中不同所有制企业面临的软预算约束程度不同,致使一个地区的所有制结构决定了地区的能源效率,地区国有比重越高,软预算约束程度越大,能源效率和节能减排绩效越差。因此,他们的政策建议是应转变所有制结构,从而有效地提高能源效率,实现经济增长和节能减排的携手并进。然而,盲目地改革所有制结构不仅无法从根本上解决预算软约束问题,还会恶化整体经济的发展。同样的,运用到环境问题方面,

该观点不仅无法解决环境污染问题,还有可能导致环境污染的进一步恶化,陷入“环境污染陷阱”。

王守坤(2018)则从僵尸企业的角度分析其对污染排放的影响,基于我国工业企业数据库,实证研究发现,僵尸企业资产规模比例越高,工业污染排放强度也越高。申广军(2016)基于新结构经济学视角,研究认为,僵尸企业往往是没有自生能力的企业,僵尸企业的比例与国有企业比例高度正相关。因此,本文认为,无论是国有企业从所有制结构角度,还是僵尸企业从可持续盈利能力角度,二者本质上都是刻画企业自生能力的维度。

综上所述,已有关于企业自生能力的相关研究在环境问题上着墨不多,而已有从所有制结构探讨环境污染问题的相关研究,是在第二位层面进行分析,还有待从第一位层面进行深入分析。诚然,所有制结构确实存在一定的影响,但这不是问题的根本。具体而言,尽管已有研究从企业所有制结构角度论证了其对环境污染产生的影响,认为需改革企业所有制结构,以改善环境污染问题。但是,企业的所有制本身也是内生的,正是由于企业缺乏自生能力,才需要将这些不具备自生能力的企业国有化,国有化是政府不让缺乏自生能力企业倒闭的一种制度安排(林毅夫,2002b)。而且历史经验教训已经表明,改革企业所有制可能导致极其严重的通货膨胀和经济倒退。因此,需要从第一位出发——企业自生能力来分析其环境污染问题。

相比已有文献,本文可能的贡献是:(1)初步建立了企业自生能力与环境污染的理论分析框架,识别二者的主要影响机制,即环境治理机制、环境约束机制和技术进步机制;(2)实证方面,在以国有企业比重作为企业自生能力的主要度量指标的基础上,本文基于新结构经济学的理论逻辑,追溯我国的发展历史,选取“离受威胁地最短距离”作为企业自生能力的外生工具变量,从而能够有效剥离企业所有制结构效应对实证结果的影响,达到识别出企业自生能力对环境污染的影响;(3)机制的实证方面,本文实证检验了企业自生能力通过以工业污染源治理投资作为度量指标的环境治理机制,以当年实施行政处罚案件和排污费作为度量指标的环境约束机制,以自主研发经费支出、技术引进经费支出以及技术改造经费支出作为度量指标的技术进步机制,对环境污染的影响。

三、理论分析和特征性事实

企业自生能力是指,一个处于开放自由竞争的市场环境中,具有正常管理水平的企业,无需依靠政府或外部补助就可以预期获得一个社会可接受的正常利润水平的能力(Lin, 2009)。企业的自生能力是新结构经济学的微观分析基础。自生能力决定于企业所使用的技术和所在的产业是否与要素禀赋结构所决定的比较优势相一致。如此,企业要素生产成本最低;当经济中的软硬基础设施合适时,交易成本也会最低,从而形成最强的竞争力,企业不需要政府的保护补贴就能生存(林毅夫,2017)。

基于企业自生能力的定义(原理)可知,具有自生能力的企业意味着在市场上能够获得正常的利润,其生产成本和交易成本是最低的。当这些具有自生能力的企业在面临环境约束时,尽管增加了总成本,在短期可能会亏损,甚至部分企业会被淘汰;但长期来看,这些具有自生能力的企业有能力采用绿色环保的生产要素(例如,调整能源消费结构)和节能减排技术,加大绿色技术创新和环境治理水平,从而降低环境污染排放。彭海珍和任荣明(2004)研究认为,企业可以通过安装排污设备、采取政府指定的环境技术标准、进行一定的环境投

资以及实施环境管理体系等方式实现环境成本内部化,以达到政府要求减少的污染量。在政府制定的环境政策和法规的约束下,企业采取上述各种措施的最终结果表现为企业污染排放的多少和污染消除的多少。

企业自生能力也是实现“波特假说”的关键。著名的环境波特假说认为,合理而严格的环境约束可以促使企业进行更多的创新活动以提升企业的生产率和竞争力,创新补偿可以部分或全部弥补由污染治理额外带来的外部成本,从而释放环境红利和经济红利,创造节能减排和经济增长的双赢机会(Porter and Van der Linde, 1995)。而“波特假说”能否实现的必要条件就在于企业是否具有自生能力。只有企业具有自生能力,才能够在环境约束和环境激励下,激发出“波特效应”。刘和旺等(2018)基于中国工业企业数据和省级层面环境规制的合并数据检验了“波特假说”在中国的适用性及其条件。研究发现,“波特假说”只对非国有企业和高污染密集行业中的企业适用。这进一步佐证了本文的观点,因为非国有企业假若不具有自生能力,那么在没有外部保护补贴的情况下,将无法生存;而只有具有自生能力的非国有企业在面对环境规制压力下,采取环保战略,积极进行技术创新,才能激发出“波特效应”。

相反,假若企业缺乏自生能力,在此情况下,企业自身都难以维持生存,更不可能将污染成本内部化。纵使政府出台多么严格的环境法律法规,企业也将无法执行,从而导致环境约束失效,成为环境软约束问题(付才辉等, 2018)。事实上,以中国为例,从20世纪90年代初开始在地方层面就陆续颁布了大量的环境立法,1996–2004年这九年期内的地方环境立法平均数高达6件,特别是2002年立法通过数高达11件。然而,几乎没有证据支持地方环保立法能够有效地改善当地环境质量,其原因是地方环保执法力度不够,使得环保立法成为一纸空文(包群等, 2013)。进一步地,造成环保立法无法执行的根本原因就在于当地的企业没有自生能力。与此同时,企业也无法投入资金和人力到环境治理中,更不可能采用绿色环保技术,进行技术创新和改造升级,“波特假说”也就无法实现。正如林毅夫和李永军(2003)的研究认为,企业不具有自生能力,能够继续生存下来的唯一理由就是政府保护措施的实施,在存在保护措施的前提下,不可能出现波特意义上的激烈竞争。这也就意味着环境波特假说无法得到有效的激发。

基于以上的理论分析,本文至少可以提出以下可供检验的研究假说。

核心假说1:企业缺乏自生能力程度越大,环境污染越严重。

在此基础上,本文提出三个机制假说:

机制假说1:企业缺乏自生能力程度越大,环境治理水平越低,加剧环境污染。

机制假说2:企业缺乏自生能力程度越大,造成环境软约束程度越高,环境污染越严重。

机制假说3:企业缺乏自生能力程度越大,抑制技术进步,加剧环境污染。

基于上述的文献归纳和理论分析可知,以国有企业作为企业自生能力的代理变量不失为一种合理的选择。因此,在描述特征性事实和实证分析部分,本文主要以国有企业作为企业自生能力的代理变量,具体的指标选取见下文。一个地区或行业国有企业所占比重越大,意味着其中的企业缺乏自生能力的程度越大。为了初步验证本文的研究假说,图1描绘了企业自生能力与环境污染的散点关系,可以发现,二者呈现显著的正相关关系。国有企业所占比重的增大,意味着企业缺乏自生能力的程度越大,那么环境污染程度也就越大。这一结果在以工业 SO_2 、化学需氧量和烟尘排放量作为环境污染的代理指标下均是稳健成立的。

考虑到内生性等问题,还需要进行更加严谨的实证检验。

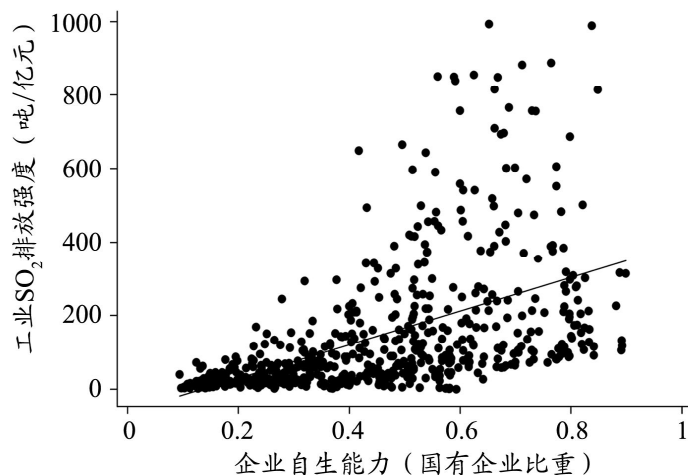


图1 企业自生能力与环境污染的散点关系

四、实证设计

(一) 模型构建

首先,为了检验企业自生能力对环境污染的影响,构建计量模型如下:

$$Pol_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VIABILITY_{it} + X'_{it}\beta + \delta_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: i 表示地区或行业, t 表示年份; Pol_{it} 表示环境污染变量; $VIABILITY_{it}$ 是核心解释变量,表示企业自生能力; X_{it} 是其他控制变量; φ_j 表示地区或行业的固定效应; δ_t 表示时间固定效应,用来控制随时间变化的因素所产生的影响; ε_{it} 是随机误差项。

