

环境信息披露与中国出口企业加成率： 影响机制与资源配置效应分析

李昭华 方紫薇

摘要：本文将中国创新型环境规制措施环境信息披露政策作为一项“准自然实验”，运用双重差分法考察环境信息披露政策对中国出口企业加成率的影响，并分析其影响机制和资源配置效应。研究表明：环境信息披露政策总体上会降低出口企业的加成率水平，并且该抑制效应在不同的企业所有制、污染程度、地理区位、经济区位以及规制强度等方面呈现出显著的异质性；由于存在成本不完全传递效应，出口企业自身仍需承担无法转移出去的部分成本，因而降低了加成率水平；与此同时，企业仍会采取动态性调整行为，通过改善产品质量和缓解融资约束等方式努力抵消环境治理成本上升带来的不利影响；进一步分析表明，环境信息披露政策总体上对全行业资源配置效率的提升作用并不明显，但是在污染行业表现出显著的“去错配”效应。该政策通过提高污染行业的低分位加成率水平并降低高分位加成率水平，从而降低加成率分布离散度，提升行业内资源配置效率。

关键词：环境信息披露；企业加成率；成本不完全传递；资源配置效应

[中图分类号] F205 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 11-0090-16

引言

改革开放以来，中国的经济发展取得了巨大成就，而这令人瞩目的经济成就背后是粗放型经济发展模式导致的环境污染问题，环境治理已然成为中国实现转型发展过程中无法忽视的重要环节。面对不断恶化的生态环境，中国政府也在不断摸索中寻求更加合理有效的环境治理方式，经历了由最初的行政命令控制型规制措施转变为第二代市场工具型规制措施，继而升级为第三代创新型规制措施环境信息披露的过程（Fang et al., 2019^[1]；卢娟等，2020^[2]）。已有研究表明，中国的环境信息披露政策能够有效改善水污染治理（Pan and Fan, 2020）^[3]，有效减少瞒报和漏报大气污染（Feng et al., 2021）^[4]，并且能够显著提升试点城市的环境质量（Feng

[收稿日期] 2021-06-20

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“环境保护与经济高质量发展融合的机制、路径和政策体系研究”（18ZDA050）

[作者信息] 李昭华：华中科技大学经济学院教授；方紫薇（通讯作者）：华中科技大学经济学院博士研究生，电子信箱 fangziwei@hust.edu.cn

and He, 2020)^[5]。在环境信息披露政策的环境治理效应得到认可的同时,该政策所带来的经济效应也值得深入探究,这对于中国在可持续发展的道路上能否实现经济发展与环境保护共赢的局面,具有重要的现实意义。

在中国经济飞速发展的过程中,出口贸易作为拉动经济发展的“三驾马车”之一,发挥着极为重要的作用,然而中国企业迅速发展的出口却离不开国内低廉的环境治理成本。随着中国环境治理水平的不断提升,环境规制工具不断更新,中国出口企业曾经拥有的环境成本优势也逐渐丧失,以牺牲环境为代价的贸易增长方式已无法持续,这又会给中国出口企业带来怎样的影响?目前已有学者研究了环境信息披露政策对中国企业出口规模的影响(Fang et al., 2019; 卢娟等, 2020),但值得注意的是,企业的出口规模并不等同于企业的出口竞争力,中国经济要实现高质量可持续发展不能仅仅停留在出口规模的增加上,更应该体现在出口企业竞争力的提升上,然而现有研究却并未涉足于此。由于企业加成率体现了企业将产品价格维持在边际成本之上的能力,反映了企业在市场上的获利能力和议价能力(任曙明和张静, 2013)^[6],是衡量出口企业国际竞争力的重要指标之一(Edmond et al., 2015^[7]; De Loecker et al., 2016^[8]),因此,本文试图深入探究中国环境信息披露政策对出口企业加成率的影响,并厘清其中的影响机制,分析由此带来的资源配置效应,为更好地理解环境信息披露政策的经济效应提供更多企业层面的经验证据,并为中国出口企业在面临环境治理成本优势丧失的背景下如何实现转型发展提供政策建议。

本文主要与两类文献相关:第一类是环境信息披露政策的经济效应研究。现有研究表明,环境信息披露政策能够显著影响上市公司价值(Yang et al., 2020)^[9],提升企业投资效率(Wang et al., 2020)^[10],并影响区域FDI的流入(史贝贝等, 2019)^[11]。也有学者将研究视角转向中国的出口企业,探究环境信息披露对企业出口规模(Fang et al., 2019)、出口决策(卢娟等, 2020)以及国内附加值(杨焯和谢建国, 2020)^[12]的影响。第二类是政策冲击对出口企业加成率的影响研究。现有文献主要从贸易政策,如贸易自由化所引致的关税下降(Lu and Yu, 2015^[13]; Fan et al., 2018^[14])、中间品贸易自由化(毛其淋和许家云, 2017^[15]; 祝树金等, 2018^[16])和贸易政策不确定性(谢杰等, 2021)^[17]的视角,以及其他政策,如国有企业改制(盛丹, 2013)^[18]、最低工资标准(赵瑞丽等, 2018^[19]; 许明和李逸飞, 2020^[20]; Du and Wang, 2020^[21])等方面研究政策冲击对出口企业加成率造成的影响。

现有文献的不足在于:其一,关于环境信息披露政策的出口效应的研究大多集中于对企业出口规模进行探索,并未关注决定企业出口规模的“原因”变量,即企业在出口市场上的定价能力及国际竞争力,导致对政策效应的解读较为片面;其二,在研究政策冲击对企业加成率影响的文献中,学者都将关注点放在要素投入的成本变化对企业加成率的影响上,如贸易自由化和关税削减意味着进口中间品和最终品投入的成本降低,最低工资政策意味着劳动力成本的上升等,然而在中国政府坚决走绿色发展道路的今天,环境规制政策引致的环境治理成本上升如何影响企业加成率十分值得关注,却无相关研究;其三,目前尚无文献揭示环境治理政策对企

