

环境信息公开、成本冲击与企业产品质量调整

祝树金，李江，张谦，钟腾龙

[摘要] 本文将环境信息公开作为外生的环境成本冲击，纳入产品质量内生决定的局部均衡模型，考察其对企业产品质量调整的影响。研究发现，当受到成本冲击时，企业会根据其产品质量的高低进行差异化的质量决策：存在一个产品质量临界值，企业会提高高于临界值的产品的质量，而降低低于临界值的产品的质量；并且其对前者的质量促进效应随产品质量提高而逐渐降低，但对后者的质量抑制效应则不会随产品质量的降低而削减。然后，基于 2008—2012 年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据进行实证检验，验证了理论模型，并发现政府环境信息公开整体上促进了出口产品质量升级。进一步分析表明，环境信息公开程度的提高增加了企业的环境成本，促使企业通过调整产品质量和价格“吸收”该成本冲击影响。企业在环境信息公开影响下进行差异化的产品质量调整，间接促进了企业内的产品转换和行业内的企业进入退出，提高了资源配置效率，从而推动了整体出口产品质量升级。本文研究有助于揭示环境规制对企业策略性行为的影响，为政府环境治理机制的进一步优化和推进贸易高质量发展提供了重要的政策启示。

[关键词] 环境规制；环境信息公开；产品质量；环境成本

[中图分类号]F262 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2022)03-0076-19

一、引言

改革开放 40 多年来，中国经济取得了世界瞩目的发展成就，经济总量已跃居世界第二。但是长期的粗放式发展也造成了严重的环境问题，不利于人民健康和经济发展质量（陈诗一和陈登科，2018），全面推进环境治理迫在眉睫。由于环境污染的强负外部性特征，以往仅靠政府主导的环境治理模式存在“政府失灵”和“市场失灵”的现象（Wu and Cao, 2021）。为此，党的十九大报告提出“构建政府为主导、企业为主体、社会组织与公众共同参与的环境治理体系”，旨在加强多主体参与环保的积极性，提升环境治理效率。环境信息公开是形成环境治理“全民共治”新局面的重要前提，对其环境和经济效应的评估成为值得关注的问题。现有研究较多考察环境信息公开的污染控制效应（Tu et al., 2019; Shi et al., 2021; 胡宗义和李毅，2020），关于企业生产调整和绩效的研究还不多见。

[收稿日期] 2021-10-13

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“‘双循环’新发展格局下我国制造业价值链嵌入影响区域碳排放的机制、模型及实证研究”（批准号 72173040）；国家自然科学基金青年科学基金项目“网络外部性影响数字平台捆绑销售策略的理论机制与实证研究”（批准号 72103062）。

[作者简介] 祝树金，湖南大学经济与贸易学院教授，博士生导师，经济学博士；李江，湖南大学经济与贸易学院博士研究生；张谦，湖南大学经济与贸易学院博士后，经济学博士；钟腾龙，中央财经大学国际经济与贸易学院讲师，经济学博士。通讯作者：李江，电子邮箱：mywork_lj@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

党的十九届五中全会要求持续改善环境质量,推动高质量发展。鉴于此,本文尝试研究环境信息公开影响企业产品质量的渠道机制和效应,对于实现环境保护和经济高质量发展的“双赢”目标,以及中国环境规制工具的优化具有重要的意义。

企业排污本质上是一种负外部性行为,政府实施环境规制的目的是通过将企业排污的负外部性行为转化为企业内部成本,使排污成本在排污企业间按照等边际原则分配,从而在不造成较大经济损失的情况下,引导企业降低污染排放。然而,由于环境问题的复杂性,以及信息不对称等问题,环境规制政策在实施过程中往往存在政策扭曲现象,无法取得预期的政策效果和经济红利。如“波特假说”(Porter and Linde, 1995)肯定了命令—控制手段对限制污染和诱导创新的作用,但其有效性是建立在政府拥有完全信息的假设上,这在现实经济中往往难以成立。由于存在中央政府、地方政府和企业间的信息不对称,命令—控制手段具有机制僵化和施行成本较高等缺陷,并有可能催生企业寻租、污染在企业集团内转移等问题(Chen et al., 2021)。作为命令—控制手段的补充,以排污收费、排污权交易为代表的市场激励型工具逐渐被开发和使用(Carlson et al., 2000;张宁和张维洁, 2019)。但对于中国而言,市场激励型环境规制是否有效同样存在争议,一方面是中国当前市场机制不够健全,不足以很好支撑市场激励型环境政策的有效运行(涂正革和湛仁俊, 2015);另一方面是由于政府—企业的信息不对称,企业存在躲避环保部门审查和在集团内转移污染的行为(Lin, 2013;宋德勇等, 2021)。

基于信息公开和公众参与对提升环境治理效率的重要性,原国家环境保护总局于2007年通过了《环境信息公开办法(试行)》,要求政府和企业向公众公开环境质量信息以及管理部门的环境监管信息,尝试通过环境信息公开缓解中央政府、地方政府、企业与公众各主体间的信息不对称,提高环境治理效率。国务院在2015年发布的《政府信息公开工作要点》中明确指出,“进一步加大空气质量、水环境质量、污染物排放、污染源、建设项目环评等信息公开力度,做好环境执法检查 and 突发环境事件信息公开工作”。2019年5月国务院发布修订后的《中华人民共和国政府信息公开条例》,再次强调了环境信息公开的重要性。区别于命令—控制型和市场激励型环境规制,政府环境信息公开由于缺乏问责机制,并不对企业的排污行为形成强制约束,但其通过披露企业污染信息以及地方政府的环境治理信息,可对排污企业和地方环保部门造成多方面的环保压力:一方面,公众监督使企业的排污行为受到环保部门关注的概率提高,在接受环保审查时也更难隐藏真实污染情况(Tian et al., 2016);另一方面,披露地方政府环境治理信息使上级政府能更好地了解地方政府在环保工作上的成效,从而迫使地方政府对公众反映的环境问题进行有效处理(Powers et al., 2011)。因此,环境信息公开尽管不对企业的排污行为构成直接约束,但能暴露企业真实污染量以及提高排污企业被环保部门关注的概率,从而提高企业的环境违约成本。在其他环境规制政策强度不变的情况下,环境信息公开程度越高,企业的排污行为越有可能被有效监管,企业也将为其排污行为付出与之对等的成本。

环境信息公开增加了企业环境成本,一方面会迫使企业降低污染排放,另一方面也可能引致企业进行生产调整。环境信息公开的污染控制效应已得到较多研究证实(Tian et al., 2016; Shi et al., 2021; 胡宗义和李毅, 2020),但很少有研究考察当环境成本对企业生产造成冲击时,企业将如何进行生产调整。考虑到出口产品质量是企业进行生产调整和差异化竞争的重要手段(Eckel et al., 2015),也是中国提升出口竞争力的重要方面,本文将出口产品质量作为主要考察对象,尝试探究环境信息公开是否会通过影响企业的环境成本,进而导致企业对其出口产品质量进行调整。本文首先将环境信息公开作为一个外生的环境成本冲击,引入 Daughety and Reinganum(2008)的模型框架,

考察企业在面临环境成本冲击时如何选择最优的产品质量。模型分析发现，在面临环境成本冲击时，企业会根据其产品质量的高低进行差异化的质量调整：存在一个产品质量临界值，企业会提高质量高于临界值的产品的质量，而降低质量低于临界值的产品的质量。并且环境信息公开对高质量产品的质量促进效应随产品质量提高而逐渐降低，但对低质量产品的质量抑制效应不会随产品质量的降低而削减，直至其退出市场。进一步，本文以公众环境研究中心 (Institute of Public and Environmental Affairs, IPE) 评估并公布的中国 113 个城市的“污染源监管信息公开指数”(PITI) 作为各地级市环境信息公开程度的代理变量，基于 2008—2012 年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据进行实证检验，研究结果支持了模型分析结论，并发现环境信息公开程度的提高整体有利于出口产品质量升级。进一步分析发现环境信息公开程度的提高增加了企业的环境成本，具体表现为企业管理费用的增加，对于高污染的行业或地区，以及产品质量较低的企业，环境信息公开带来的管理费用增长幅度更大。企业进行产品质量调整的目的在于通过进一步调整产品价格，吸收由环境信息公开带来的成本冲击。最后，本文发现环境信息公开促使企业采取差异化的产品质量调整，间接促进了企业内的产品转换和行业内的企业进入退出，优化了资源配置效率，这是环境信息公开促进整体产品质量升级的重要原因。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：①为环境信息公开的经济效应评估提供了新的微观证据。在政府信息“公开为常态，不公开为例外”的指导原则下，推动政府环境信息的进一步公开是大势所趋。当前对环境信息公开的经济效应分析相对有限(史贝贝等, 2019; 王馨和王营, 2021)，本文考察了环境信息公开通过环境成本冲击对企业产品质量调整的影响，对已有研究形成了补充和拓展。②为环境规制与企业竞争力的争议性问题提供了新的解释和证据。近年来，学者们关于环境规制与企业竞争力的问题进行了广泛讨论，揭示出丰富的事实和机制 (Hering and Poncet, 2014; Liu et al., 2021; 任胜钢等, 2019)，但对于环境规制是提高还是降低企业竞争力，现有研究仍存在不一致的结论。已有研究大多关注不同环境规制工具带来的差异化影响 (李青原和肖泽华, 2020)，而较少探讨异质性企业在环境政策影响下的差异化应对策略。本文从企业产品质量决策的视角对相关研究进行了补充。③为环境规制促进经济高质量发展的微观机理提供了新的解释。现有研究认为，环境规制会通过促进企业间“优胜劣汰”和企业内产品转换来提高产品质量 (Manova and Yu, 2017; 孙学敏和王杰, 2014; 韩超和桑瑞聪, 2018)，但从企业行为的视角对这一现象进行的解释却不多见。本文研究结论为环境规制为何会导致企业进入退出以及企业内产品转换行为提供了一个可能的理论解释。