其次,为了检验机制假说,构建如下的计量模型:

$$Mech_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VIABILITY_{it} + X'_{it}\beta + \delta_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Pol_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VIABILITY_{it} + \alpha_2 Mech_{it} + X'_{it}\beta + \delta_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(2)式首先就企业自生能力对机制变量的影响进行实证检验,其中 $VIABILITY_{it}$ 仍然表示企业自生能力变量; $Mech_{it}$ 表示机制变量,包括环境治理机制、环境约束机制和技术进步机制。

(3)式则是将机制变量和企业自生能力变量同时纳入实证模型,以观察估计系数的变化情况,从而达到检验机制效应的目的。

最后,作为对机制假说的稳健性检验,构建如下的交互项模型:

$$Pol_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VIABILITY_{it} + \alpha_2 Mech_{it} \times VIABILITY_{it} + X'_{it}\beta + \delta_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式中: $Mech_{it} \times VIABILITY_{it}$ 表示企业自生能力变量与机制变量的交互项,其估计系数通过显著性检验,就可以在一定程度上说明企业自生能力通过机制变量对环境污染产生影响。

(二) 变量及数据说明

1. 环境污染的指标选取

现阶段在我国的统计体系中存在两套环境污染数据,包括污染物排放数据和污染物监测数据。这两套数据的统计方法存在较大差异:污染物排放数据是由工业企业自报的数据,而监测数据是由各个地方环保监测站对大气或水污染物浓度直接测量所得的数据。两套数据均被不同的研究者所使用,各有利弊(王敏、黄滢,2015)。由于污染物的监测数据是地区生产、生活和交通运输等一系列人类活动共同作用的结果,导致该结果的因素复杂多变,难以控制;

而且受监测点选择的影响较大,同时存在空气质量监测站点周围实施“精准治理”^①等人为压低监测数据的影响。相比于此,排放量数据仅统计的是工业企业生产活动的污染排放,更符合本文的研究需要。因此,本文主要选取污染物排放量数据作为环境污染的数据来源。

自从“十一五”规划首次将二氧化硫和化学需氧量的排放总量明确为约束性指标,这两类污染物受到普遍关注。加上2013年以来,我国大部分地区出现的雾霾天气,其中烟尘是空气悬浮颗粒物的主要成分。因此,选取工业二氧化硫(SO_2)、工业化学需氧量(COD)以及工业烟尘(DUST)排放量作为空气污染物和水污染物的主要指标。考虑到各个地区之间的规模差异,参考已有文献的做法,将三类污染物排放量除以工业生产总产值,从而得到各类污染物排放强度指标,并以此进行实证检验。

2. 企业自生能力的指标选取^②

林毅夫和刘培林(2001)以及林毅夫(2019)充分论述了企业自生能力和国有企业的关系,认为国有企业的问题根本在于自生能力。因此,国有企业是不具备自生能力企业的代表(申广军,2016;林毅夫等,2017)。基于此,本文选择国有企业比重作为企业自生能力的主要度量指标,一个地区或行业中国有企业比重越高,意味着其中的企业缺乏自生能力的程度越大。具体而言,国有企业比重(SOE)的测度方法是,国有及国有控股企业工业总产值除以工业总产值(卢现祥、许晶,2012;杨帆等,2016)。该指标越大,表示地区或行业中国有企业的比重越大,其中企业缺乏自生能力的程度越大;反之,该指标越小,表示国有企业的比重越小,其中企业具有自生能力的程度越大。理论预期其估计系数为正,也就是国有企业比重越高,企业缺乏自生能力的程度越大,环境污染越严重。

除此之外,由于缺乏自生能力的企业一般在没有外界保护补贴的情况下,是无法获得正常利润的,很可能存在亏损。为此,根据国家统计局提供的国有控股工业企业亏损企业单位数和国有控股工业企业单位数的数据,构建国有企业亏损企业比例这一指标来进行稳健性检验。该指标的优势在于不仅能够捕捉企业自生能力的部分信息,还能够剥离企业所有制结构这一效应的影响。

3. 机制变量的指标选取

本文主要从环境治理机制、环境约束机制以及技术进步机制三个方面探讨企业自生能力对环境污染的影响。(1)环境治理机制主要利用工业污染源治理投资(EINSTRU)衡量。(2)环境约束机制,这里主要考察经济约束和行政约束,经济约束利用排污费(PFEE)衡量,行政约束利用当年实施行政处罚案件(PCASE)衡量。(3)包括环保技术在内的技术进步,在促进产出增加的同时,能够有效地减少单位产出的污染物排放量(涂正革,2008),因此,技术进步是企业减少环境污染的重要机制。本文从自主研发(RandD)、技术改造(TREV)和技术

①李禾,2017:《雾霾监测:对数据造假说“不”》,《科技日报》2月7日第三版。

②对于企业自生能力的度量问题,目前仍处于探索阶段。本文以国有企业比重作为反映企业自生能力的代理变量,确实存在一定的问题,正如,对新结构经济学中发展战略的度量采用技术选择指数(TCI)一样,是一个内生性很强的变量。但在现阶段情况下,在没有其他更好的选择下,采用国有企业比重作为企业自生能力的代理变量也具有一定的合理性。庆幸的是,在实证过程中,国有企业比重与环境污染的正相关关系较明显,当然,这种关系是包含了国有企业多种因素共同作用的结果,正如文献综述中所归纳的,国有企业比重至少通过讨价还价、激励不相容、生产技术和规模、环境责任感以及间接渠道等方式影响环境污染。为此,本文的思路是采用工具变量的方法,寻找一个外生工具变量,其直接且仅作用于国有企业的自生能力来影响环境污染,从而识别企业自生能力与环境污染的因果关系。这一点感谢匿名审稿人的建议。

引进(*TIND*)三个方面考察技术进步机制在企业自生能力影响环境污染中的作用。

4. 控制变量的选取

已有对环境污染影响因素的研究浩如烟海。在省级层面上,基于环境库兹涅茨曲线假说(Grossman and Krueger,1995),借鉴 Brock 和 Taylor(2005)关于经济增长与环境的系统综述将环境污染归纳为规模效应、结构效应和技术效应,并结合国内分析环境污染的相关文献(包群、彭水军,2006;许和连、邓玉萍,2012;王敏、黄滢,2015;郑洁等,2018),本文选取如下的控制变量:(1)人均 GDP(*RGDP*)一次项及其二次项,理论预期一次项的估计系数为正,二次项的估计系数为负,呈倒“U”型。(2)人口规模(*POP*),用以反映规模效应对环境污染的影响,理论预期为正。(3)产业结构(*INDUS*),以第二产业增加值占 GDP 的比重来度量,理论预期其估计系数为正。(4)能耗技术(*TECH*),采用各地区能源消费总量与 GDP 之比表示,理论预期其估计系数为正。(5)城市化程度(*URBAN*),选取城镇人口占总人口比重表示,理论预期其估计系数为正。(6)外商直接投资(*FDI*),以实际利用外商直接投资占 GDP 的比重表示,理论预期其估计系数其估计系数为负。(7)经济开放程度(*OPEN*),选取进出口贸易总额占 GDP 的比重来度量,理论预期为负。(8)财政分权(*FDEC*),采用省级人均财政支出/中央人均财政支出表示,理论预期其估计系数为正。

5. 数据说明

本文的样本量主要由 1997—2016 年 30 个省级层面的面板数据组成,受数据限制,不包括港澳台地区和西藏自治区。各变量原始数据来源于:历年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及各省统计年鉴。表 1 给出了主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量描述性统计结果