业加成率的内在影响机制，因而无法为中国出口企业转型发展提供相应的政策建议；其四，相关研究仅聚焦于企业个体的经济行为，忽视了环境治理政策对异质性企业产生的非对称性影响，未能从资源配置的角度揭示环境信息披露政策的多重效应。

本文的创新主要体现在：第一，在研究视角上，本文首次从企业加成率的视角研究环境信息披露政策的出口效应，有助于剖析环境信息披露政策对出口企业的深层影响，同时本文首次从环境成本变动的视角研究其对企业加成率的影响，弥补了现有文献仅从要素投入成本的角度对企业加成率进行研究的不足；第二，在研究内容上，本文首次研究环境信息披露政策对出口企业加成率的内在影响机制，分析了在静态和动态情形下出口企业加成率变化的影响因素，展示出口企业在面对环境成本上升时的动态调整过程；第三，在研究意义上，本文首次检验环境信息披露政策对行业资源配置效率的影响，验证其在污染行业具有“去污染，去错配，提效率”的积极作用；第四，在研究方法上，本文运用双重差分法（DID）进行实证分析，能够在很大程度上避免内生性问题带来的估计偏差。

一、政策背景和研究假说

（一）政策背景

面对改革开放以来经济高速增长所带来的严重环境污染问题，中国政府也在积极探索解决方案，以寻求经济增长与环境保护之间的平衡。2007年2月8日，国家环境保护总局（现为中华人民共和国生态环境部）发布了《环境信息公开办法（试行）》，其与国务院发布的《政府信息公开条例》从2008年5月1日起同时正式实施，这为地方政府环保部门和当地企业进行环境信息披露工作提供了详细具体的指导，有效推动了环境信息公开体制的初步建立。

环境信息公开体制建立后的下一步是量化政府执行和企业披露的效果。为了系统评估地方政府及企业的执行情况，保证公众及其他利益相关方对环境信息公开的合理权益，公众环境研究中心（IPE）和美国自然资源保护委员会（NRDC）根据法律法规和环境监管实践，筛选出对污染源监管而言最重要的信息类别，并在多次征求环保、法律和统计方面的专家意见后，共同开发了“污染源监管信息公开指数”（PITI）。他们以网络官方公布的数据和信息公开申请等方式收集到的数据作为评价基础，参照评价标准为实施环境信息披露政策的113个城市进行年度评分并公示评价结果。全国仅有113个城市的政府和企业作为试点对象获得政策执行情况评估的“得分”，而其余城市的政府和企业不在考察范围内且并未获得评价结果，这就为本文进行DID估计以识别环境信息披露政策的加成率效应提供了良好条件^①。

^①实际上，113个城市中可能存在企业并不披露环境信息，而其余城市的企业可能进行了良好的环境信息披露，但是这两类城市的企业仍然面临着不同程度的外部考核压力和公众监督强度，因此本文采用强度DID的方法，实际上比较的是从属于113个环境信息披露城市的企业（受到强规制），和其余未进行环境信息披露或披露程度低的城市的企业（受到弱规制）之间的差异，以识别环境信息披露政策的加成率效应。

(二) 影响机制与研究假说

环境信息披露政策作为一项环境规制措施,会给企业利润最大化加上新的成本约束(Liu and Zhang, 2017)^[22]。具体而言,环境信息披露政策能够规范并约束企业的生产经营和能源消耗行为,改变原有的生产习惯,直接体现为生产成本的上升,但这些调整行为实质上反映的是合规成本的增加。同时,为了响应政策要求并服从社会监管,企业必须朝着社会期望的方向发展,收集并提供环境数据,即在调节生产环节的同时,企业还需对内部管理策略进行调整,这提高了内部经营成本,从而降低了企业经营绩效(Chen et al., 2018)^[23]。Ravn 等认为(2010)^[24]来自企业边际成本的冲击无法完全传递到产品价格上,价格的波动性也远低于成本的波动性,再加上市场竞争等因素的存在(许明和李逸飞,2020),环境信息披露政策引致的环境治理成本的上升无法完全通过价格转移到消费者身上,导致企业加成率在静态情形下显著下降。据此本文提出以下假说。

假说1:静态情形下,环境信息披露在总体上会提高企业的环境治理成本,并由于存在成本的不完全传递效应,导致企业加成率显著降低。

环境规制虽然会给企业带来额外的环境治理成本,但也可能倒逼企业改进生产技术,激发自主创新,探索清洁生产工艺,提高产品竞争力从而提高经济绩效(Porter and Van der Linde 1995)^[25]。同时,由于企业在进行环境信息披露期间能够获得更多利益相关者的关注,进一步拓宽知识获取渠道,企业能够通过非自主性的知识流动和技术溢出提高自身创新能力和产品质量,从而改善财务绩效(Wu et al., 2018)^[26]。产品质量的提升和技术水平的提高能够帮助企业在竞争市场中获得优势,从而带来加成率的上升(Kugler and Verhoogen, 2012)^[27];诸竹君等,2017^[28]。然而,企业进行技术创新和产品质量升级离不开大量资金持续性的投入,缓解融资约束对企业竞争力的提升也起着非常重要的作用。企业进行环境信息披露能够向贷款机构发出明确信号,增强贷款机构对企业的信心,降低贷款难度和借贷成本。企业进行环境信息披露还能够降低企业与股东及外部利益相关者之间的信息不对称,提高社会声誉和品牌价值,从而获得更广阔的融资机会,降低企业资本成本(吴红军等,2017)^[29]。据此本文提出以下假说:

假说2:动态情形下,环境信息披露能够激发企业的成本转化行为,倒逼企业在产品质量、创新能力和融资约束等方面进行调整以部分抵消因环境成本上升带来的不利影响。

资源配置问题一直以来都是经济学领域关注的重要问题,行业间、企业间或产品间的加成率分布离散度通常被当作衡量资源错配程度的重要方式(钱学锋等,2015^[30];Lu and Yu, 2015;赵瑞丽等,2018)。环境信息披露政策督促各地政府和企业自主公开环境信息,并将公众作为第三方监管主体参与到环境治理工作中,能够有效降低各地环境污染信息资源的分割和不对称程度,进而改善因信息分割和信息不对称带来的要素市场扭曲问题(杨焱和谢建国,2020)。值得注意的是,由于存在企业和行业异质性,环境信息披露政策会对不同行业内企业间的加成率分布

离散度产生非对称性影响,从而对不同行业的资源配置效应产生差异化效果。尤其是对污染行业的企业而言,可能因无法承受过高的遵循成本或者因失去原本伪装良好的企业形象而被迫退出市场,其他企业为了继续在行业内生存可能转变为高效率企业,因此污染行业内企业变动更大,资源错配的调节效果应当更为显著。据此本文提出以下假说。

假说3:环境信息披露能够影响行业内加成率的分布离散度从而改变行业的资源错配程度,尤其对污染行业而言,资源错配的改善效果更为突出。

二、模型设定、变量说明与数据来源

(一) 模型设定

本文以2008年开始由中国公众环境研究中心和美国自然资源保护委员会联合公布的中国113个城市的“污染源监管信息公开指数”这一事件冲击作为准自然实验,将研究样本区分为实施环境信息披露的处理组和未进行信息披露的对照组,运用强度DID方法研究环境信息披露政策对出口企业加成率的影响,基准模型设定如下:

$$Lnmarkup_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_{ic} \times Post_t + \theta X_{it} + \lambda Z_{ct} + \mu_i + \omega_c + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, i 、 c 和 t 分别代表第 i 个企业、第 c 个城市和第 t 年。被解释变量 $Lnmarkup_{ict}$ 表示位于城市 c 的出口企业 i 在年份 t 时的加成率。 $Treated$ 为用以识别企业所处城市是否实施了环境信息披露政策的虚拟变量,如果实施则取值为1,否则为0。 $Post$ 用以识别政策实施的冲击时间,将政策开始实施的节点2008年及以后取值为1,2008年前取值为0。参考已有文献,本文还选取了一系列企业层面(X)和城市层面(Z)的控制变量。为了进一步控制其他无法观测的因素带来的潜在影响,本文还控制了个体固定效应(μ_i)、城市固定效应(ω_c)和时间固定效应(δ_t), ε_{ict} 为随机扰动项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

目前衡量企业加成率的方法主要有两种:第一种方法是会计法,即根据会计准则,利用工资成本、原材料成本和收益等数据计算企业加成率,会计法所需指标少,计算过程清晰明了,具有测算简便的优势,但由于具体的会计变量与经济变量在内涵上并不完全等价,因此测算结果可能存在一定偏差;第二种方法是生产函数方程估计法,即通过估计生产函数和产出弹性的方式来测算企业加成率,其中被学者使用最广泛的为De Loecker和Warzynski(2012)^[31]的方法(DLW法)。本文主要借鉴DLW法,并采用超越对数形式的生产函数以保证估计结果的柔性。本文还使用以会计法计算的加成率进行稳健性检验。

2. 核心解释变量($Treated_{ic} \times Post_t$)

本文将位于113个发布“污染源监管信息公开指数”的城市的所有企业作为处理组, $Treated_{ic}$ 取值为1,其余企业视为对照组,取值为0。2008年为政策冲击时

点,故2008年以前 $Post_t$ 取值为0,2008年及以后取值为1。交乘项系数刻画了环境信息披露对出口企业加成率的影响。

3. 其他控制变量

本文控制了企业年龄、企业规模、出口密度、资产负债率以及资本密度等因素对企业加成率的影响。其中,企业规模由企业销售额的对数衡量,企业出口密度用企业出口交货值占工业销售额总产值的比重衡量,企业资产负债率用总负债与总资产的比重衡量,资本密度用固定资产与从业人数的比值来衡量。考虑到城市的经济发展水平、产业结构、金融发展水平、人力资本水平以及外资开放度都会对当地企业的出口行为产生影响,本文分别将城市实际人均GDP、第二产业与第三产业的产值比、年末金融机构贷款余额占GDP的比重、普通高等学校在校学生人数的对数以及实际利用FDI占GDP的比重作为城市层面控制变量加入回归方程。

(三) 数据来源

本文使用的数据主要来源于三个部分:中国工业企业数据库、中国海关数据库和《中国城市统计年鉴》。本文首先参照Brandt等(2012)^[32]的序贯识别法进行匹配,得到2004—2013年中国工业企业微观面板数据,随后参照Cai和Liu(2009)^[33]的做法对数据进行初步处理,将无效的、具有明显错误信息的或不符合会计准则的样本数据删除^①。本文还统一了2004—2013年的四位数行业代码,并参照李卫兵和张凯霞(2019)^[34]的做法对个别核心变量的缺失值进行补齐。由于中国工业企业数据库和中国海关数据库采用不同的编码系统,本文参考田巍和余森杰(2013)^[35]的方法将两个数据库进行匹配,最后得到2004—2013年共71188家出口企业的260841个观测值。本文所选的城市层面控制变量数据均来源于历年的《中国城市统计年鉴》。所有名义变量都以2000年为基期进行平减处理^②。