本文余下部分的安排如下：第二部分为理论模型的构建和分析；第三部分对数据处理、变量测算和计量模型进行介绍；第四部分为实证结果与分析；第五部分为影响机制检验；第六部分为主要结论和政策启示。

二、理论模型

该部分在 Daughety and Reinganum (2008) 的模型框架上进行拓展，将环境信息公开作为外生的环境成本冲击引入模型，分析异质性企业如何调整产品质量以应对该成本冲击。模型假设消费者具有多样性偏好和高质量偏好，在收入约束下选择消费一个商品束来获得最大化效用。市场是垄断竞争的，不同的商品间存在水平差异(用产品替代性强度表示)和垂直差异(用产品质量表示)，每种商品分别由一家企业生产和供应。

1. 消费者行为

假定代表性消费者共消费了 $n(n \geq 2)$ 种不同质量且彼此具有替代性的产品, 每种产品分别由一个企业生产并出售。根据 Daughety and Reinganum(2008), 代表性消费者的偏好由一个拟线性二次效用函数给出:

$$U(x_0, x_1, \dots, x_n) = x_0 + \sum_{i=1}^n (\alpha + q_i)x_i - \frac{1}{2}\beta \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{2}\gamma \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} x_i x_j \quad (1)$$

其中, x_0 表示消费者用于购买其他商品的货币化商品; q_i, x_i 表示产品 i 的产品质量和消费量; 参数 $\alpha, \beta, \gamma > 0, \beta$ 表示消费者的多样性偏好, $\gamma \in (0, \beta)$ 表示两种不同产品间的可替代性强度。给定产品 i 的价格为 p_i , 消费者在预算约束 $I = x_0 + \sum_{i=1}^n p_i x_i$ 下选择商品束 (x_0, x_1, \dots, x_n) 来最大化效用。计算并整理得到产品 i 的需求函数^①:

$$x_i = a - c(X - P) + b(q_i - p_i) = d + b(q_i - p_i) \quad (2)$$

其中, $a = \frac{\alpha}{\beta + (n-1)\gamma}, b = \frac{\beta + (n-2)\gamma}{(\beta - \gamma)[\beta + (n-1)\gamma]}, c = \frac{\gamma}{(\beta - \gamma)[\beta + (n-1)\gamma]}, X = \sum_{j \neq i} x_j, P = \sum_{j \neq i} p_j, d = a - c(X - P) > 0$ 。式(2)揭示了如下事实, 即产品质量(q_i)更高、产品价格(p_i)更低以及产品差异化程度越大(γ 越小)的产品具有更大的市场需求。

2. 环境信息公开与企业成本

企业面临的市场形式为垄断竞争, 为了简化分析, 本文假定不存在与贸易过程相关的冰山成本和分销成本, 并借鉴 Napel and Oldehaver(2011)的处理方式, 假定企业生产的边际成本为零。在不考虑企业环境成本的情况下, 企业 i 仅存在与产品质量相关的质量投资成本 K_i 。

从要素供给端看, 企业进行质量投资 K_i 一般通过生产率改进、研发创新等途径提高产品质量(施炳展和邵文波, 2014; 许家云等, 2017)。在这一过程中, 生产率和技术效率的提高, 改善了企业投入结构, 提高了其能源利用效率, 降低了其能源消耗总量和环境污染(程钰等, 2019)。^② 因此, 本文假定企业的质量投资 K_i 实际上具有两种效用: 一是直接造成的产品质量(q_i)升级, 二是间接降低的环境污染, 表现为企业环境绩效(EP_i)的提高。由于本文主要关注的不是生产率、技术创新等影响产品质量的具体机制, 借鉴 Napel and Oldehaver(2011)、Eckel et al.(2015)等研究的做法进行简化: 假设质量投资 K_i 到产品质量的转化遵循一个线性幂函数, 即 $q_i = \sqrt{\varphi K_i}$, 其中, $\varphi > 0$ 表示企业在质量升级上的效率。本文对企业环境绩效也作类似设定, 即有 $EP_i = \sqrt{\theta K_i}$, 其中, $\theta > 0$ 表示企业可以通过质量投资降低环境污染。由此, 企业的质量投资成本可由下式给出:

$$K_i = \frac{q_i^2}{\varphi} = \frac{EP_i^2}{\theta} \quad (3)$$

当企业的污染行为未被发现和遭受管制时, 企业无需考虑由环境污染带来的额外成本, 在消费者需求为 x_i 的情况下通过确定产品质量 q_i 和产品价格 p_i 来最大化利润 π_i 。

而一旦企业的污染行为被环境监管部门发现并进行管制, 企业将因其环境污染行为造成额外

① 具体证明过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。
 ② 绿色低碳发展既是经济高质量发展的途径也是其目标。大量研究揭示了环境污染对中国经济发展质量的负面影响(陈诗一和陈登科, 2018), 反过来, 出口产品质量升级作为经济高质量发展的重要表现和抓手, 必然也须以降低污染为原则。

的环保支出($EExp_{ci}$),包括排污费、污染处理费、环保评估费等。 $EExp_{ci}$ 与企业所在城市的环境信息公开程度(EID_c)正相关,与企业的环境绩效(EP_i)负相关。这是因为,环境信息公开程度越高的地区,政府部门对辖区内污染源的排查和公开程度越高,企业的排污行为受群众监督和举报的概率越大,其排污成本也越高;但当企业的环境绩效较好,即污染程度较低时,其遭受举报的概率以及遭受处罚的力度也较小。不失一般性,本文设定企业的环保支出($EExp_{ci}$)函数如下^①:

$$EExp_{ci} = f_i + \frac{EID_c}{EP_i} \quad (4)$$

其中, f_i 表示环境固定成本,与企业的行业类别等固有因素相关。根据以上分析,在考虑企业环保支出的情况下,其总成本函数可表示为:

$$C_i = K_i + EExp_{ci} = \frac{q_i^2}{\varphi_i} + \frac{EID_c}{EP_i} + f_i = \frac{q_i^2}{\varphi_i} + \sqrt{\frac{\varphi_i}{\theta_i}} \frac{EID_c}{q_i} + f_i \quad (5)$$

在其他条件不变的情况下,环境信息公开将对企业形成一个非生产性的成本冲击,进而导致企业在利润最大化条件下进行产品质量和价格的调整。从(5)式还可知,在环境信息公开程度 EID_c 给定的情况下,企业的产品质量越高,其遭受的环境成本冲击越小(EID_c/q_i 越小),反之则越大。根据以上分析,本文提出:

假说 1: 环境信息公开程度的提高会增加企业的非生产性环境成本,并且该环境成本的变化与企业的产品质量负相关。

3. 环境信息公开与企业产品质量调整

企业的利润函数可以表示为:

$$\pi_i = p_i x_i - C_i = p_i (d + b(q_i - p_i)) - \frac{q_i^2}{\varphi_i} - \sqrt{\frac{\varphi_i}{\theta_i}} \frac{EID_c}{q_i} - f_i \quad (6)$$