类别	变量名	含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量	<i>GSO₂</i>	工业 SO ₂ 排放强度(吨/亿元)	600	149.84	202.87	0.58	1676.57
	<i>GCOD</i>	工业 COD 排放强度(万吨/亿元)	600	65.97	153.04	0.13	1829.59
	<i>GDUST</i>	工业烟尘排放强度(吨/亿元)	600	87.46	133.09	0.44	1187.67
核心自变量	<i>VIABILITY</i>	企业自生能力(国有企业比重)	600	0.45	0.21	0.09	0.90
机制变量	<i>EINSTRU</i>	工业污染源治理投资(亿元)	570	15.23	16.85	0.08	141.60
	<i>PCASE</i>	当年实施行政处罚案件(起)	600	2999.12	4605.34	1.00	38434.00
	<i>PFEE</i>	排污费(亿元)	600	4.48	4.46	0.03	28.73
	<i>RandD</i>	R&D 经费内部支出(亿元)	600	136.25	239.33	0.13	1680.00
	<i>TIND</i>	技术引进经费(亿元)	600	11.90	16.38	0.00	135.00
	<i>TREV</i>	技术改造经费(亿元)	600	91.12	96.57	0.02	717.89
控制变量	<i>RGDP</i>	人均 GDP(万元/人)	600	2.58	2.24	0.22	11.81
	<i>POP</i>	年末常住人口(万人)	600	4337.74	2620.32	496.00	10999.00
	<i>INDUS</i>	产业结构	600	0.45	0.08	0.19	0.66
	<i>TECH</i>	能耗技术(万吨标准煤/亿元)	600	1.41	0.85	0.27	5.03
	<i>URBAN</i>	城市化程度	600	0.48	0.16	0.22	0.90
	<i>FDI</i>	外商直接投资(亿元)	600	310.50	409.10	0.20	2256.43
	<i>OPEN</i>	经济开放程度	600	0.32	0.61	0.03	12.05
	<i>FDEC</i>	财政分权	600	4.53	2.95	1.08	14.88

五、实证结果及分析

(一) 基准回归结果分析

表 2 汇报了基准回归结果,其中因变量包括工业二氧化硫排放强度(GSO_2)、工业化学需氧量排放强度($GCOD$)以及工业烟尘排放强度($GDUST$),利用固定效应模型进行估计^①。其中列(1)、(3)和(5)在未加入控制变量时,对三类污染物排放强度进行估计,结果可见,企业自生能力($VIABILITY$)的估计系数均显著为正,这在一定程度上说明企业自生能力与环境污染正相关,与散点图的描述一致,即企业缺乏自生能力程度越大,环境污染越严重。进一步地,列(2)、(4)和(6)加入一系列控制变量进行估计,结果可见,企业自生能力的估计系数仍然均显著为正,仅是估计系数有所减小,这是符合实证逻辑的,剥离掉相关变量的影响,估计系数也会相应的减小,符合理论预期。

表 2 基准回归结果

变量	GSO_2		$GCOD$		$GDUST$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$VIABILITY$	7.737 *** (19.366)	3.991 *** (9.105)	4.677 *** (13.962)	2.542 *** (5.532)	5.270 *** (18.132)	3.628 *** (10.151)
$RGDP$		65.527 *** (4.648)		39.944 *** (2.703)		45.914 *** (3.994)
$RGDP2$		-4.922 *** (-5.008)		-3.633 *** (-3.527)		-3.238 *** (-4.042)
POP		0.007 (0.340)		0.028 (1.413)		0.006 (0.411)
$INDUS$		5.679 *** (6.216)		5.114 *** (5.341)		4.877 *** (6.547)
$TECH$		1.841 *** (14.776)		0.061 (0.464)		1.371 *** (13.495)
$URBAN$		-11.639 *** (-8.013)		-14.208 *** (-9.333)		-5.069 *** (-4.280)
FDI		0.110 *** (4.568)		0.113 *** (4.493)		0.052 *** (2.653)
$OPEN$		0.308 (0.034)		0.899 (0.095)		1.296 (0.176)
$FDEC$		14.442 *** (2.977)		11.349 ** (2.232)		13.263 *** (3.353)
$_cons$	-198.287 *** (-10.589)	288.089 *** (2.637)	-144.474 *** (-9.201)	586.333 *** (5.121)	-149.662 *** (-10.985)	67.389 (0.757)
N	600	600	600	600	600	600
R^2	0.397	0.708	0.255	0.437	0.366	0.615
F	375.060	135.872	194.925	43.381	328.763	89.272

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上通过显著性检验,括号内为 t 值,下同。

从控制变量的结果来看,人均 GDP 一次项的估计系数均显著为正,且二次项的估计系数均显著为负,该结果支持了环境库兹涅茨曲线“倒 U 型”假说。人口规模(POP)的估计系数为正,但未通过显著性检验。产业结构($INDUS$)的估计系数显著为正,符合理论预期。能耗技术($TECH$)的估计系数显著为正,表示单位能源消耗越大,则导致环境污染越严重,符合

^①Hausman 检验结果表明,固定效应模型更优。

理论预期。城市化程度(*URBAN*)的估计系数显著为负,说明城市化程度的提高有利于降低污染排放强度。外商直接投资(*FDI*)的估计系数显著为正,支持了“污染避难所”假说。经济开放程度(*OPEN*)的估计系数为正,但未通过显著性检验。财政分权(*FDEC*)的估计系数显著为正,符合理论预期。

(二) 内生性处理

尽管基准回归的估计结果支持了本文的研究假说,但是已有研究认为仅用固定效应模型得出的结果可能由于内生性等问题存在较大偏误(耿强、杨蔚,2010;卢现祥、许晶,2012)。已有研究大多是采用动态面板数据模型和利用系统矩估计方法来缓解内生性问题,这对于检验企业所有制结构对环境污染的影响,可能有效。而本文的目的在于检验企业自生能力与环境污染的因果关系,仅仅利用系统矩估计等方法是不够的,需要更为有效的工具变量。为此,本文首先对企业自生能力与环境污染可能存在的内生性问题进行梳理。具体包括:一是测量偏差问题,由于本文主要以国有企业比重作为企业自生能力的度量指标,但这并不能代表企业自生能力的全部,存在一定的测量偏差,因此就需要寻找到一个合适的外生工具变量来识别企业自生能力影响环境污染的因果关系。除此之外,环境污染指标采用的是排放量数据,该数据是由工业企业自报形成,很有可能存在低报的现象,也造成一定的测量偏差问题。二是反向因果关系,环境污染可能反过来影响企业的自生能力,由于大量的环境污染造成整体宏观环境的恶化,使得原本具有比较优势的产业逐步失去了比较优势,进而影响到企业的生产成本和交易成本(陆旻,2009),从而导致企业缺乏自生能力。三是遗漏变量问题,由于影响环境污染的因素众多,遗漏变量问题也不可避免。因此,为了缓解以上的内生性问题,本文尝试选取外生工具变量来进行内生性处理,以检验本文结论的稳健性。

基于我国的历史事实可知,在新中国成立初期,为了适应赶英超美、快速实现工业化以及国防等方面的需要,中国选择了重工业优先发展战略。然而,重工业的核心特征是资本需求大,劳动需求少,这与中国劳动力富余、资本稀缺的资源禀赋特征不匹配。发展重工业不符合当时中国经济的比较优势(陈斌开、林毅夫,2013)。重工业产业难以在市场经济的方式下发展起来,追求利润最大化的私营企业不会自发地进入重工业产业,因此,需要政府干预经济,将企业国有化来优先发展重工业,而这些企业在当时是不具有自生能力的。政府的重工业优先发展战略,在经过“一五”、“二五”和“三线建设”时期,通过新建和搬迁等方式,逐步将我国的重工业企业转移到内地,客观上形成了当时的“三线建设”格局。由此看来,各地区不具备自生能力的企业与当时的“三线建设”格局存在必然的联系。

历史上,“三线建设”格局,一般是指由沿海、边疆地区向内地收缩划分的三道防线^①。20世纪60年代中国的威胁主要来自前苏联、美国和中国台湾地区,重工业部门一般选址在离三者都比较远的地方,如陕西、甘肃、四川等地,由此形成了当时的重工业企业布局。因此,基于该历史特征事实,使用“离受威胁边境最短距离”作为企业自生能力(*VIABILITY*)的工具变量就成为可能。根据陈斌开和林毅夫(2013)对“离受威胁地最短距离”的定义:为各地区省会城市离北部边界线、东部海岸线或南部海岸线的最短距离,本文利用中国地图和谷歌地图则可测算出各地区省会城市离受威胁地的最短距离。

^①具体三线建设的范围可参看百度百科词条:<https://baike.baidu.com/item/%E4%B8%89%E7%BA%BF%E5%BB%BA%E8%AE%BE/1691434?fr=aladdin>。

图 2 展示了离受威胁地最短距离与企业自生能力的散点图。从图中可以看出,离受威胁地最短距离与国有企业比重呈现正相关,即离受威胁地最短距离越远,重工业企业越多,不具有自生能力的企业也就越多,国有企业比重也就越大;反之,则国有企业比重越小。鉴于此,本文使用离受威胁地最短距离作为企业自生能力的工具变量,以缓解内生性问题。