三、基准回归

(一) 环境信息披露对出口企业加成率的影响

表1列示了根据公式(1)进行回归得到的估计结果。可以看出,在表1各列中,本文关注的核心变量 $Treated \times post$ 的系数在1%的水平上显著为负,这表明环境信息披露政策会显著降低出口企业加成率。在其他条件不变的前提下,环境信息披露政策使处理组的出口企业加成率相比于对照组降低了3.93%~9.64%,验证了本文的假说1。由于环境信息披露政策对实施城市的企业都提出了相应的环保要求,企业的环境治理成本不可避免地会增加,从而增加了整体生产成本,导致企业产品的加成率总体呈现下降的情况。

①具体数据处理过程备案。

②本文主要变量的描述性统计结果备案。

表1 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Treated</i> × <i>post</i>	-0.0964*** (0.0060)	-0.0649*** (0.0056)	-0.0393*** (0.0056)
企业控制变量	否	是	是
城市控制变量	否	否	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
常数项	1.0086*** (0.0086)	-0.4793*** (0.0426)	-2.0933*** (0.0866)
观测值	257 567	254 194	247 041
调整后 R ²	0.0537	0.1998	0.2092

注：***表示在1%的置信水平下显著；括号内的数值为在企业层面进行聚类的稳健标准误。

(二) 异质性分析

本文从以下五个方面探究环境信息披露对出口企业加成率的异质性影响^①。

1. 企业所有制异质性

本文根据企业所有制类别将样本分为国有企业、民营企业和外资及港澳台企业（简称外资企业）三种类型并分组回归。回归结果显示，环境信息披露对民营出口企业和外资出口企业的加成率呈现显著的抑制作用，而对国有出口企业的加成率的影响并不显著。原因在于，由于国有企业在地区经济中占据重要地位，地方政府出于地方保护主义有选择地对其进行特殊保护，使得国有企业在本次环境信息披露冲击中并未受到显著影响，因此未造成企业加成率的明显变动。

2. 企业污染程度异质性

本文参照史贝贝等（2019）的做法，对企业所属的四位数行业进行划分，得到清洁型企业和污染型企业并分别进行回归。结果显示，环境信息披露对清洁型和污染型出口企业的加成率都呈现出显著的抑制作用，相较而言对污染型企业的抑制作用更强。原因在于环境信息披露政策虽然对两类企业都产生了绿色规制约束，但是污染型企业面对此类约束时反应更大。

3. 企业地理区位异质性

由于中国经济具有地区发展不平衡的特征，本文将样本根据其所处地理位置分别划分为东部、中部和西部企业，以及沿海和非沿海企业，从两种维度考察区域异质性。回归结果表明，环境信息披露显著降低了东部和中部出口企业的加成率，但该抑制作用对西部出口企业并不显著。原因在于，东部和中部城市的经济发展对劳动力密集型和资源密集型产业的兴盛依赖度很高，高污染性的产业结构在环境政策的冲击下会受到显著影响，该区域内的企业加成率被进一步抑制。回归结果也显

^①全部的异质性分析回归结果备索。

示,沿海和非沿海企业的加成率也都因环境信息披露政策而降低,相较而言沿海城市企业的加成率降幅更大。

4. 企业经济区位异质性

本文将企业是否处于高新技术开发区作为划分标准探究经济区位异质性。结果表明,环境信息披露政策对非高新区的出口企业加成率具有显著的抑制作用,而对高新区的出口企业加成率影响的并不显著。原因在于,一方面,高新区的企业大多数属于技术密集型行业,行业特征使得此类企业的生产行为污染较小,因此绿色规制并不会对其经济行为产生显著影响;另一方面,高新技术行业的企业技术水平高,生产工艺好,产品质量更具竞争力,环境信息披露政策引致的成本增加也能被其较强的定价和议价能力所抵消,因此加成率未出现显著变化。

5. 企业环境规制强度异质性

本文根据2008年PITI得分将实验组划分为强规制组、中度规制组和弱规制组以探讨规制强度异质性。结果显示,政策执行强度的大小并不会从根本上改变环境信息披露对出口企业加成率的抑制作用,但相比之下,政策执行强度越大,环境信息披露对出口企业加成率的抑制作用大。

(三) 稳健性检验

为进一步保证回归结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验^①。

一是平行趋势检验及动态效应估计。本文设定以下模型进行平行趋势检验:

$$Lnmarkup_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_{ic} \times year_t + \theta X_{it} + \lambda Z_{ct} + \mu_i + \omega_c + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中,本文设定2004年为基期, $year_t$ 表示2005—2013年的时间虚拟变量。结果显示,在政策冲击前,处理组和对照组的出口加成率不存在随年份变动的差异性影响,满足平行趋势检验。从后续年份的估计系数结果可以看出,环境信息披露政策效应具有一定的时滞性,从其实施的第2年后开始呈现出显著的负向影响,且该政策对出口加成率的抑制作用随时间变化逐渐增强。这与史贝贝等(2019)的研究结果一致。

二是倾向得分匹配差分法(PSM-DID)。由于进行环境信息披露的城市广泛分布在中国不同地区,地方发展水平的不均衡可能会使处理组和对照组企业的差异较大,从而使政策评估结果有偏。因此本文采用倾向得分匹配法对城市进行匹配后再进行DID估计。回归结论与基准回归结果一致。

三是改变时间窗期。本文分别选取政策时间节点前后1期、2期和3期的样本进行回归,以排除样本区间内某年份未观测到的冲击带来的干扰。结果显示,环境信息披露政策对出口企业加成率的消极影响仍然存在。