利用一阶条件,同时确定产品质量和价格以实现利润最大化。根据链式法则,得到环境信息公开程度 EID_c 影响产品质量 q_i 的表达式:

$$3(b^2 \varphi_i - 4b)q_i^2 \frac{\partial q_i}{\partial EID_c} + 2bd\varphi_i q_i \frac{\partial q_i}{\partial EID_c} + 2b\varphi_i \sqrt{\frac{\varphi_i}{\theta_i}} = 0 \quad (7)$$

环境信息公开程度 EID_c 对产品质量 q_i 的影响效应可以表示为:

$$\frac{\partial q_i}{\partial EID_c} = \frac{2b\varphi_i \sqrt{\varphi_i/\theta_i}}{3(4b - b^2\varphi_i)q_i^2 - 2bd\varphi_i q_i} \quad (8)$$

由于 $2b\varphi_i \sqrt{\varphi_i/\theta_i} > 0$, 得到 $\text{sign}\{\partial q_i/\partial EID_c\} = \text{sign}\{3(4b - b^2\varphi_i)q_i^2 - 2bd\varphi_i q_i\}$ 。令 $f(q_i) \equiv 3(4b - b^2\varphi_i)q_i^2 - 2bd\varphi_i q_i$, 可得质量变化的临界值为:

$$q_i^* = \frac{2bd\varphi_i}{3(4b - b^2\varphi_i)} > 0 \quad (9)$$

在产品质量小于 q_i^* 时,有 $f(q_i) < 0$; 当产品质量大于 q_i^* 后,则有 $f(q_i) > 0$ 。因此, q_i 关于 EID_c 的导数 $\partial q_i/\partial EID_c$ 也将在产品质量临界值 q_i^* 的两端有不同的符号: 在产品质量小于 q_i^* 时, $\partial q_i/\partial EID_c < 0$, 表示环境信息公开程度的提高会降低产品质量; 而在产品质量大于 q_i^* 时, $\partial q_i/\partial EID_c > 0$, 表示环境信

① 反比例函数的设定保证了环境规制对环境绩效最低的一批企业具有淘汰效应, 这与中国环境规制强度不断提高的情况下大量高污染企业退出市场的事实是相符的。

信息公开程度的提高会提高出口产品质量。由此,本文提出^①:

假说 2: 存在产品质量临界值 $q_i^* = 2bd\varphi_i / 3(4b - b^2\varphi_i)$, 当产品质量低于该值时, 环境信息公开程度的提高会使企业降低产品质量; 当产品质量高于临界值时, 环境信息公开程度的提高则会促使企业提高产品质量。

通过分析 $f(q_i)$ 和 $\partial q_i / \partial EID_c$ 的表达式还可以发现, 当产品质量位于区间 $(0, q_i^*)$ 时, 环境信息公开对产品质量产生负向影响, 并且该负向影响在区间 $(0, q_i^*)$ 内的任何一点都不会趋于零。换言之, 假设环境信息公开程度持续提高, 产品质量也将不断减小, 直至产品质量降低到市场准入的临界值以下并退出市场。但是当产品质量处在大于 q_i^* 的区间时, $\partial q_i / \partial EID_c$ 具有不一样的变化特征。由于在产品质量大于 q_i^* 时, $f(q_i)$ 是一个单调递增的凸函数。这意味着, 当产品质量已经处于足够高的水平时, 环境信息公开程度的提高不会对产品质量产生明显的促进作用。综上, 在不同的产品质量区间, 环境信息公开对产品质量的影响效应可用图 1 表示:

根据以上分析, 本文进一步提出:

假说 3: 对低于质量临界值 q_i^* 的产品, 环境信息公开对产品质量的影响效应一直为负, 即随着环境信息公开程度的提高, 低质量产品的产品质量会持续下降; 对高于质量临界值 q_i^* 的产品, 环境信息公开对产品质量的影响效应一直为正, 但随着产品质量的进一步提高, 该正向影响效应逐渐减小并最终趋于零。

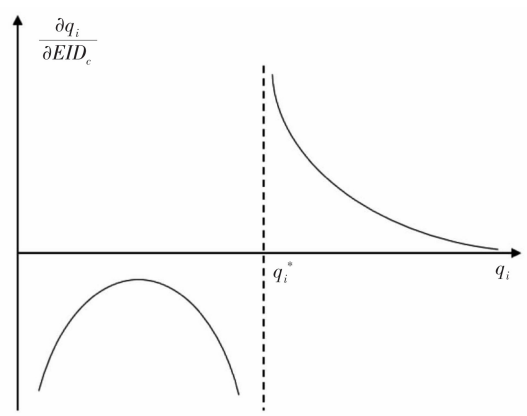


图 1 环境信息公开影响产品质量的变化趋势

三、数据、变量和计量模型

1. 数据来源及处理方法

本文使用的企业—产品层面数据来自中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据。本文借鉴 Cai and Liu (2009)、Brandt et al. (2012)、田巍和余淼杰 (2013) 等研究的做法, 对两套原始数据进行了清洗、整理和匹配, 对主要名义变量进行了价格指数平减, 对行业编码、HS 产品编码等指标进行了编码规则统一。城市层面数据来自公众环境研究中心 (IPE)、中国城市统计年鉴等多个数据库。度量城市环境信息公开程度的污染源监管信息公开指数 (PITI) 来自公众环境研究中心 (IPE) 发布的年度调查报告, 该项调查自 2008 年开始施行并对外发布调查报告, 延续至今。城市的工业经济发展数据如工业总产值等来自《中国城市统计年鉴》, 城市环境污染指标 (PM2.5 浓度) 来自哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心公布的卫星监测数据。本文还使用了欧洲中期天气预报中心 (ECMWF) 发布的 ERA-INTERIM 栅格气象数据, 手工搜集的地级市年度政府工作报告等数据。

2. 变量说明

(1) 出口产品质量。本文借鉴 Khandelwal et al. (2013)、施炳展 (2013) 的研究, 基于需求函数

^① 具体证明过程参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

$x_{ijkt} = q_{ijkt} p_{ijkt} P_j^{\sigma-1} Y_j^{\sigma-1}$, 估计第 t 年企业 i 向出口目的地 j 出口的产品 k 的质量 q_{ijkt} 。其中, x_{ijkt} 表示出口数量, p_{ijkt} 表示出口价格, P_j 为进口国 j 的综合价格水平, Y_j 为进口国的市场规模, σ 为产品种类间的替代弹性。对需求函数两端取对数, 整理得到估计方程为:

$$\ln x_{ijkt} = -\sigma \ln p_{ijkt} + \varphi_{jt} + \varphi_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (10)$$

其中, φ_{jt} 表示国家—年份固定效应, 以控制随进口国和年份变化的变量, 如汇率、运输距离、进口国经济发展水平等; φ_k 为产品层面的固定效应。本文参照 Fan et al.(2015) 的做法, 根据 Broda and Weinstein(2006) 估计的需求价格弹性系数, 将其加总到 HS2 位码, 作为上式中产品替代弹性 σ 的替代值。回归的残差项即可作为产品质量的度量:

$$\ln quality_{ijkt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{ijkt}}{\sigma-1} \quad (11)$$

该产品质量指标还包含了进口国的信息, 本文以企业向各个国家出口的某类产品的出口额为权重, 将企业—国家—产品—年份层面的产品质量加总为企业—产品—年份层面的产品质量指标 $\ln quality_{ikt}$ 。

(2) 环境信息公开。2007 年 4 月, 原国家环境保护总局发布了《环境信息公开办法(试行)》(简称《办法》), 对地方政府和企业的环境信息公开作出了规范性要求。与此同时, 公众环境研究中心(IPE)联合美国自然资源保护协会(NRDC)以《办法》规定的公开范围为蓝本, 共同开发了“污染源监管信息公开指数”(PITI), 从 2008 年开始对 113 个城市的环境信息公开质量进行系统评估, 并向公众发布评价结果。与现有研究有所区别的是, 本文并不基于 IPE 从 2008 年开始公布 PITI 这一事件构造准自然实验, 采用双重差分法(DID)评估其政策效应, 而是将 PITI 得分率作为各城市环境信息公开程度的度量。^①

3. 计量模型构建

根据以上分析, 本文设置如下计量模型考察环境信息公开对出口产品质量的影响效应, 对假说 2 和假说 3 进行实证检验^②:

$$\ln quality_{cikt} = \beta_0 + \beta_1 PITI_{ct} + \alpha X_{cit} + \mu_{ik} + \delta_t + \theta_c + \varepsilon_{cikt} \quad (12)$$