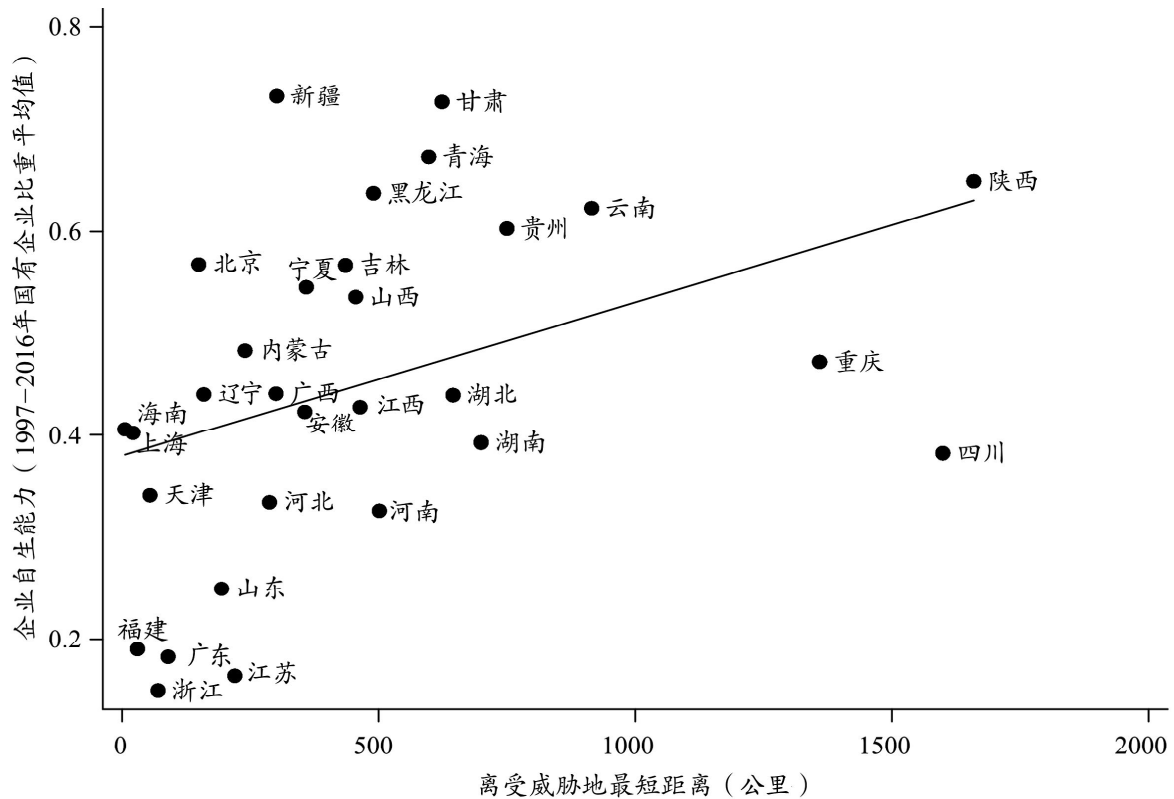


图 2 离受威胁地最短距离与企业自生能力

表 3 汇报了两阶段最小二乘法的估计结果。首先,由第一阶段回归结果来看,离受威胁地最短距离(*distance*)的估计系数显著为正,说明离受威胁地最短距离这一工具变量对国有企业比重有着显著的正向影响,即离受威胁地最短距离越远,企业自生能力越弱。且回归的 F 值均大于 10,通过了 1%水平下的显著性检验,说明本文的工具变量不存在弱工具变量问题。Hausman test 的检验结果($P < 0.05$)均表明 OLS 和 IV 估计值在统计上有显著差别,从而肯定 IV 策略的有效性。

表 3 企业自生能力与环境污染的工具变量回归结果

变量	CSO_2	$GCOD$	$GDUST$	CSO_2	$GCOD$	$GDUST$	CSO_2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>VIABILITY</i>	4.650 *** (3.112)	7.404 *** (4.072)	1.207 (1.221)	4.650 *** (3.488)	7.404 ** (2.497)	1.207 (1.251)	4.040 *** (2.818)
<i>distance</i>							0.603 (1.515)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
第一阶段回归结果							
<i>distance</i>	0.010 *** (7.000)	0.010 *** (7.000)	0.010 *** (7.000)	0.010 *** (6.912)	0.010 *** (6.912)	0.010 *** (6.912)	
F	105.64	105.64	105.64	141.97	141.97	141.97	
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
N	600	600	600	600	600	600	600

其次,从第二阶段的估计结果来看,列(1)–(3)是分别以三类污染物排放强度作为因变量的估计结果,可以看出企业自生能力(*VIABILITY*)的估计系数均为正,除了工业烟尘排放强度(*GDUST*)的显著性略弱外,均通过了1%的显著性检验。这说明对企业自生能力的内生性问题处理后,基准回归的估计结果是稳健成立的。也就是说,在1997—2016年样本时段内,企业缺乏自生能力程度越大(国有企业比重越大)的地区确实导致环境污染物排放强度的增加。进一步考虑到可能存在的异方差问题,列(4)–(6)采用GMM估计,发现估计结果与列(1)–(3)基本一致,从而说明估计结果具有一定的稳定性。

列(7)则进一步对工具变量的外生性进行检验。参考孙圣民和陈强(2017)利用半简化式回归方法(*semi-reduced form regression*)检验工具变量的外生性。该方法的基本思路是,若工具变量与原方程的扰动项不相关,则将工具变量引入原方程进行估计,理论预期工具变量的估计系数应该不显著,从而在一定程度上佐证工具变量的外生性条件。从列(7)的估计结果可以看出^①,工具变量离受威胁地最短距离(*distance*)的系数未通过显著性检验,由此说明本文选取的工具变量满足一定的外生性条件。另外,从相关的假设检验来看,选择的工具变量是合理的,不存在过度识别问题。

(三) 稳健性检验

在进行内生性检验后,下文进一步从环境污染和解释变量的滞后性、企业自生能力的指标选取、样本时段、地区的差异性以及环境污染的空间外溢性等维度对研究假说进行稳健性检验。

表4汇报了一系列稳健性检验的估计结果。(1)考虑到环境污染在时间上可能存在一定的持续性,前期的污染强度可能对当期的环境污染强度产生影响,很可能存在滞后效应,因此,在基准模型的基础上,引入因变量的滞后一期作为解释变量,进行估计,结果见列(1)。由列(1)可见,因变量滞后一期的估计系数均显著为正,说明污染强度存在滞后效应,与已有关于环境污染的研究一致(卢现祥、许晶,2012)。且企业自生能力的估计系数显著为正,与基准模型基本一致,说明环境污染的滞后性不会对模型的结果产生根本性影响。(2)考虑到宏观变量往往存在一定的滞后性,为此,列(2)报告了将所有解释变量滞后一期的估计结果,结果可见,企业自生能力的估计系数仍然基本显著为正,说明企业自生能力对环境污染的影响具有一定的持续性。(3)由于缺乏自生能力的企业一般在没有外界保护补贴的情况下,是无法获得正常利润的,很可能存在亏损。为此,根据国家统计局提供的国有控股工业企业亏损企业单位数和国有控股工业企业单位数的数据,本文尝试构建国有企业亏损比例这一指标,以此来捕捉企业自生能力的部分信息,且该指标还有一优势在于能够剥离企业所有制结构这一效应的影响,估计结果见列(3)。由列(3)可见,企业自生能力的估计系数仍然基本显著为正,在一定程度上识别了企业自生能力对环境污染的影响。(4)由于2016年官方没有公布工业口径的各省污染物排放数据,本文采用线性插值法填补2016年的数据,所以稳健性分析剔除这一年再回归,结果如列(4)所示,可以发现,估计结果未发生较大变化。(5)考虑到我国各地区的差异较大,遵循已有研究将样本划分为东部、中部和西部地区,结果如列(5)–(7)所示,可见无论是东部还是中西部地区样本中,企业自生能力的估计系数均显著

^①限于篇幅,未列出以工业COD排放强度和工业烟尘排放强度作为因变量的估计结果,估计结果与工业SO₂排放强度的结果基本一致。

为正,这与大多数基于省级层面的实证结果一致(卢现祥、许晶,2012),而耿强和杨蔚(2010)的分地区的实证结果显示,国有企业在东部地区减少污染,在中西部地区并不显著。