四是替换指标。首先,替换加成率的测算方法,本文参照盛丹和王永进(2012)^[36]的方法,使用会计法重新计算企业加成率并再次进行回归分析;其次,替换政策时间虚拟变量设置,本文参照蒋灵多和陆毅(2017)^[37]的设定方法,将政策时间虚拟变量Post在2008年时取值2/3,2008年之前和之后的年份分别取值为

^①全部的稳健性检验回归结果备索。

0 和 1 再次进行回归。上述做法的结果皆与基准回归结果一致。

五是剔除其他政策冲击。在已经控制时间固定效应的基础上,为了更精准地剔除同期其他政策冲击可能带来的干扰,本文将同期发生的北京奥林匹克运动会、全球金融危机以及排污权交易试点等冲击考虑在内,对样本进行处理后回归^①。结果显示,环境信息披露政策对出口企业加成率的抑制作用仍然稳健。

六是退出行为。考虑到企业的退出行为可能带来样本选择问题,本文将下一期退出的样本剔除重新进行回归。另外,本文还使用在研究期间内永续存在的样本进行回归以进一步排除样本选择的干扰。上述处理后的结果皆与基准回归结果一致。

七是改变计量方法。本文将 PITI 得分作为环境信息披露的代理变量,用广义矩估计(GMM)方法研究环境信息披露对出口企业加成率的影响,结果仍然稳健。

八是反事实检验。本文进行了 500 次随机抽样,随机选择处理组和控制组样本进行回归,并将回归系数的分布及对应 P 值绘制成图。结果显示,估计系数都集中在零点附近,P 值都显著大于 0.1,且原本基准回归的估计系数处于边缘区域,说明在随机选择处理组和控制组时,环境信息披露政策对出口企业加成率并未产生显著影响,证明了基准回归结果的稳健性。

四、影响机制检验

政策冲击对企业加成率的影响在本质上是政策冲击引致的成本传递问题(赵瑞丽等,2018),环境信息披露政策对出口企业加成率的影响实则体现在是谁承担上涨成本的问题。因此,本文将分别讨论静态情形下企业的成本不完全传递效应以及动态情形下企业经济行为调整的结果。

(一) 成本不完全传递效应

从企业加成率的定义可以看出,企业加成率同时包含产品价格和边际成本的信息,两者共同决定加成率的大小,因此环境信息披露政策通过对出口企业的产品价格和边际成本产生影响,最终影响企业加成率,本文首先验证由环境信息披露政策引致的成本不完全传递效应的存在。

本文主要采取两种方法对成本不完全传递效应进行验证。第一种方法是参照 Lu 和 Yu (2015) 的做法,根据海关数据计算得到出口企业的产品价格(\widehat{Price}),再利用企业加成率的计算方式推导出产品对应的边际成本(\widehat{MC}),最后通过回归得到环境信息披露政策分别对企业产品价格和边际成本的影响,结果见表 2 第(1)、(2)列。可以看出,环境信息披露政策显著提高了企业的边际成本,但是并未显著提升产品价格,企业边际成本的增加并未伴随着价格同比例提高,验证了成本不完全传递效应的存在。第二种方法是参照 De Leocker 等(2016)^[38]的做法,设定下列模型以探究边际成本和价格的传导关系:

^①本文排除其他政策冲击潜在影响的具体做法备索。

$$\ln Price_{it} = \delta \ln MC_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, δ 表示企业成本—价格传递系数; μ_{it} 是企业固定效应, 代表企业不随时间变化的平均加成率水平; ε_{it} 是随机扰动项。本文关注的重点在于参数 δ , 若其等于 1, 则表明边际成本的变动可以完全传递到价格上; 若其位于 0~1 之间, 则表明边际成本不完全传递到价格上, 存在成本不完全传递效应。本文将用第一种方法计算所得的边际成本和价格代入到模型 (4) 作为基准回归, 本文还参照许明和李逸飞 (2020) 的做法, 选取中间投入和工资、中间投入、工资以及边际成本滞后 1 期共同作为边际成本的工具变量, 运用两阶段最小二乘法 (2SLS) 对模型 (4) 进行回归, 结果如表 2 第 (3) — (5) 列所示。可以看出, δ 的回归系数均介于 0~1 之间, 并且均在 1% 的置信水平下显著, 再次验证了成本不完全传递效应的存在。结果表明, 出口企业无法通过价格上涨将增加的成本完全转移给消费者, 从而导致企业加成率在政策冲击下显著降低。

表 2 成本不完全传递效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	\widehat{Price}	\widehat{MC}	OLS \widehat{MC}	2SLS	
				中间投入和 工资	中间投入、 工资和 lag_MC
<i>Treated</i> × <i>post</i>	0.0031 (0.0115)	0.0406*** (0.0127)			
<i>LnMC</i>			0.8241*** (0.0030)	0.0665*** (0.0069)	0.8815*** (0.0015)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	249 238	247 041	257 567	216 825	135 156
调整后 R ²	0.0634	0.1085	0.8307	0.1356	0.8757
Kleibergen-Paap rk LM statistic				1.4e+04	2.1e+04
Weak Instrument (F statistic)				1.0e+04	1.9e+05

注: 第 (4)、(5) 列报告了检验工具变量的识别不足 (Kleibergen-Paap rk LM statistic) 和弱识别 (Weak Instrument-F statistic) 的统计量, 结果显示均显著拒绝了识别不足和弱识别的原假设, 表明工具变量有效; *** 表示在 1% 的置信水平下显著。

(二) 企业动态调整行为

根据本文的分析, 面对环境信息披露政策带来的环境治理成本上升的冲击, 企业会动态调整自身生产经营行为加以应对。基于前文假设, 本文分别从产品质量、技术创新以及融资约束等角度探究环境信息披露对企业行为调整的影响。本文设定以下计量模型:

$$y_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_{ic} \times Post_t + \theta X_{it} + \mu_i + \omega_c + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