上式中, 下标 c, i, k 和 t 依次分别表示城市、企业、HS6 位码产品和年份。 $quality_{cikt}$ 为核心被解释变量, 表示位于 c 城市的 i 企业在 t 时期出口的产品 k 的产品质量。 $PITI_{ct}$ 为城市 c 在 t 年的 PITI 得分率(实际 PITI 得分/100), 该得分率越高, 表示城市在该时期环境信息公开的程度越高。由于 PITI 的评价标准在 2013 年发生了变更, 本文取 2008—2012 年的样本进行分析。 μ_{ik} 为企业—产品固定效应, 用以控制企业和产品种类异质性的影响, δ_t 为年份固定效应, 控制了所有出口企业所面临的共同冲击, 考虑到不同地区环境污染程度和政府治理强度的差异, 模型还控制了城市固定效应 θ_c 。 ε_{cikt} 为随机误差项。

X_{cit} 表示城市和企业层面的控制变量集。企业层面的控制变量包括: ①企业全要素生产率(tfp), 使用 De Loecker and Warzynski(2012)改进自 Levinsohn and Petrin(2003)的方法, 基于超越对数生产函数进行测算; ②企业资本密集度($capint$), 以企业固定资产总额与企业从业人数比值的对数值来度量; ③企业规模($size$), 使用企业总资产的对数值度量; ④企业融资约束($fincon$), 借鉴阳佳余

① 关于指标选取的原因和特征性事实分析参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 对假说 1 的实证检验在下文影响机制检验部分进行。

(2012)的方法,使用综合财务指标作为其代理变量。城市层面的控制变量包括:①城市工业经济发展水平(*cindev*),以地级市当年的工业总产值的对数值衡量;②城市环境污染程度(*enwpol*),使用哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心公布的卫星监测PM2.5浓度数据作为地区环境污染程度的度量,在模型中进行控制。^①

四、实证结果与分析

1. 环境信息公开对出口产品质量的平均影响

本文首先基于全样本进行估计,考察环境信息公开对出口产品质量的平均影响效应,回归结果汇报在表1中。第(1)列为控制了个体和年份的双向固定效应模型,仅将出口产品质量对环境信息公开程度回归,未加入其他控制变量;第(2)列加入了企业层面的控制变量,包括企业的全要素生产率、融资约束、规模和资本密集度;第(3)列控制城市层面的控制变量,包括城市污染程度以及城市工业发展水平;第(4)列进一步控制了城市效应。在各组回归模型中,*PITI*的回归系数均显著为正,这表明政府环境信息公开程度的提高,整体上有利于制造业产品质量升级。

从第(4)列回归结果看,*PITI*的回归系数约为0.07,表示城市*PITI*得分每提高10分,出口产品质量将提高0.7个百分点($\Delta \ln quality\% = [100 \times 0.07 \times \Delta PITI]\%$)。控制变量方面,企业全要素生产率(*tfp*)、融资约束(*fincon*)和资本密集度(*capint*)的回归系数显著为正,表明生产率越高、融资约束越低以及投入资本越多的企业,其出口产品质量更高,而企业规模(*size*)对出口产品质量具有负向影响。城市环境污染程度(*enwpol*)的回归系数显著为负,与环境污染总体上抑制出口产品质量升级的事实相符。城市工业发展水平(*cindev*)的回归系数显著为正,表明工业发展水平越高的城市,其制造业集聚和竞争程度较高,出口产品质量也越高。

2. 环境信息公开对出口产品质量的异质性影响

理论分析表明,企业在面临由环境信息公开带来的成本冲击时,会对处于不同质量区间的产品作出不同的质量调整。基于全样本的回归仅反映了环境信息公开对产品质量的平均效应,本文进一步使用分样本回归和样本切割的方法分析其对产品质量影响的异质性。

根据产品质量分位数,按照产品质量由低到高的顺序将全样本分为五个分样本,分别考察环境信息公开对产品质量的影响。表2汇报了以上分样本回归结果,第(1)列为产品质量最低的分样本,*PITI*的回归系数显著为负,表示环境信息公开降低了企业处于低质量区间的出口产品质量;第(2)列的分样本相对于第(1)列的分样本的平均产品质量更高,*PITI*的回归系数仍显著为负,但显著性水平相比第(1)列有所减小;第(3)列为处于质量中位数附近的样本,*PITI*的回归系数为负且不显著,可能的原因是该分样本中同时包含了在环境信息公开下产品质量降低和提高的样本;第(4)列中*PITI*的回归系数显著为正,表明在跨越产品质量“临界点”后,环境信息公开对产品质量具有正向促进作用;第(5)列样本中产品质量进一步提高,处于全样本产品质量的上20%分位数区间,此时*PITI*的回归系数为正,但不再显著。以上回归结果表明,对处于不同质量区间的产品,环境信息公开对产品质量的影响效应存在显著差异。整体而言,随着产品质量的不断提高,环境信息公开对产品质量的影响效应呈“先抑制后促进”的变化趋势,并且环境信息公开对低质量区间产品质量的抑制效应不会随着产品质量的持续降低而消减,但对高质量区间产品质量的促进效应却是随着产品质量的进一步提高而减小的(回归系数为正但不显著),以上结果与本文模型分析的结论较为一致。

尽管分样本回归揭示了环境信息公开对处于不同质量区间产品质量的影响效应的差异,但不

^① 各变量的描述性统计参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 1 环境信息公开影响出口产品质量的回归结果:平均影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PITI</i>	0.0657*** (0.0173)	0.0639*** (0.0173)	0.0706*** (0.0174)	0.0704*** (0.0174)
<i>tfp</i>		0.0414*** (0.0101)	0.0408*** (0.0101)	0.0405*** (0.0101)
<i>fincon</i>		0.0275*** (0.0078)	0.0275*** (0.0078)	0.0276*** (0.0078)
<i>size</i>		-0.0074 (0.0046)	-0.0078* (0.0046)	-0.0077* (0.0046)
<i>capint</i>		0.0129*** (0.0039)	0.0122*** (0.0039)	0.0124*** (0.0039)
<i>envpol</i>			-0.0885*** (0.0239)	-0.0905*** (0.0239)
<i>cindex</i>			0.0499*** (0.0190)	0.0506*** (0.0194)
常数项	0.4665*** (0.0099)	0.1995*** (0.0665)	-0.3823 (0.3383)	-0.3863 (0.3455)
企业—产品效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
城市效应	不控制	不控制	不控制	控制
样本量	856092	856092	856092	856092
R ²	0.8019	0.8019	0.8019	0.8019

注:*,**,*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。以下各表同。

表 2 环境信息公开影响出口产品质量的回归结果:异质性影响

	质量最低 0—20%	质量较低 20%—40%	质量中等 40%—60%	质量较高 60%—80%	质量最高 80%—100%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>PITI</i>	-0.0680** (0.0327)	-0.0177* (0.0093)	-0.0068 (0.0080)	0.0478*** (0.0114)	0.0603 (0.0422)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业—产品效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	117268	102584	101987	107904	126696
R ²	0.8125	0.5653	0.5369	0.5728	0.8169

注:控制变量的回归结果不在正文汇报,详细结果留存备案。以下各表同。

同分样本之间在数据结构等方面存在差别,其回归结果的不同可能由产品质量之外的因素,如离群值、数据结构等因素引起,这些潜在的问题降低了分样本回归结果的可信度。为了更准确地考察这一差异化效应,本文借鉴刘啟仁和铁瑛(2020)的分析思路,基于“样本切割”的方法作进一步分析:首先,基于全样本的产品质量生成成分位数,按照产品质量由小到大的顺序每次切割 1%分位数的样本,重复切割 80 次共得到平均产品质量递增的 80 个子样本。然后,基于每一个子样本对基准模型重复估计 80 次,即最后一次估计是基于产品质量上 20%分位数的样本,保证了即使最后一次估计

仍有足够大的样本量。^①最后,记录每一次估计中 *PITI* 的回归系数和置信区间参数,描点成图,便可直观地展示随着产品质量变化,环境信息公开对出口产品质量影响效应的变化趋势。^②

回归结果如图 2(a)所示,横坐标轴为产品质量分位数,表示不同产品质量区间的子样本,纵轴为 *PITI* 的回归系数。结果显示,随着样本平均产品质量的提高,*PITI* 的系数呈先增大后减小的趋势,可能的原因是当产品质量较低时,环境信息公开对产品质量的影响效应为负,随着每次切割掉 1% 的低产品质量样本,整体的回归系数随之增大;而当产品质量超过临界值后,环境信息公开对产品质量的影响效应为正,且该影响效应随着产品质量的进一步增大而减小。随着样本切割的继续进行,产品质量受环境信息公开正向影响较大的样本被不断剔除,整体的回归系数呈下降趋势。随着产品质量的进一步提高,环境信息公开对产品质量的影响效应持续下降,最终导致 *PITI* 的回归系数在统计上不再显著。以上回归结果与模型分析的结论较为吻合。