表 4 企业自生能力与环境污染稳健性检验的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	因变量 滞后一期	解释变量 滞后一期	自生能力的 指标选取	样本时段 1997—2015 年	东部地区	中部地区	西部地区
<i>GSO₂</i>							
L. <i>GSO₂</i>	0.550 *** (17.979)						
<i>VIABILITY</i>	1.935 *** (5.006)	1.151 ** (2.566)	1.361 ** (2.220)	4.058 *** (8.976)	2.072 *** (6.985)	3.568 *** (5.180)	6.112 *** (7.072)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.842	0.713	0.421	0.698	0.768	0.743	0.805
<i>GCOD</i>							
L. <i>GCOD</i>	0.243 *** (5.811)						
<i>VIABILITY</i>	1.773 *** (3.362)	1.289 *** (2.734)	1.361 ** (2.220)	2.562 *** (5.461)	1.640 *** (8.175)	1.653 *** (5.492)	3.850 *** (4.413)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.479	0.438	0.421	0.439	0.684	0.732	0.704
<i>GDUST</i>							
L. <i>GDUST</i>	0.355 *** (9.915)						
<i>VIABILITY</i>	2.156 *** (5.745)	0.542 (1.456)	0.569 (1.302)	3.701 *** (10.001)	2.204 *** (6.919)	3.887 *** (4.935)	4.950 *** (7.603)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.709	0.610	0.607	0.610	0.537	0.641	0.723
N	570	570	510	570	220	160	220

除此之外,环境污染物具有空间外溢性,已基本达成共识(许和连、邓玉萍,2012)。考虑到环境污染物外溢性特征,进一步地,利用空间计量模型就企业自生能力对环境污染的影响进行稳健性检验。在运用空间计量经济学研究空间溢出效应时,空间权重矩阵的确定是至关重要的一步。已有研究文献中空间关系的设定方式主要分为地理空间权重矩阵和经济空间权重矩阵两种。为此,本文基于基本的 0-1 空间权重矩阵,结合我国各省的铁路网密度以及禀赋结构特征,分别构建以下三种空间权重矩阵:(1)0-1 空间权重矩阵,记为 W^{ad} 。该空间权重矩阵是依据地理是否相邻来设定,地理相邻的地区被赋值“1”,其他的地区被赋值“0”,并对矩阵做行标准化处理。(2)铁路网密度空间权重矩阵,记为 W^r 。公式为:

$$W^r = W^{ad} \times E^r, E^r = \frac{1}{|RD_i - RD_j|}, i \neq j \quad (5)$$

(5)式中: E^r 表示地区铁路网密度差异矩阵,两地区的铁路网密度差异越大,表示其空间关系越弱; RD_i 表示地区*i*的铁路网密度,铁路网密度=各省市的铁路营业线路里程/各省市的国土面积。(3)禀赋结构空间权重矩阵,记为 W^e 。从新结构经济学视角出发,禀赋结构是分析地区经济发展的逻辑起点,而其他一系列经济因素均内生于禀赋结构。因此,采用各地区的禀赋结构来设定空间权重矩阵,而禀赋结构可以选取人均资本存量(*k*)作为计量指标,具体的矩阵设定如下:

$$W^{re} = W^r \times E^e, E^e = \frac{1}{|k_i - k_j|}, i \neq j \tag{6}$$

(6)式中: W^{re} 综合反映了地区间在地理、交通和经济上的空间关系; E^e 表示地区间人均资本存量^①差异矩阵。

利用 Moran 指数对三种污染物的空间相关性进行检验(限于篇幅未列出)。结果可见,在三种空间关联模式下,各类污染物排放强度基本呈现显著的空间正相关关系。通过对比在三种空间关联模式下各变量的 Moran 指数可以发现,总体上,以 W^{re} 空间权重矩阵测算出的 Moran 指数最大,其次是 W^r 矩阵,最后为 W^{ad} 矩阵,说明空间权重矩阵作为反映空间关系的代表,所含的信息越多,越能反映出区域间的空间关系。基于此,下一步利用空间滞后模型做实证检验。

由于空间模型的特征导致 OLS 估计有偏,则采用 MLE 进行模型的估计,估计结果如表 5。可以看出,环境污染物的空间滞后项(W_y)基本显著为正,验证了其外溢性特征,这一点已得到大量的实证检验(许和连、邓玉萍,2012)。此外,通过对比三类空间关联模式下,空间滞后项的估计系数和显著性水平大体发现,禀赋结构空间权重矩阵的结果基本优于其他两类,说明在综合了地理和经济信息的空间权重矩阵所反映出的地区间的空间关系更强,环境污染物的空间依赖性表现得更充分。与基准回归相符的是,企业自生能力的估计系数为正,大多通过至少 10% 的显著性水平检验,符合理论预期,说明污染物的空间外溢性,并不显著地影响本文的结论。

表 5 企业自生能力与环境污染的空间滞后模型估计结果

变量	GSO_2			$GCOD$			$GDUST$		
	W^{ad}	W^r	W^{re}	W^{ad}	W^r	W^{re}	W^{ad}	W^r	W^{re}
$VIABILITY$	0.281 *** (3.914)	0.303 *** (3.914)	0.305 *** (3.964)	0.012 (1.272)	0.029 (1.389)	0.031 * (1.693)	0.524 ** (1.868)	0.675 *** (2.606)	0.637 *** (2.542)
W_y	0.028 * (1.652)	0.005 * (1.652)	0.099 * (1.726)	0.015 (1.026)	0.008 (1.064)	0.099 ** (1.999)	0.061 * (1.637)	0.007 ** (1.992)	0.099 *** (2.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.955	0.954	0.954	0.939	0.939	0.939	0.916	0.908	0.908

注:估计结果由 MATLAB R2014a 软件估计所得。

(四) 基于行业层面的稳健性检验^②

考虑到国有企业在不同行业的分布不同,存在“垂直结构”的分布特征(王勇,2017),那么,企业自生能力对环境污染的影响是否会因此而发生变化?为此,本小节进一步从行业层面对其进行稳健性检验。基于 2001—2014 年行业层面的面板数据^③,环境污染指标仍然是,

①资本存量数据来源于中国人力资本与劳动经济研究中心网站:<http://humancapital.cufe.edu.cn/index.htm>。

②此部分感谢匿名审稿人的建议。

③由于 2001—2014 年各统计年鉴的行业划分有所调整,并考虑数据可得性等原因,本文将工业行业调整为 37 个。例如,将汽车制造业与铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业合并为交通运输设备制造业;橡胶制品业与塑料制品业合并为橡胶和塑料制品业;由于数据可得性的限制,放弃有色金属冶炼及压延加工业与其他采矿业等。

工业二氧化硫(SO_2)、工业化学需氧量(COD)以及工业烟尘(DUST);企业自生能力的指标仍然是国有企业比重;行业层面的控制变量参照已有文献(杨帆等,2016),选取工业行业总产值(GVO)及其平方项($GVO2$)、能源强度($EINT$)、全员劳动生产率(LP)和行业结构($STRU$)等。

由于行业层面尚未找到合适的外生工具变量,针对潜在的内生性问题以及考虑到污染物排放的连续性,尝试选取环境污染的滞后一期来构建动态面板数据模型,并采用 SYS-GMM 估计量进行估计。根据 Bond(2002)提供的经验法则,若 SYS-GMM 估计得出的滞后因变量的系数介于 OLS 和固定效应回归之间,则 SYS-GMM 的估计结果是有效的。因此,首先采用 OLS 和固定效应模型进行估计,并将其估计结果作为参照系;然后选择 SYS-GMM 模型对企业自生能力与环境污染的关系进行检验,并以此估计结果作为主要的实证依据。

表 6 报告了行业全样本的估计结果。

表 6 分行业全样本企业自生能力对环境污染的稳健性检验

变量	GSO_2			$GCOD$			$GDUST$		
	OLS (1)	FE (2)	SYS-GMM (3)	OLS (4)	FE (5)	SYS-GMM (6)	OLS (7)	FE (8)	SYS-GMM (9)
$VIABILITY$	0.729 (0.922)	0.025 * (1.695)	0.001 *** (4.739)	0.293 (0.469)	0.002 (1.468)	0.022 *** (45.680)	0.012 (1.125)	0.001 * (1.967)	0.006 *** (95.862)
$L.Y$	0.813 *** (74.452)	0.803 *** (86.053)	0.809 *** (40.249)	0.886 *** (34.257)	0.813 *** (80.693)	0.828 *** (95.349)	0.668 *** (19.542)	0.622 *** (68.756)	0.637 *** (6.200)
GVO	-0.006 (-1.636)	-0.014 (-1.430)	-0.004 *** (-8.642)	-0.001 (-0.224)	-0.006 (-1.605)	-0.009 *** (-4.504)	-0.001 (-0.169)	-0.014 (-0.913)	-0.023 *** (-4.290)
$GVO2$	0.018 (0.462)	0.090 (1.088)	0.105 *** (25.941)	0.016 (0.788)	0.040 (1.250)	0.045 ** (2.357)	0.027 (0.333)	0.087 (0.932)	0.023 *** (2.909)
$EINT$	0.013 (0.968)	0.010 (0.289)	0.095 *** (86.382)	0.003 (0.564)	0.019 (1.587)	0.078 *** (14.900)	0.023 *** (2.743)	0.076 ** (2.494)	0.209 *** (31.761)
LP	-0.002 (-1.448)	-0.003 (-0.499)	-0.018 *** (-36.928)	-0.001 (-0.556)	-0.002 (-0.929)	-0.008 *** (-5.566)	-0.001 (-0.138)	-0.006 (-0.691)	-0.096 *** (-13.312)
$STRU$	0.005 ** (2.022)	0.014 (1.325)	0.040 *** (56.494)	0.001 (0.043)	0.006 (1.258)	0.026 *** (12.097)	0.008 (0.932)	0.049 (1.031)	0.192 *** (39.290)
常数项	-0.586 (-1.263)	-10.039 ** (-2.222)	-1.437 *** (-4.218)	-0.072 (-0.207)	-3.311 (-1.668)	-13.937 ** (-42.721)	-0.787 (-1.069)	-3.382 (-0.711)	-42.382 *** (-3.400)
R^2	0.994	0.982		0.990	0.978		0.990	0.984	
N	518	518	518	518	518	518	518	518	518
AR(1)			-1.278 (0.009)			-1.475 (0.040)			-2.151 (0.031)
AR(2)			1.636 (0.212)			0.039 (0.968)			0.666 (0.505)
Sargan			27.319 (1.000)			25.185 (1.000)			25.735 (1.000)