其中, y_{ict} 分别为产品质量、技术创新以及融资约束, 其余变量定义与式 (1) 一致。出口企业的质量根据施炳展 (2014)^[39] 的逆推法计算得到, 本文还根据单位价值法计算产品质量作为稳健性检验; 企业的创新水平由新产品产值占工业总

产值的比重表示 (刘啟仁和黄建忠, 2016)^[40], 本文还选取新产品产值的对数作为稳健性检验 (黄先海等, 2018)^[41]; 融资约束由利息支出占固定资产合计比重表示 (黄先海等, 2016)^[42]。回归结果如表 3 所示, 第 (1)、(2) 列结果显示, 交乘项的估计系数在 1% 的置信水平上显著为正, 说明环境信息披露政策能够显著提升出口企业的产品质量。表 3 第 (3)、(4) 列结果表明, 环境信息披露对出口企业技术创新呈现显著的负向影响, 说明该政策在实施期间内未能提升企业的技术水平, 这与技术创新的发展周期长、资金投入大等特性有关。第 (5) 列结果表明, 环境信息披露缓解了企业的融资约束, 为企业进行内部策略调整提供了资金空间。

总的来说, 在面对环境信息披露引致的环境治理成本上升的背景下, 企业会动态调整自身的经济行为, 验证了本文的假说 2。出口企业能够通过产品质量的提高和融资约束的缓解以部分抵消环境信息披露的加成率抑制效应, 但技术创新的效应未能发挥出来。

表 3 企业动态行为机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	产品质量		技术创新		融资约束
	逆推法	单位价值法	新产品产值占比	新产品产值	利息支出占比
<i>Treated</i> × <i>post</i>	0.0973 *** (0.0171)	0.0059 *** (0.0011)	-0.0395 *** (0.0056)	-0.1389 *** (0.0395)	-0.0315 *** (0.0059)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	256 497	256 497	170 934	26 511	220 733
调整后 R ²	0.2286	0.3840	0.0284	0.3627	0.2766

注: *** 表示在 1% 的置信水平下显著; 括号内的数值为在企业层面进行聚类的稳健标准误。

五、环境信息披露政策的资源配置效应分析

环境规制政策在企业间的非对称影响会扭曲行业内要素分配 (Tombe and Winter, 2015)^[43], 表现为环境规制的资源配置效应。为探究环境信息披露政策的资源配置效应, 本文选取行业内加成率分布离散度作为资源错配程度的衡量指标并设定下述模型:

$$Dispersion_{jct} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_{ic} \times Post_t + \lambda Z_{ct} + \mu_j + \omega_c + \delta_t + \varepsilon_{jct} \quad (5)$$

考虑到环境信息披露政策的绿色约束可能对污染程度不同的行业产生异质性影响, 本文在模型 (6) 中加入衡量企业是否从属于污染行业的虚拟变量, 得到下述模型:

$$Dispersion_{jct} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_{ic} \times Post_t + \alpha_2 Treated_{ic} \times Post_t \times dirty + \alpha_3 dirty + \lambda Z_{ct} + \mu_j + \omega_c + \delta_t + \varepsilon_{jct} \quad (6)$$

其中, $Dispersion_{jct}$ 表示资源错配水平, 由城市 c 年份 t 行业 j 内企业加成率分布离散度衡量; $dirty$ 为企业是否属于污染行业的虚拟变量, 定义标准与前文一致;

Z_{ct} 为城市层面控制变量; μ_j 为行业固定效应; ω_c 为城市固定效应; δ_t 为年份固定效应; ε_{ict} 为随机扰动项。本文采取 4 个指标对企业间加成率分布离散度进行测算: 加成率的变异系数 (Cv)、相对均值离差 (Rmd)、基尼系数 ($Gini$) 以及泰尔指数 ($Theil$)。

本文针对模型 (5) 和模型 (6) 的回归结果见表 4^①。表 4 第 (1)、(2) 列结果显示, 在不考虑行业差异的前提下, 环境信息披露政策在总体上会提高行业的资源错配程度。第 (3)、(4) 列结果表明, 在考虑行业污染异质性后, 环境信息披露政策对污染行业的资源错配程度有减轻的效果, 验证了本文的假说 3。以上结果的政策含义为, 环境信息披露政策在总体上对行业资源配置效率具有消极影响, 但对污染行业的资源配置效率却具有显著的提升作用, 这与韩超等 (2017)^[44] 的研究结果相似。环境信息披露政策的“去错配”效应在污染行业更为显著, 原因在于, 一方面, 政府对污染行业的企业会进行更为严格的监督, 促使企业将污染的外部性内部化, 最终导致高效率企业存活、低效率企业退出市场, 进而使资源向高效率企业转移, 降低污染行业整体的资源错配程度, 即加成率扩展边际的变动; 另一方面, 面对环境治理成本的上升, 低效率污染企业为了继续存活, 会更加积极地提高产品质量, 促进技术创新并缓解融资约束以提高生产效率, 完成由低效到高效的转变并提高自身加成率, 使得污染行业内的资源配置效率得到显著提升, 即加成率集约边际的变动。

表 4 环境信息披露政策的资源配置效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Cv	$Theil$	Cov	$Theil$
$Treated \times post$	0.0068 *** (0.0010)	0.0030 *** (0.0005)	0.0094 *** (0.0010)	0.0046 *** (0.0005)
$Treated \times post \times dirty$			-0.0090 *** (0.0009)	-0.0054 *** (0.0004)
$dirty$			0.0072 *** (0.0025)	0.0036 *** (0.0011)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	250 036	250 302	250 036	250 302
调整后 R^2	0.3259	0.3783	0.3267	0.3794