图 2(a)所示回归结果为理论模型的分析结论提供了较好的支撑,但对于在低产品质量分位点进行的回归而言(图 2(a)的左半部分),其代表的是高于该质量分位数样本的回归系数,更接近于全样本的估计结果,尽管通过前后系数的对比,可间接推断低产品质量样本中环境信息公开对产品质量的影响方向,但仍缺乏直观的证据。为此,本文以图 2(a)中 *PITI* 回归系数最大值对应的产品质量分位点(50%)作为可能的临界点,根据该临界点将样本分为两部分。在低于临界点的样本中根据产品质量由高到低的顺序每次切割 1% 的样本进行回归,以直接考察随着样本平均产品质量的不断降低,环境信息公开对产品质量影响的变化;在高于临界点的样本中则与图 2(a)中的做法一致,根据产品质量由低到高的顺序每次切割 1% 的样本进行回归,作为对照分析。图 2(b)汇报了以上回归结果。图 2(b)中的竖虚线为产品质量 50% 分位数,位于该分位点的两个回归系数分别代表产品质量上 50% 分位数样本和下 50% 分位数样本中,环境信息公开对产品质量的影响效应。对于高产品质量样本,环境信息公开对产品质量的影响效应显著为正,对于低产品质量样本,该影响效应则显著为负。对于低产品质量样本,随着样本中产品质量的逐渐降低(产品质量分位数由 50% 切割至 20%),环境信息公开对产品质量的回归系数一直为负,且大多数在 0.1 的显著性水平下显著。以上回归系数变化趋势与理论模型部分图 1 中的趋势十分相似,实证结果较好地验证了模型结论。

3. 内生性问题讨论

本文将 *PITI* 得分率作为城市环境信息公开程度的度量,而不是基于 IPE 从 2008 年开始公布 *PITI* 这一事件构造准自然实验。采用 DID 进行估计,可能因内生性问题而导致估计偏差。本文主要通过构建工具变量并使用两阶段最小二乘法(2SLS),进一步进行因果识别来处理内生性问题。此外,本文也考虑了排除在本文样本期间同时施行的其他环境规制政策的潜在影响,借鉴 Nunn and Wantchekon(2011)的方法,利用已观测因素估算不可观测因素的影响效应,以及参考 Singh and Chanda(2021)的研究构造安慰剂检验,进一步排除不可观测因素对估计结果的干扰。^③

① 这种方法本质上是一种子样本分析方法,每个分位点的估计都是前一个分位点的子样本估计,因此将参数估计值与前一个分位点的参数估计值进行对比就可以近似地反映该 1% 子样本中环境信息公开对产品质量的影响。具体来说,第 x 次回归对应 $\text{Quantile} \geq x\%$ 的样本,从而第 $(x+1)$ 次回归相当于第 x 次回归的子样本估计,这样一来虽然无法直接对 $\text{Quantile} = x\%$ 的分样本进行估计,但通过比对第 x 次和第 $(x+1)$ 次的回归结果,同样可以捕捉到 $\text{Quantile} = x\%$ 的分样本信息。对本文研究而言,如果第 $(x+1)$ 次估计所得到的 *PITI* 系数的绝对值相对第 x 次更大,则说明剔除的 $\text{Quantile} = x\%$ 相对于之后的样本,环境信息公开对出口产品质量的影响效应相对更小。类似的做法见于铁瑛等(2019)。

② 对样本切割法具体原理的介绍可见于铁瑛等(2019)。

③ 结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

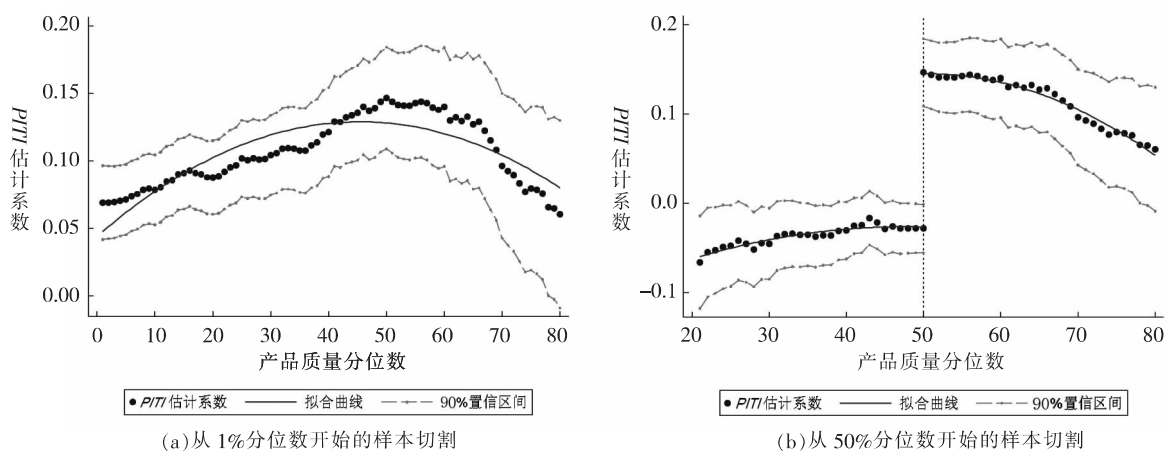


图2 环境信息公开影响出口产品质量的回归结果

环境信息公开作为核心解释变量的第一个内生性问题，可能来自城市环境质量与环境信息公开程度之间的潜在关联。随着环境绩效纳入地方政府官员的晋升考核标准，环境质量越好的城市可能更倾向于公开环境信息，以获取上级政府对其环境治理工作的认可(Wu and Cao, 2021)。此外，环境质量越好的城市越可能通过信息公开满足人民对环境信息公开的诉求，减轻公众舆论压力，并有利于当地旅游业的发展(Tian et al., 2016)。一旦该理论上的关联性在经济现实中成立，并影响了环境信息公开的评估，则有可能造成内生性问题。一方面，根据以上分析，环境质量更好的城市的环境信息公开得分可能更高；另一方面，好的环境质量有利于吸引人力资本和资金流入，经济发展质量和出口产品质量也可能更高(陈诗一和陈登科, 2018)。尽管基准模型控制了城市PM_{2.5}浓度，但环境信息公开与出口产品质量之间通过城市环境质量造成的反向因果关系仍可能导致估计偏差。

另一个内生性问题可能源自环境信息公开的制度性质。与排污总量控制、排污收费制度等正式环境规制政策相比，环境信息公开属于非正式环境规制政策，其污染控制效应依赖政府的行政强制措施予以保证。城市的环境信息公开程度对出口产品质量的影响可能与城市的环境治理强度有关：一方面，城市的环境治理强度越大，环境信息公开制度的执行可能更好，城市的环境信息公开得分也越高；另一方面，城市的环境治理也可能直接影响出口产品质量(盛丹和张慧玲, 2017)。由于城市环境治理强度难以在模型中进行准确衡量和全面控制，从而可能导致估计结果出现偏差。

工具变量法是缓解内生性问题的有效方法。借鉴Hering and Poncet(2014)、陈诗一和陈登科(2018)等研究做法，本文选取城市空气流动系数和政府工作报告中与环境相关词频占比作为PITI的工具变量^①，使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量估计^②，结果汇报在表3中。从第一阶段的回归结果看，环境信息公开对空气流动系数(VC)和环境词频占比(EW)的回归系数均显著为正，排除了弱工具变量问题。第二阶段的回归结果在方向和显著性上均与表1所报告的基准回归结果相似，进一步验证了环境信息公开对出口产品质量的整体促进效应。从第(3)列回归结果看，与基准回归相比，PITI的系数仅略微增大，这说明潜在的内生性问题导致低估了环境信息公开对出口产品质量的影响效应，但影响程度较小，不会对OLS估计结果造成较大干扰。

① 对两个工具变量的选取原因、测算方法和数据来源的说明参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajccs.org>)附件。

② 本文首先对全样本进行工具变量估计，如果工具变量的估计结果与基准回归结果有较大的差异，再对差异化效应中的内生性问题作进一步讨论，否则便认为不存在严重的内生性问题。

表3 工具变量估计结果

第一阶段回归	VC 作为 IV	EW 作为 IV	VC 和 EW 作为 IV
	<i>PITI</i>	<i>PITI</i>	<i>PITI</i>
	(1)	(2)	(3)
VC	0.0127** (0.0051)		0.0113** (0.0051)
EW		0.6652*** (0.1721)	0.6331*** (0.1718)
第一阶段 F 值	32.32	36.79	32.23
第二阶段回归	<i>lnquality</i>	<i>lnquality</i>	<i>lnquality</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>PITI</i>	0.0733** (0.0175)	0.0717** (0.0315)	0.0728** (0.0315)
控制变量	控制	控制	控制
企业—产品效应	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	856084	856084	856084
R ²	0.8019	0.8019	0.8019