注:AR(1)、AR(2)、Sargan 检验的括号内数值为 P 值。

首先,从列(1)、列(4)和列(7)OLS 的估计结果来看,企业自生能力($VIABILITY$)的估计系数为正,一定程度上反映出在行业层面上国有企业比重与环境污染仍然存在正相关关系。但其显著性水平较低,可能是由于行业间的差异性等原因导致 OLS 估计无法有效控制内生

性等问题对估计结果的干扰。进一步地,从列(2)、列(5)和列(8)固定效应模型的估计结果来看,企业自生能力的估计系数依然为正,且显著性水平(相比于 OLS 的结果)有所提高,说明在控制个体差异等因素后,企业自生能力与环境污染的正相关关系更明确了。最后,从列(3)、列(6)和列(9)SYS-GMM 的估计结果来看,企业自生能力的估计系数均在 1% 的显著性水平上为正,这说明在进一步控制内生性问题后,企业自生能力与环境污染的正相关关系显著成立。由此说明,在行业层面上企业自生能力与环境污染关系的研究假说也是成立的。另外,从 SYS-GMM 的 Sargan 检验结果来看,无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,说明工具变量不存在过度识别问题。其次,从残差序列相关性的 AR(1)和 AR(2)检验结果来看,SYS-GMM 模型存在误差项的一阶序列相关,但不存在二阶序列相关。最后,根据 Bond (2002)的经验法则,可以发现,SYS-GMM 估计的因变量滞后项系数介于 OLS 和 FE 估计的系数值之间。经过以上一系列检验说明,SYS-GMM 估计结果是有效的。

考虑到行业间的异质性,进一步将行业细分为污染密集型和非污染密集型行业^①进行稳健性检验。表 7 报告了行业子样本企业自生能力与环境污染(GSO_2)的估计结果。首先,从非污染密集型行业来看,企业自生能力的估计系数均为正,且显著性水平随着内生性问题的控制程度而上升,即 SYS-GMM 的估计结果中企业自生能力的估计系数高度显著。这说明即使是在非污染密集型行业,企业缺乏自生能力程度越大,导致该行业的污染排放强度越大,支持本文的研究假说。其次,从污染密集型行业来看,相比于非污染密集型行业,污染密集型行业中企业自生能力的估计系数为正,且系数值更大,这一点符合理论预期,污染密集型行业自身的排污强度原本就比非污染密集型行业要高,企业缺乏自生能力的环境污染效应也会越显著。总而言之,通过行业子样本的估计结果,也支持研究假说,说明本文结论在行业层面也具有合理性。

表 7 分行业子样本企业自生能力与环境污染(GSO_2)的实证结果

变量	污染密集型行业			非污染密集型行业		
	OLS	FE	SYS-GMM	OLS	FE	SYS-GMM
VIABILITY	1.840 (0.467)	0.065 (1.126)	0.044 ** (2.214)	0.884 (0.433)	0.044 ** (2.142)	0.011 ** (2.389)
L.Y	0.815 *** (5.294)	0.713 *** (5.842)	0.800 *** (6.341)	0.776 *** (13.917)	0.544 *** (4.902)	0.641 *** (4.976)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R^2	0.997	0.992		0.897	0.822	

(五) 机制检验

上述分析已经表明企业自生能力对环境污染的影响,那么本小节就进一步来分析企业自生能力是通过哪些机制影响环境污染的。本部分主要通过实证检验来识别环境治理机制、环境约束机制和技术进步机制,以检验本文提出的机制假说。

^①关于污染密集型产业的划分,本文采用国务院 2006 年公布的《第一次全国污染源普查方案》中明确规定的 11 个重污染行业,包括:造纸及纸制品业(22)、农副食品加工业(13)、化学原料及化学制品制造业(26)、纺织业(17)、黑色金属冶炼及压延加工业(32)、食品制造业(14)、电力、热力的生产和供应业(44)、皮革毛皮羽毛(绒)及其制品业(19)、石油加工/炼焦及核燃料加工业(25)、非金属矿物制品业(31)、有色金属冶炼及压延加工业(33)。

表 8 报告了三类机制变量与企业自生能力的估计结果。其中列(1)以工业污染源治理投资作为因变量,估计结果可见,企业自生能力(*VIABILITY*)的估计系数显著为负,说明企业缺乏自生能力的程度越大,将减少工业污染源治理的投资,也就意味着企业缺乏自生能力不利于环境治理的投入,支持环境治理机制的理论逻辑。列(2)–列(3)分别以当年实施行政处罚案件和排污费作为环境约束机制的度量指标,结果可见,列(2)中企业自生能力的估计系数为正,且不显著,这可能说明企业自生能力对行政性约束不起作用;进一步地看列(3)中企业自生能力的估计系数显著为负,说明企业自生能力对环境约束机制的影响主要是通过经济性约束起作用。这一点也是符合现实情况的,当缺乏自生能力的企业出现环境污染事故时,行政性处罚具有一定的刚性,而经济性处罚则弹性较大,由于环境污染的负外部性难以量化,罚多罚少具有一定的主观性和调节性,难以找到标准,因此,缺乏自生能力的企业往往可以通过游说政府减少污染排放费用,进而加剧污染排放。列(4)–列(6)分别以自主研发经费支出、技术引进经费支出和技术改造经费支出指标作为被解释变量,结果可见,企业自生能力的估计系数均显著为负,说明缺乏自生能力的企业确实会抑制技术进步,导致自主研发、技术引进和技术改造经费的减少,这与本文的理论逻辑是相符的,缺乏自生能力的企业无法获得正常的企业利润,就更不可能去从事企业研发和环保技术的改造,抑制了“波特效应”。

表 8 三类机制变量与企业自生能力的估计结果

变量	工业污染源 治理投资	当年实施行 政处罚案件	排污费	自主研发 经费支出	技术引进 经费支出	技术改造 经费支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>VIABILITY</i>	-0.989*** (-3.249)	0.014 (0.045)	-0.438*** (-2.616)	-0.378** (-2.260)	-0.903** (-2.203)	-0.954*** (-4.021)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	570	600	600	600	599	600
<i>R</i> ²	0.587	0.216	0.737	0.890	0.111	0.542

另外,由于自主研发、技术改造和技术引进指标的数据来源于《中国科技统计年鉴》,而年鉴中 1997—2010 年统计的是各地区大中型工业企业,2011—2016 年统计口径变更为规上工业企业。为此,我们将样本时段划分为两个时段进行稳健性检验(估计结果略)。在样本时段 1997—2010 年期间,估计结果与全样本时段基本一致;而样本时段 2011—2016 年期间,企业自生能力的估计系数仍然为负,但显著性较弱,其可能的原因主要在于该样本段中的样本量较小,导致结果的不稳定,总而言之,该实证结果是支持机制假说的。

表 9 报告了三类机制变量与企业自生能力对环境污染的估计结果。由于控制变量的估计结果与前文大体一致,为了节省篇幅,故未报告,而是将三类污染物的估计结果同时列出。其中每一列仍然表示机制变量的指标,第一部分是工业二氧化硫排放强度(*GSO₂*)作为因变量的估计结果;第二部分是以工业化学需氧量排放强度(*GCOD*)作为因变量的估计结果;第三部分是以工业烟尘排放强度(*GDUST*)作为因变量的估计结果。整体而言,从估计结果的显著性来看,企业自生能力(*VIABILITY*)的估计系数均显著为正,依然支持理论假说。进一步,从估计系数的大小来看,与基准回归(表 2 列(2))中的估计系数 3.991 相比,可以发现,在加入机制变量后,企业自生能力的估计系数有不同程度的减少,特别是列(1)中加入环