注: *** 表示在 1% 的置信水平下显著; 括号内的数值为在企业层面进行聚类的稳健标准误。

为了进一步探究环境信息披露政策具体如何影响污染行业的加成率分布离散度, 本文考察了污染行业加成率的不同分位数 5% (P5)、25% (P25)、50% (P50)、75% (P75)、95% (P95) 受到政策冲击的影响^②。结果表明, 环境信息披露对低分

①由于篇幅限制, 文中仅列示 Cv 和 $Theil$ 指数的回归结果, Rmd 和 $Gini$ 指数的回归结果与上述结果基本一致, 备索。

②不同分位数回归结果备索。

位加成率的抑制作用在污染行业能够得到缓解,即污染行业的低分位加成率在政策冲击下呈现增长趋势,而污染行业高分位加成率仍然呈现降低趋势。因此,整体来看,环境信息披露政策使得污染行业加成率的“下限”提高,“上限”降低,加成率分布离散度减小,行业内资源配置效率提升,体现出显著的“去错配”效应。

六、结论与政策建议

在中国进行经济发展和环境保护两手抓的背景下,环境政策如何影响中国企业的出口表现十分值得关注,其不仅关系着环境效益与经济效益能否实现共赢,更关系着中国出口企业在面临环境治理成本优势丧失的情形下如何实现转型发展。本文将中国自2008年开始实施的环境信息披露政策作为一项“准自然实验”,利用中国工业企业数据库与中国海关数据库的匹配数据,探究环境信息披露政策对中国出口企业加成率的影响。研究表明:环境信息披露政策总体上会降低出口企业的加成率水平,并且此抑制效应呈现出显著异质性。原因在于,企业仅能将部分成本转移至消费者,自身需承担无法转移出去的部分成本,因此在无法进行提价的情况下使得自身加成率水平进一步降低;同时,企业会采取动态性调整行为,通过改善产品质量以及缓解融资约束等方式部分抵消环境成本上升带来的不利影响。进一步研究的结果显示,该政策在污染行业还表现出显著的“去错配”效应。

本文提出以下政策建议:第一,中国在面临经济发展和环境保护双重任务的背景下,及时建立科学的环境治理监管体系尤为重要。环境信息披露作为一项被世界各国广泛采纳的环保监管方式,在中国得到了适用性调整,并已经有效地促进了多方知情并参与环境保护工作,对污染减排和环境质量的改善起到了显著的效果。在未来的环境治理工作中,应该进一步提升环境信息公开的程度,并合理利用差别化管理、人工智能以及绿色金融等新的技术手段,为保护生态环境、实现绿色转型和低碳发展保驾护航。第二,中国出口企业应该积极响应中央“节能减排,绿色生产”的号召,主动学习先进的生产技术和经营模式,不断提升自身的技术创新能力,改善出口产品质量,增强自身在出口市场上的国际竞争力并强化抵抗各种不确定性风险的能力,最终在环境绩效和经济绩效上实现真正的“双赢”。第三,环境信息披露政策虽然能够有效改善地区污染问题,但给中国出口企业带来的成本负担也不容忽视。政府应该积极落实相关的减税降费政策,力争打赢“营改增”攻坚战,继续坚持降低“五险一金”缴费比例、扩大行政事业性收费的免征范围以及下调工商业用电价格等一系列举措,减轻企业税费负担,增强出口企业活力。同时,政府也应该着力解决中小企业融资难等问题,借助国内数字金融蓬勃发展的契机,合理运用数字金融所内嵌的区块链、云计算以及人工智能等大数据技术,使金融资源能够精准地下沉到对融资需求旺盛的企业,降低企业的融资成本。第四,环境信息披露政策具有显著的资源配置效应,因此,在全面贯彻执行环境信息披露政策的同时,也应该继续消除影响要素流动的体制性障碍,降低地区间信息分割和信息不对称的程度,进一步保障生产要素的流动性,促进全局资源配置效率的提升。

[参考文献]

- [1] FANG J Y, LIU C J, GAO C. The Impact of Environmental Regulation on Firm Exports: Evidence from Environmental Information Disclosure Policy in China [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2019 (26): 37101-37113.
- [2] 卢娟, 李斌, 李贺. 环境信息披露会促进企业出口吗 [J]. *国际贸易问题*, 2020 (8): 100-114.
- [3] PAN D, FAN W C. Benefits of Environmental Information Disclosure in Managing Water Pollution: Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2020, 27 (28): 14764-14781.
- [4] FENG Y, CHEN H, CHEN Z J, et al. Has Environmental Information Disclosure Eased the Economic Inhibition of Air Pollution? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 284, 125412.
- [5] FENG Y C, HE F. The Effect of Environmental Information Disclosure on Environmental Quality: Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 276, 124027.
- [6] 任曙明, 张静. 补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究 [J]. *管理世界*, 2013 (10): 118-129.
- [7] EDMOND C, MIDRIGAN V, XU D Y. Competition, Markups and the Gains from International Trade [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (10): 3183-3221.
- [8] DE LOECKER J, GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, et al. Prices, Markups and Trade Reform [J]. *Econometrica*, 2016, 84 (2): 445-510.
- [9] YANG Y L, WEN J, LI Y. The Impact of Environmental Information Disclosure on the Firm Value of Listed Manufacturing Firms: Evidence from China [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, 17 (3), 916.
- [10] WANG X P, SHEN X Y, YANG Y L. Does Environmental Information Disclosure Make Firms' Investments More Efficient? Evidence from Measure 2007 of Chinese A-Listed Companies [J]. *Sustainability*, 2020, 12 (5): 1-16.
- [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] 杨焯, 谢建国. 环境信息披露制度与中国企业出口国内附加值率 [J]. *经济管理*, 2020 (10): 39-58.
- [13] LU Y, YU L H. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4): 221-253.
- [14] FAN H C, GAO X, LI Y A, et al. Trade Liberalization and Markups: Micro Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46 (1): 103-130.
- [15] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化提高了企业加成率吗? ——来自中国的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (2): 485-524.
- [16] 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.
- [17] 谢杰, 陈锋, 陈科杰, 等. 贸易政策不确定性与出口企业加成率: 理论机制与中国经验 [J]. *中国工业经济*, 2021 (1): 56-75.
- [18] 盛丹. 国有企业改制、竞争程度与社会福利——基于企业成本加成率的考察 [J]. *经济学 (季刊)*, 2013 (4): 1465-1490.
- [19] 赵瑞丽, 孙楚仁, 陈勇兵. 最低工资与企业价格加成 [J]. *世界经济*, 2018 (2): 121-144.
- [20] 许明, 李逸飞. 最低工资政策、成本不完全传递与多产品加成率调整 [J]. *经济研究*, 2020 (4): 167-183.