五、影响机制检验

为进一步验证上文所述的质量调整机制,本节着重考察以下几个问题:①对假说1进行实证检验,即环境信息公开是否对企业造成了非生产性的环境成本冲击;②企业如何通过产品质量调整吸收该成本冲击;③企业进行差异化的质量调整如何促进整体的产品质量升级。

1. 环境信息公开与成本冲击

企业的环境成本主要可分为环境资本性支出、环境费用性支出和环境恶化支出。环境资本性支出是在企业进行生产决策权衡之后进行投入,而环境费用性支出和环境恶化支出与生产过程相对独立,更能体现企业在环保上的直接支出。企业的环境费用性支出主要在“管理费用”中统计,本文借鉴史贝贝等(2019)将企业管理费用作为企业非生产性环境成本的代理变量。^①城市的环境信息公开程度越高,企业管理费用的增长幅度可能越大,表示企业受到的非生产性成本冲击也越大。

将企业管理费用率(管理费用占总资产比重)的对数值(*lnadexp*)对城市 *PITI* 得分率进行回归,回归结果汇报在表4中。表4第(1)列中 *PITI* 的系数显著为正,这表明环境信息公开显著提高了企业的管理费用。为了进一步验证企业管理费用变动与企业环境成本的关联性,本文根据2007年中国第一次全国污染源普查中确定的重污染行业,将全样本分为重污染行业和非重污染行业,分别进行考察。第(2)、(3)列的结果表明,环境信息公开对两类行业中企业管理费用的影响效应均显著为正,且对重污染行业的影响效应更大;第(4)列加入了 *PITI* 与地区空气污染程度(*envpol*)的交互项,交互项系数显著为正,表明污染程度越高的地区,环境信息公开程度的提高造成企业管理费用的增长幅度也越大。

假说1还指出,高质量企业往往具有更好的环境绩效,因此高质量企业受环境信息公开带来的

① 环境恶化支出一般在“营业外支出”中统计,由于中国工业企业数据库中该项指标缺失较多,故只基于管理费用分析。

成本冲击较小。为此,本文加入 *PITI* 与企业产品质量前沿距离 (*PF*) 的交互项作进一步考察。^① 表 4 第(5)列结果显示, *PITI* 及其与 *PF* 的交互项的回归系数均显著为正,表明随着 *PF* 的增大,企业产品质量距离前沿越远,即其产品质量在行业内相对越低,环境信息公开对企业管理费用的正向影响也越大。以上结果证明了假说 1。值得说明的是,企业的管理费用也可能包含部分与出口产品质量相关的支出,例如企业的研发投入在不符资本化条件的情况下会被记入当期管理费用。为了排除管理费用中包含研发投入对结论的影响,本文将企业产品质量对管理费用率回归,结果汇报在第(6)列。*lnadexp* 的回归系数不显著,意味着环境信息公开虽然导致了企业管理费用的增长,但企业管理费用增长并不是直接影响产品质量的因素。

表 4 环境信息公开影响企业管理费用的回归结果

	全样本	重污染行业	非重污染行业	全样本	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PITI</i>	0.1350*** (0.0209)	0.1705*** (0.0562)	0.1230*** (0.0225)	0.1332*** (0.0209)	0.1357*** (0.0209)	
<i>PITI</i> × <i>envpol</i>				0.1007** (0.0470)		
<i>PITI</i> × <i>PF</i>					0.0184** (0.0091)	
<i>lnadexp</i>						0.0026 (0.0025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	166332	26474	138812	166332	166332	164388
R ²	0.8569	0.8422	0.8696	0.8569	0.8569	0.6910

2. 成本冲击、质量调整与产品价格

如果环境信息公开带来的非生产性成本冲击会影响企业的产品质量调整行为,那么企业可能进一步通过调整产品价格,来吸收成本冲击造成的影响。从企业面临的收益权衡看,企业提高产品质量一方面能为高质量产品收取更高的价格,同时降低其环境成本(环境绩效改善),如果该部分的收益大于其升级产品质量所投入的成本,则企业会选择提高产品质量;相反,如果企业无法通过产品质量升级获取足够的收益,则可能会采取降低产品质量的策略。根据本文理论模型,企业质量投资的产出弹性小于 1,并且产品价格的质量弹性也小于 1。这表明企业降低产品质量一方面可以较大幅度地降低企业质量投资成本,另一方面也不必导致产品价格大幅下降。企业有动机通过下调产品质量降低生产成本,从而吸收环境信息公开带来的成本冲击,并维持其价格的相对稳定。以上质量和价格决策机制可用图 3 表示。

考察环境信息公开对出口产品价格的影响效应可对本文核心机制进行侧面佐证。由图 3 可知,环境信息公开会提高高质量产品的出口产品价格,但对低质量产品价格的影响不明确,取决于环境

^① 产品质量是本文被解释变量,直接构造其与 *PITI* 的交互项可能存在内生性问题。本文借鉴 Amiti and Khandelwal(2013)的思路,使用产品质量与行业前沿的距离来近似表示企业产品质量的高低。具体地,根据企业产品质量由高到低在每一年的 4 位码行业内排序,设定一个排序变量 *PF*,将产品质量最高的企业 *PF* 赋值为 1,余下企业随产品质量降低依次赋值 2,3,⋯, *n*。因此, *PF* 数值的提高表示企业产品质量在当年距离前沿的距离越远,产品质量越低。

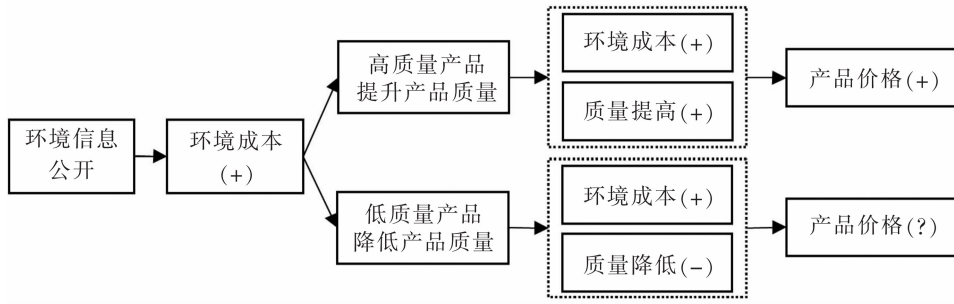


图3 环境信息公开影响出口产品价格的机制

成本提高与质量成本下降的幅度。在控制产品质量调整的渠道后,以上影响效应将出现不同的变化:环境信息公开对高质量产品出口价格的影响效应将减小,但对低质量产品出口价格的影响将增大。

为了验证以上质量和价格调整机制,本文根据每个4位码行业内产品质量的中位数将样本分为两部分,分别进行回归分析。表5第(1)、(2)列中被解释变量为产品质量, *PITI* 的回归系数在低质量样本中显著为负,而在高质量样本中显著为正,表明环境信息公开对高质量产品的质量表现为促进效应,而对低质量产品表现为抑制效应,与前文估计结果一致。第(3)、(4)列中被解释变量为产品价格, *PITI* 的系数在低质量样本中不显著^①,在高产品质量样本中显著为正。这意味着企业通过下调低质量产品的质量从而降低了产品生产成木,并吸收了由环境信息公开带来的非生产性成本冲击,维持了其产品价格的相对稳定;而企业也对高质量产品收取了更高的价格,从而将部分成本冲击向消费者转移。第(5)、(6)列将环境信息公开通过产品质量调整影响产品价格的渠道进行控制,可以看到,与第(3)列相比,第(5)列低产品质量样本中 *PITI* 的系数增大,且显著性水平提高;与第(4)列相比,第(6)列高产品质量样本中 *PITI* 的系数大幅减小。以上结果与上文理论分析结论保持一致,进一步验证了企业在面临环境信息公开带来的成本冲击时的产品质量和价格调整机制。

表5 区分高质量和低质量产品的回归结果

	低质量	高质量	低质量	高质量	低质量	高质量
	<i>lnquality</i>	<i>lnquality</i>	<i>lnprice</i>	<i>lnprice</i>	<i>lnprice</i>	<i>lnprice</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PITI</i>	-0.0343** (0.0173)	0.1250*** (0.0223)	0.0080 (0.0144)	0.1170*** (0.0187)	0.0324*** (0.0083)	0.0270*** (0.0104)
<i>lnquality</i>					0.7093*** (0.0032)	0.7192*** (0.0042)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业—产品效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	364841	367342	364841	367342	364841	367342
R ²	0.8093	0.8253	0.9598	0.9589	0.9880	0.9878