境治理机制变量后,企业自生能力的估计系数显著下降,这说明企业自生能力通过三类机制均不同程度地影响环境污染,特别可以说明环境治理机制是企业自生能力影响环境污染中更为主要的机制。而与表 8 的估计结果一致的是,环境约束机制中当年实施行政处罚案件指标的估计系数仍然不显著,进一步说明企业自生能力可能未通过该渠道影响环境污染。另外,从三类机制变量的估计系数来看,可以发现,除了当年实施行政处罚案件这一指标外,其他机制变量指标的估计系数基本显著为负,说明通过增加工业污染源治理投资,加强排污费增收的环境约束以及提高自主研发支出、技术引进支出和技术改造支出的技术进步渠道可以有效地降低环境污染。

表 9 三类机制变量与企业自生能力对环境污染的估计结果

变量	工业污染源 治理投资	当年实施 行政处罚案件	排污费	自主研发 经费支出	技术引进 经费支出	技术改造 经费支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>GSO₂</i>						
机制变量	-21.558 *** (-3.125)	7.489 (1.310)	-49.635 *** (-4.770)	-12.197 (-1.144)	-12.763 *** (-2.907)	-42.098 *** (-5.705)
<i>VIABILITY</i>	1.886 *** (3.834)	3.993 *** (9.116)	3.747 *** (8.650)	3.948 *** (8.975)	3.954 *** (9.030)	3.686 *** (8.574)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.731	0.688	0.699	0.688	0.692	0.704
<i>GCOD</i>						
机制变量	-6.159 * (1.798)	-1.187 (-0.198)	-2.742 (-0.246)	-12.678 (-1.135)	-9.980 ** (-2.160)	-15.494 * (-1.954)
<i>VIABILITY</i>	1.924 *** (3.498)	2.541 *** (5.527)	2.528 *** (5.460)	2.497 *** (5.415)	2.495 *** (5.413)	2.429 *** (5.259)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.446	0.437	0.437	0.438	0.441	0.440
<i>GDUST</i>						
机制变量	-28.975 *** (-5.145)	0.330 (0.071)	-60.706 *** (-7.345)	-42.156 *** (-4.949)	-3.078 * (-1.854)	-38.518 *** (-6.450)
<i>VIABILITY</i>	2.217 *** (5.521)	3.628 *** (10.143)	3.329 *** (9.677)	3.478 *** (9.897)	3.632 *** (10.096)	3.349 *** (9.627)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.671	0.615	0.648	0.631	0.615	0.641
<i>N</i>	570	600	600	600	600	600

表 10 报告了机制稳健性估计结果,主要是将三类机制变量与企业自生能力做交乘,纳入基准模型。首先,从企业自生能力的估计系数来看,该系数仍然显著为正,支持理论假说。其次,从各类机制变量与企业自生能力交互项的估计系数来看,除了当年实施行政处罚案件指标与企业自生能力交互项的估计系数仍然不显著外,其他的估计结果显著为负,说明在对企业自生能力求一阶偏导后,各类机制指标的增加,能够减少污染物的排放强度,从而进一步验证了企业自生能力通过环境治理机制、环境约束机制和技术进步机制会对环境污染产生影响。

表 10 三类机制变量与企业自生能力对环境污染的稳健性估计结果

变量	工业污染源 治理投资	当年实施行 政处罚案件	排污费	自主研发 经费支出	技术引进 经费支出	技术改造 经费支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>GSO₂</i>						
机制变量与企 业自生能力的 交互项	-25.253 *** (-3.738)	5.308 (0.942)	-50.446 *** (-5.151)	-16.856 * (-1.690)	-13.738 *** (-3.160)	-43.530 *** (-6.062)
VIABILITY	2.322 *** (4.768)	3.884 *** (8.575)	4.777 *** (10.498)	4.277 *** (9.117)	4.230 *** (9.596)	4.568 *** (10.488)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.752	0.709	0.721	0.710	0.714	0.726
<i>GCOD</i>						
机制变量与企 业自生能力的 交互项	-0.117 ** (-2.015)	-4.522 (-0.766)	-13.095 (-1.248)	-21.719 ** (-2.081)	-11.855 *** (-2.592)	-20.601 *** (-2.668)
VIABILITY	1.857 *** (3.394)	2.633 *** (5.545)	2.746 *** (5.633)	2.910 *** (5.926)	2.726 *** (5.879)	2.815 *** (6.011)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.445	0.437	0.438	0.441	0.443	0.444
<i>GDUST</i>						
机制变量与企 业自生能力的 交互项	-31.891 *** (-5.797)	-1.728 (-0.376)	-60.605 *** (-7.809)	-43.428 *** (-5.468)	-4.269 (-1.195)	-40.274 *** (-6.944)
VIABILITY	2.788 *** (7.029)	3.663 *** (9.913)	4.572 *** (12.681)	4.364 *** (11.681)	3.712 *** (10.244)	4.162 *** (11.832)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.675	0.615	0.652	0.634	0.616	0.645
N	570	600	600	600	600	600

上述机制分析已经发现,环境治理机制是企业自生能力影响环境污染中更为主要的机制,采用的是工业污染源治理投资作为其度量指标,然而该指标可以进一步细分为:治理废水、治理废气、治理固体废物以及治理噪声等投资。为了更为精准地识别各类污染治理投资的影响,根据本文的环境污染指标,进一步选取工业污染治理废水投资和工业污染治理废气投资分别对三类污染物进行实证检验。

表 11 报告了环境治理机制与企业自生能力对环境污染的估计结果。其中列(1)和列(2)以工业污染治理废气投资作为环境治理机制的度量指标,因变量为工业二氧化硫排放强度和工业烟尘排放强度,结果可见,环境治理机制的估计系数显著为负,与表 9 中的估计结果一致,说明工业污染治理废气投资有利于降低废气排放强度。列(3)则以工业污染治理废水投资作为环境治理机制的度量指标,因变量为工业化学需氧量排放强度,结果可见,环境治理机制的估计结果在 5% 的显著性水平下为负,说明工业污染治理废水投资有利于降低废水排放强度。作为稳健性检验,列(4)–列(6)以环境治理机制和企业自生能力交互项的形式进行检验,可以发现交互项的估计系数均显著为负。由此可见,基于细分的环境治理指标的估计结果也是符合本文的理论预期的,进一步支持了企业自生能力对环境污染的环境治理机制假说。

表 11 环境治理机制与企业自生能力对环境污染的估计结果

变量	(1) <i>GSO₂</i>	(2) <i>GDUST</i>	(3) <i>GCOD</i>	(4) <i>GSO₂</i>	(5) <i>GDUST</i>	(6) <i>GCOD</i>
环境治理机制	-11.309 ** (-2.163)	-17.741 *** (-4.141)	-0.613 ** (-2.101)			
环境治理机制 与企业自生能 力的交互项				-13.648 *** (-2.641)	-19.652 *** (-4.650)	-3.183 *** (-2.532)
<i>VIABILITY</i>	1.937 *** (3.907)	2.245 *** (5.525)	1.859 *** (3.414)	2.157 *** (4.425)	2.585 *** (6.484)	1.902 *** (3.455)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	570	570	570	570	570	570
<i>R</i> ²	0.728	0.640	0.403	0.729	0.643	0.404

六、结论与启示

本文基于新结构经济学视角,放松新古典理论的潜在假设——企业自生能力,初步构建了企业自生能力与环境污染的分析框架,识别出二者的环境治理机制、环境约束机制和技术进步机制,进而提出相关的研究假说。并利用 1997—2016 年省级层面和 2001—2014 年行业层面的面板数据,以工业 SO₂ 排放强度、工业 COD 排放强度和工业烟尘排放强度作为环境污染指标和以国有企业比重作为企业自生能力的主要度量指标,对研究假说进行实证检验。研究表明:(1)企业缺乏自生能力的程度越大,环境污染将越严重。在选取“离受威胁地最短距离”作为企业自生能力的工具变量进行内生性处理,以及从环境污染和解释变量的滞后性、企业自生能力的指标选取、样本时段、地区差异性以及环境污染的空间外溢性等维度对研究假说进行稳健性检验后,该结果依然成立。(2)机制研究表明,企业自生能力通过环境治理机制、环境约束机制和技术进步机制影响环境污染,其中环境治理机制是相对主要的机制。即企业缺乏自生能力,会使得环境治理投入水平不足,环境约束软化以及抑制技术进步,从而加剧环境污染。具体而言,缺乏自生能力的企业会通过减少工业污染源治理投资,降低排污费以及减少自主研发经费支出、技术引进经费和技术改造经费的方式,加剧环境污染的排放强度。