- [21] DU P C, WANG S X. The Effect of Minimum Wage on Firm Markup: Evidence from China [J]. *Economic Modelling*, 2020 (86): 241–250.
- [22] LIU X, ZHANG C. Corporate Governance, Social Responsibility Information Disclosure and Enterprise Value in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 142 (2): 1075–1084.
- [23] CHEN YC, HUNG M Y, WANG Y X. The Effect of Mandatory CSR Disclosure on Firm Profitability and Social Externalities: Evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65 (1): 169–190.
- [24] RAVN M, SCHMITT-GROHE S, URIBE M. Incomplete Cost Pass-through under Deep Habits [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2010, 13 (2): 317–332.
- [25] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Green and Competitive: Ending the Stalemate [J]. *Long Range Planning*, 1995, 28 (6): 128–129.
- [26] WU W W, LIU Y X, CHIN T, et al. Will Green CSR Enhance Innovation? A Perspective of Public Visibility and Firm Transparency [J]. *International Journal of Environmental Research & Public Health*, 2018, 15 (2): 268–279.
- [27] KUGLER M, VERHOOGEN E. Prices, Plant Size and Product Quality [J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79 (1): 307–339.
- [28] 诸竹君, 黄先海, 王煌. 产品创新提升了出口企业加成率吗 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (7): 17–26.
- [29] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农. 公司环保信息披露与融资约束 [J]. *世界经济*, 2017 (5): 124–147.
- [30] 钱学锋, 潘莹, 毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置 [J]. *世界经济*, 2015 (8): 80–106.
- [31] DE LOECKER J, WARZYNSHI F. Markups and Firm-level Export Status [J]. *The American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437–2471.
- [32] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339–351.
- [33] CAI H B, LIU Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms [J]. *The Economic Journal*, 2009, 119 (537): 764–795.
- [34] 李卫兵, 张凯霞. 空气污染对企业生产率的影响——来自中国工业企业的证据 [J]. *管理世界*, 2019 (10): 95–112+119.
- [35] 田巍, 余淼杰. 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.
- [36] 盛丹, 王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角 [J]. *管理世界*, 2012 (5): 8–23.
- [37] 蒋灵多, 陆毅. 最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成 [J]. *中国工业经济*, 2017 (11): 118–136.
- [38] DE LOECKER J, GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, et al. Prices, Markups and Trade Reform [J]. *Econometrica*, 2016, 84 (2): 445–510.
- [39] 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)*, 2014 (1): 263–284.
- [40] 刘啟仁, 黄建忠. 产品创新如何影响企业加成率 [J]. *世界经济*, 2016 (11): 28–53.
- [41] 黄先海, 金泽成, 余林徽. 出口、创新与企业加成率: 基于要素密集度的考量 [J]. *世界经济*, 2018 (5): 125–146.
- [42] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜” [J]. *管理世界*, 2016 (7): 23–35.
- [43] TOMBE T, WINTER J. Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015, 72 (1): 137–163.
- [44] 韩超, 张伟广, 冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析 [J]. *中国工业经济*, 2017 (6): 115–134.

(责任编辑 王 瀛)

Environmental Information Disclosure and Markups of China's Export Firms: An Analysis on Influence Mechanism and Resource Allocation Effect

LI Zhaohua FANG Ziwei

Abstract: This paper took China's innovative environmental regulation measure, the "Environmental Information Disclosure Measures (Trial)", as a quasi-natural experiment, and used the difference-in-difference method to investigate effects of environmental information disclosure (EID) on markups of China's export firms and uncovered its influence mechanism and resource allocation effect. We find that EID policy reduces markups of China's export firms in general, and its inhibition effect shows significant heterogeneity in different firm ownership, pollution degree, geographical location, economic location and regulation stringency. Due to the existence of cost incomplete pass-through effects, export firms have to bear parts of increased environmental costs that can't be transferred, thus reducing its markup level. Meanwhile, export firms would still adopt dynamic adjustments such as improving product quality and alleviating financing constraints, to partially offset the negative effect caused by the rising environmental costs; and further analysis shows that the EID policy doesn't significantly improve the resource allocation efficiency of the whole industry in general, but it does show a significant misallocation-decreased effect in the polluting industries. EID policy improves polluting industries' markups at low quantile and lowers markups at high quantile, which finally reduces the distribution dispersion of markups within polluting industries and elevates intra-industry resource allocation efficiency.

Keywords: Environmental Information Disclosure; Export Firms' Markups; Incomplete Cost Pass-through; Resource Allocation Effect