3. 整体产品质量升级的渠道:产品转换和企业进入退出

环境信息公开对处于质量临界点 q_i^* 以下产品的产品质量具有抑制效应,并且该抑制效应不会随产品质量的降低而消滅。这意味着,随着环境信息公开程度的提高,企业将不断降低其低质量产

① 可能的原因是对于低质量产品,环境信息公开虽然使其产品质量降低,但降低的幅度较小(在表5第(1)列中, *PITI* 的系数较小,仅在5%的显著性水平下显著为负),从而使得产品价格的变化不明显。

品的质量,直至降低到市场准入门槛以下并最终退出市场。这可能对企业内和企业间的资源配置造成影响,从而促进整体产品质量升级。从企业内视角看,低质量产品退出市场所释放的资源会被企业重新优化配置,并部分用于研发新的产品。企业通过淘汰竞争力较低的旧产品以及研发新产品来实现资源优化配置,从而出现多产品企业内的产品转换行为,进而实现整体的产品质量升级(韩超和桑瑞聪, 2018)。那么,环境信息公开是否促进了企业内的产品转换,而产品转换又是否为促进整体产品质量升级的重要渠道?为了探究以上问题,本文仅保留多产品企业样本^①,并借鉴 Bernard et al.(2010)的做法,根据企业新增产品和退出产品来计算企业的产品转换率:

$$\lntran_{it} = \ln\left(\frac{addprod_{it} + exitprod_{it}}{totalprod_{it}}\right) \quad (13)$$

其中,等式右边的 $addprod_{it}$ 表示企业 i 在时期 t 相对于 $t-1$ 时期新增的产品种类数目, $exitprod_{it}$ 表示企业 i 在时期 t 相对于 $t+1$ 时期退出的产品种类数目, $totalprod_{it}$ 为企业 i 在时期 t 出口的总产品种类数, \lntran_{it} 则表示企业 i 在时期 t 的总产品转换率(对数值)。将企业产品转换率(\lntran)对 $PITI$ 回归,结果汇报在表 6 第(1)列。 $PITI$ 的系数显著为正,表示环境信息公开程度的提高显著促进了企业内的产品转换。第(2)列为加入 $PITI$ 与 \lntran 交互项的回归结果, \lntran 以及 $PITI$ 与 \lntran 的交互项系数均显著为正,表明企业内产品转换是环境信息公开促进整体产品质量升级的重要机制。

从企业间视角看,低质量企业退出市场所释放的市场份额也有可能吸引新的企业进入,表现为行业内的“优胜劣汰”。为了考察环境信息公开程度的提高是否也导致了行业内的企业进入退出行为,本文根据上文测算产品转换率的方法测算城市—行业内的企业进入退出率(\lnreplace)^②,并将其对 $PITI$ 得分率回归,结果汇报在表 6 第(3)列。可以看到,环境信息公开仅在 10% 的显著性水平下促进了行业内的企业进入退出。第(4)列为基准模型中加入 $PITI$ 与 \lnreplace 的交互项的回归结果,仅有 \lnreplace 的系数显著,交互项系数为正但不显著。以上结果表明,企业进入退出也是环境信息公开促进整体产品质量升级的影响机制之一,但其影响效应相对较小。

结合上文结论可知,环境信息公开促使企业采取差异化的产品质量调整,伴随着低质量产品(企业)的退出以及新产品(企业)的进入,企业内和企业间的资源配置效率得以提高,进而促进了整体产品质量提升。其中,相比于行业内的企业进入退出,企业内的产品转换是促进整体产品质量升级更为重要的因素。

六、主要结论与政策启示

环境规制政策如何影响经济发展质量一直是各界关注的重点议题。在中国经济向高质量发展转型和培育对外贸易新优势的风口,面对日趋严峻的环境问题,厘清环境规制如何影响出口企业行为和绩效具有重要的理论和现实意义。本文以中国公众参与型环境规制工具——环境信息公开为研究对象,基于企业差异化竞争的视角,通过理论模型分析和实证检验,揭示了企业在面临环境信息公开带来的环境成本冲击时的产品质量调整行为。研究发现:环境信息公开程度的提高整体上有利于中国出口产品质量升级,但企业也会根据其产品质量选择差异化的质量调整策略。存在一个产品质量临界值,企业会提高质量高于临界值产品的质量,通过质量升级获取竞争优势,并为高质量

① 多产品企业在中国和世界的出口贸易中处于主导地位(祝树金等, 2018),多产品企业样本在本文全样本中占比超过 94%。

② 基于 4 位码行业测算。具体测算公式参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 6 企业进入退出与企业内产品转换

	Intran	Inquality	Inreplace	Inquality
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PITI</i>	0.1964*** (0.0206)	0.0706*** (0.0184)	0.0462* (0.0243)	0.0678*** (0.0178)
<i>PITI</i> × <i>Intran</i>		0.0629*** (0.0153)		
<i>PITI</i> × <i>Inreplace</i>				0.0269 (0.0178)
<i>Intran</i>		0.0088*** (0.0026)		
<i>Inreplace</i>				0.0151*** (0.0035)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业—产品效应	控制	控制	不控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	不控制	不控制	控制	不控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
样本量	111140	787669	35091	820154
R ²	0.5554	0.8003	0.2428	0.8022

产品制定更高的价格,以将环境信息公开带来的成本冲击向消费者转移;对产品质量低于临界值的产品,企业则会降低其产品质量,通过降低产品质量以降低生产成本,从而吸收该环境成本冲击,维持产品价格的相对稳定。并且随着高质量产品质量的进一步提高,环境信息公开对产品质量的促进效应逐渐减小直至为零,但随着低质量产品质量的进一步降低,环境信息公开对低质量产品的质量抑制效应不会消减,直至低质量产品退出市场。环境信息公开对处于不同质量区间产品的质量差异化影响,促进了企业内的产品转换与行业内的企业进入退出,优化了资源配置效率,从而促进了整体产品质量升级。

本文的研究结论对中国优化环境规制政策,更好地实现环境保护和经济高质量发展的双赢目标具有重要的政策启示:

(1)建议在科学评估的基础上进一步完善和推广政府环境信息公开制度。公众参与环保对改善环境治理机制、提高环境管理效率具有重要意义,是当前中国环境保护立法和治理模式创新的重要内容,而环境信息公开则是公众参与环保的前提和保证。本文研究表明,政府环境信息公开程度的提高整体上有利于中国出口产品质量升级,并且该促进效应是通过逐渐淘汰低质量产品或企业,优化企业内和企业间的资源配置效率实现的,有利于中国出口贸易的转型升级。当前,环境信息公开制度仅在部分城市得到规范执行,并且从研究机构的评测结果看,许多城市环境信息的实际公开量与理论应公开量仍有不小差距。环保部门可适当加强与第三方评测机构的合作,优化环境信息公开的机制设计,推动更多城市政府环境信息的有序公开。

(2)建议加强传统环境规制工具与环境信息公开的融合与协作,提高环境治理成效。信息不公开、不对称是阻碍环境规制工具发挥理想政策效力的重要因素。政府披露环境信息能缩小各环保参与主体之间的信息鸿沟,并调动公众参与环境治理的积极性,有利于提高整体的环境规制效率。实际上,在经济全球化和信息化时代,信息在降低经济政策不确定性、优化营商环境和降低企业成本等方面发挥重要作用,是一国重要的基础性战略资源和关键生产要素。其中,政府信息更是极为重要的信息来源。环境信息公开作为政府信息公开的重要内容,在环境治理、绿色金融、绿色供应链等方面发挥着越来越重要的作用。因此,应加快研究传统环境规制工具与环境信息公开的协作机制,

形成信息互联互通、多主体共同参与的环境治理体系,更好地将绿色发展理念转化为碧水蓝天和经济红利。

(3)建议制造业企业积极贯彻绿色发展理念,提高技术创新能力,通过提高产品质量打造企业核心竞争力。在面临环境成本冲击时,部分企业虽然通过下调产品质量缩减了生产成本,维持了产品价格的相对稳定,并且规避了可能因环保投资而带来的经营风险,但也将失去其长期竞争力,面临今后被市场淘汰的风险。在经济高质量发展阶段,中国的环境治理也将不断深化,制造业企业不应局限于短期利润,而更应树立危机意识,未雨绸缪,积极贯彻绿色发展理念,加快实现产品转换和企业转型。通过产品质量升级培育长期竞争优势,增强自身在国际市场的竞争力以及抵抗国内外政策冲击的能力。