以上发现有着重要的政策启示。企业自生能力作为新古典经济学的暗含前提,往往受到发展中国家和转型国家的忽略。由于在发展中国家和转型国家中存在大量的缺乏自生能力的企业(林毅夫,2002),因此,若仅按照新古典经济理论来制定政策,而忽略了企业自生能力问题,往往会导致发展中国家和转型国家更大的扭曲,在环境方面就表现为更大的环境污染问题和机制扭曲。因此,从企业自生能力的概念出发,要想解决发展中国家和转型国家中的环境污染问题,首先得解决企业的自生能力问题,而这就需要目标定位在要素禀赋结构的提升上。为了提升要素禀赋结构,政府的发展战略选择就需要采取遵循比较优势原则。只有在企业具有自生能力之后,相应的环境治理政策、环境约束制度以及绿色环保技术才能够被有效地制定、实施和引进,“波特效应”才能够被有效地激发,环境污染问题才能够被有效地缓解。相反,如果企业缺乏自生能力,环境治理投入水平也无法提高,政府制定的环境法律和法规也就无法得到有效的实施,成为环境软约束问题,发达国家先进的绿色环保技术也无法吸收采纳,“绿色后发优势”也就无法得到发挥。

参考文献:

- 1.包群、彭水军,2006:《经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计》,《世界经济》第11期。
- 2.包群、邵敏、杨大利,2013:《环境管制抑制了污染排放吗?》,《经济研究》第12期。
- 3.陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 4.付才辉、郑洁、林毅夫,2018:《发展战略与环境污染——一个新结构环境经济学的理论假说与实证分析》,《北京大学新结构经济学研究院工作论文》第3期。
- 5.耿强、杨蔚,2010:《中国工业污染的区域差异及其影响因素——基于省级面板数据的GMM实证分析》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第5期。
- 6.林毅夫,2002a:《发展战略、自生能力和经济收敛》,《经济学(季刊)》第1卷第2期。
- 7.林毅夫,2002b:《自生能力、经济转型与新古典经济学的反思》,《经济研究》第12期。
- 8.林毅夫,2017:《新结构经济学、自生能力与新的理论见解》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第6期。
- 9.林毅夫,2019:《新结构经济学视角下的国有企业改革》,《社会科学战线》第1期。
- 10.林毅夫、谭国富,2000:《自生能力、政策性负担、责任归属和预算软约束》,《经济社会体制比较》第4期。
- 11.林毅夫、刘培林,2001:《自生能力和国企改革》,《经济研究》第9期。
- 12.林毅夫、李永军,2003:《比较优势、竞争优势与发展中国家的经济发展》,《管理世界》第7期。
- 13.林毅夫、王歆、向为,2017:《要素禀赋、比较优势与企业自生能力》,《北京大学新结构经济学研究院工作论文》第8期。
- 14.刘和旺、向昌勇、郑世林,2018:《“波特假说”何以成立:来自中国的证据》,《经济社会体制比较》第1期。
- 15.刘瑞明、师博、白永秀,2015:《所有制结构、软预算约束与能源效率——理论与中国的经验证据》,《人文杂志》第6期。
- 16.卢现祥、许晶,2012:《企业所有制结构与区域工业污染——基于我国2003~2009年的省级面板数据研究》,《中南财经政法大学学报》第1期。
- 17.陆旸,2009:《环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?》,《经济研究》第4期。
- 18.彭海珍、任荣明,2004:《所有制结构与环境业绩》,《中国管理科学》第3期。
- 19.申广军,2016:《比较优势与僵尸企业:基于新结构经济学视角的研究》,《管理世界》第12期。
- 20.沈红波、谢越、陈峥嵘,2012:《企业的环境保护、社会责任及其市场效应——基于紫金矿业环境污染事件的案例研究》,《中国工业经济》第1期。
- 21.孙圣民、陈强,2017:《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》,《经济学(季刊)》第16卷第2期。
- 22.涂正革,2008:《环境、资源与工业增长的协调性》,《经济研究》第2期。
- 23.王敏、黄滢,2015:《中国的环境污染与经济增长》,《经济学(季刊)》第14卷第2期。
- 24.王守坤,2018:《僵尸企业与污染排放:基于识别与机理的实证分析》,《统计研究》第10期。
- 25.王图展,2017:《自生能力、外部支持与农民专业合作社服务功能》,《农业经济问题》第5期。
- 26.王勇,2017:《“垂直结构”下的国有企业改革》,《国际经济评论》第5期。
- 27.魏玮、刘婕,2015:《所有者结构异质企业参与国际分割对环境负外部性的影响研究》,《当代经济科学》第4期。
- 28.徐志伟、李蕊含,2019:《污染企业的生存之道:“污而不倒”现象的考察与反思》,《财经研究》第7期。
- 29.许和连、邓玉萍,2012:《外商直接投资导致了中国的环境污染吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究》,《管理世界》第2期。
- 30.杨帆、周沂、贺灿飞,2016:《产业组织、产业集聚与中国制造业产业污染》,《北京大学学报(自然科学版)》第3期。
- 31.杨文欢,2019:《因势利导与自生能力:可持续基层治理创新的分析框架》,《吉首大学学报(社会科学版)》第4期。
- 32.杨治、闫泽斌、余林徽、徐骏辉,2015:《国有企业研发投入对民营企业创新行为的影响》,《科研管理》第4期。
- 33.郑洁、付才辉、张彩虹,2018:《财政分权与环境污染——基于新结构经济学视角》,《财政研究》第3期。
- 34.周其仁,2000:《公有制企业的性质》,《经济研究》第11期。
- 35.Bond, S. R. 2002. “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice.” *Portuguese Economic Journal* 1(2): 141-162.
- 36.Brock, W. A., and M. S. Taylor. 2005. “Economic Growth and the Environment: A Review of Theory and Empirics.” In *Handbook of Economic Growth*. Elsevier1: 1749-1821.

37. Earnhart, Dietrich, and Lubomír Lízal. 2007. "Direct and Indirect Effects of Ownership on Firm – Level Environmental Performance." *Eastern European Economics* 45(4): 66–87.
38. Eaton, S., and G. Kostka. 2017. "Central Protectionism in China: The 'Central SOE Problem' in Environmental Governance." *The China Quarterly* 231: 685–704.
39. Grossman, G. M., and A. B. Krueger. 1995. "Economic Growth and the Environment." *The Quarterly Journal of Economics* 110(2): 353–377.
40. Lin, J. Y. 2009. *Economic Development and Transition: Thought, Strategy, and Viability*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
41. Jiang, L., C. Lin, and P. Lin 2014. "The Determinants of Pollution Levels: Firm-level Evidence from Chinese Manufacturing." *Journal of Comparative Economics* 42(1): 118–142.
42. Lee, Min-Dong Paul. 2009. "Does Ownership Form Matter for Corporate Social Responsibility? A Longitudinal Comparison of Environmental Performance between Public, Private, and Joint-venture Firms." *Business and Society Review* 114(4): 435–456.
43. Lin, J. Y., and G. Tan. 1999. "Policy Burdens, Accountability, and the Soft Budget Constraint." *American Economic Review* 89(2): 426–431.
44. Porter, M. E., and C. Van der Linde. 1995. "Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship." *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 97–118.
45. Talukdar, D., and C. M. Meisner. 2001. "Does the Private Sector Help or Hurt the Environment? Evidence from Carbon Dioxide Pollution in Developing Countries." *World Development* 29(5): 827–840.
46. World Bank. 2007. *Cost of Pollution in China: Economic Estimates of Physical Damages*. Washington, DC: World Bank.

Viability and Environmental Pollution: A New Structural Economics Perspective

Zheng Jie and Fu Caihui

(Institute of New Structural Economics, Peking University)

Abstract: This paper bases on the perspective of new structural economics. We loosen the underlying hypothesis of neoclassical theory, the viability of enterprises, to construct an analytical framework of viability of enterprises and environmental pollution. We also identify the mechanisms of environmental governance, environmental constraint and technological progress. Then we implement empirical tests based on province – and industry – level panel data. The results show that: The greater the deficiency of viability of enterprises, the more serious the environmental pollution will be. The results are still robust after selecting the "minimum distances from threat" as an instrumental variable of the viability and considering the robustness tests of time lag and spatial spillover of environmental pollution. The mechanism tests show that lacking viability will make the government investment of environmental governance insufficient, leading to loosed environmental constraints and inhibited technological progress thus to exacerbated environmental pollution. Therefore, in order to solve the environmental pollution in developing or transition countries, the primary task is to improve the viability of enterprises, which needs to be targeted at upgrading the factor endowment structure. Consequently, the development strategies of governments should follow the principle of comparative advantage.

Keywords: Viability, Environmental Pollution, New Structural Economics, State – owned Enterprise, Mechanism

JEL Classification: Q53, Q56, D24

(责任编辑:惠利、陈永清)