(4)建议政府和金融机构有效利用环境信息,加快绿色金融发展,提高绿色信贷的配给效率,降低企业的融资约束和经营风险。中国要实现碳中和、碳达峰目标,推动制造业价值链攀升,金融支持是其中的重要一环。尽管环境信息公开程度的提高促进了中国出口产品质量升级,但给企业造成的环境成本冲击也不容忽视。尤其是,当企业践行绿色发展理念以改善环境绩效和产品质量时,随着企业投资的增加,企业可能会面临融资约束和经营风险。政府和金融机构应意识到环境信息公开在推动绿色金融发展上的作用,结合国内大数据技术蓬勃发展的契机,将绿色信贷配给到贯彻绿色发展理念的“先进”企业,从而降低企业的融资约束和经营风险,保障企业转型升级的顺利完成,形成环境治理和经济高质量转型的良性互动。

[参考文献]

- [1]陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究,2018,(2):20-34.
- [2]程钰,孙艺璇,王鑫静,尹建中. 全球科技创新对碳生产率的影响与对策研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,(9):30-40.
- [3]韩超,桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升[J]. 中国工业经济,2018,(2):43-62.
- [4]胡宗义,李毅. 环境信息披露的污染减排效应评估[J]. 统计研究,2020,(4):59-74.
- [5]李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020,(9):192-208.
- [6]刘啟仁,铁瑛. 企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜[J]. 管理世界,2020,(3):1-23.
- [7]任胜钢,郑晶晶,刘东华,陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济,2019,(5):5-23.
- [8]盛丹,张慧玲. 环境管制与我国的出口产品质量升级——基于两控区政策的考察[J]. 财贸经济,2017,(8):80-97.
- [9]施炳展. 中国企业出口产品质量异质性:测度与事实[J]. 经济学(季刊),2013,(1):263-284.
- [10]施炳展,邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. 管理世界,2014,(9):90-106.
- [11]史贝贝,冯晨,康蓉. 环境信息披露与外商直接投资结构优化[J]. 中国工业经济,2019,(4):98-116.
- [12]宋德勇,朱文博,王班班,丁海. 企业集团内部是否存在“污染避难所”[J]. 中国工业经济,2021,(10):156-174.
- [13]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.
- [14]田巍,余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界,2013,(1):28-44.
- [15]铁瑛,张明志,陈榕景. 人口结构转型、人口红利演进与出口增长——来自中国城市层面的经验证据[J]. 经济研究,2019,(5):164-180.
- [16]涂正革,谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究,2015,(7):160-173.
- [17]王馨,王莹. 环境信息公开的绿色创新效应研究——基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究,2021,(10):134-152.
- [18]许家云,毛其淋,胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J]. 世界经济,2017,(3):

52-75.

- [19]阳佳余. 融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学(季刊),2012,(4):1503-1524.
- [20]张宁,张维洁. 中国用能权交易可以获得经济红利与节能减排的双赢吗[J]. 经济研究,2019,(1):165-181.
- [21]祝树金,钟腾龙,李仁宇. 中间品贸易自由化与多产品出口企业的产品加成率[J]. 中国工业经济,2018,(1):41-59.
- [22]Amiti, M., and A. K. Khandelwal. Import Competition and Quality Upgrading [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013,95(2):476-490.
- [23]Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott. Multiple-Product Firms and Product Switching [J]. *American Economic Review*, 2010,100(1):70-97.
- [24]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [25]Broda, C., and D. E. Weinstein. Globalization and the Gains from Variety[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2006,121(2):541-585.
- [26]Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. *Economic Journal*, 2009,119(537):764-795.
- [27]Carlson, C., D. Burtraw, and M. Cropper. Sulfur Dioxide Control by Electric Utilities: What Are the Gains from Trade[J]. *Journal of Political Economy*, 2000,108(6):1292-1326.
- [28]Chen, Q., Z. Chen, and Z. Liu. Regulating Conglomerates in China: Evidence from an Energy Conservation Program[R]. NBER Working Paper, 2021.
- [29]Daughety, A. F., and J. F. Reinganum. Imperfect Competition and Quality Signalling [J]. *RAND Journal of Economics*, 2008,39(1):163-183.
- [30]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437-2471.
- [31]Eckel, C., L. Iacovone, and B. Javorcik. Multi-product Firms at Home and Away: Cost- versus Quality-based Competence[J]. *Journal of International Economics*, 2015,95(2):216-232.
- [32]Fan, H., E. L. C. Lai, and Y. A. Li. Credit Constraints, Quality, and Export Prices: Theory and Evidence from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015,43(2):390-416.
- [33]Hering, L., and S. Poncet. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014,68(2):296-318.
- [34]Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. Wei. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters[J]. *American Economic Review*, 2013,103(6):2169-2195.
- [35]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317-341.
- [36]Lin, L. Enforcement of Pollution Levies in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2013,98:32-43.
- [37]Liu, M., R. Tan, and B. Zhang. The Costs of “Blue Sky”: Environmental Regulation, Technology Upgrading, and Labor Demand in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2021,150:102610.
- [38]Manova, K., and Z. Yu. Multi-product Firms and Product Quality [J]. *Journal of International Economics*, 2017,109:116-137.
- [39]Napel, S., and G. Oldehaver. A Dynamic Perspective on Minimum Quality Standards under Cournot Competition[J]. *Journal of Regulatory Economics*, 2011,39(1):29-49.
- [40]Nunn, N., and L. Wantchekon. The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa [J]. *American Economic Review*, 2011,101(7):3221-3252.
- [41]Porter, M. E., and C. V. D. Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995,9(4):97-118.

- [42] Powers, N., A. Blackman, and T. P. Lyon. Does Disclosure Reduce Pollution? Evidence from India's Green Rating Project[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2011,50(1):131-155.
- [43] Shi, D., C. Bu, and H. Xue. Deterrence Effects of Disclosure: The Impact of Environmental Information Disclosure on Emission Reduction of Firms[J]. *Energy Economics*, 2021,104:105680.
- [44] Singh, R., and R. Chanda. Technical Regulations, Intermediate Inputs, and Performance of Firms: Evidence from India[J]. *Journal of International Economics*, 2021,128:103412.
- [45] Tian, X., Q. Guo, and C. Han. Different Extent of Environmental Information Disclosure across Chinese Cities: Contributing Factors and Correlation with Local Pollution [J]. *Global Environmental Change*, 2016,39: 244-257.
- [46] Tu, Z., T. Hu, and R. Shen. Evaluating Public Participation Impact on Environmental Protection and Ecological Efficiency in China: Evidence from PITI Disclosure[J]. *China Economic Review*, 2019,55:111-123.
- [47] Wu, M., and X. Cao. Greening the Career Incentive Structure for Local Officials in China: Does Less Pollution Increase the Chances of Promotion for Chinese Local Leaders [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2021,107:102440.

Environmental Information Disclosure, Cost Shock and Firms' Adjustment to Product Quality

ZHU Shu-jin¹, LI Jiang¹, ZHANG Qian¹, ZHONG Teng-long²

(1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China;

2. School of International Economics and Trade CUFU, Beijing 100081, China)

Abstract: This paper takes environmental information disclosure (EID) as an exogenous environmental cost shock and incorporates it into a partial equilibrium model with endogenous product quality, and examines its effect on firms' product quality. It is found that when subjected to cost shocks, firms make differentiated quality adjustments according to their product quality. There is a threshold for product quality, and firms will improve the quality of products above the threshold and reduce the quality of products below the threshold, and the quality-promoting effect on high-quality products gradually decreases as product quality increases, but the quality-inhibiting effect on low-quality products does not cut down as product quality decreases. Then, an empirical test based on matched data from China Industrial Enterprise Database and China Customs Database from 2008 to 2012 verifies the theoretical model and it is found that EID as a whole promotes the export product quality upgrading. Further analysis shows that EID increases firm's environmental cost, which induces them to eliminate the impact of this cost shock by adjusting product quality and prices. The differentiated product quality adjustments made by firms under EID indirectly promote product switching within firms and the entry and exit of firms in the industry, which improves resource reallocation efficiency and thus promotes the overall upgrading of export product quality. This paper helps reveal the impact of environmental regulation on firms' strategic behavior, provides important policy insights for further optimization of environmental governance and the promotion of high-quality trade development.

Key Words: environmental regulation; environmental information disclosure; product quality; environmental costs

JEL Classification: F13 F18 L11

[责任编辑:李鹏]