

# 环境信息披露会促进企业出口吗

卢娟 李斌 李贺

**摘要：**随着全球进入低碳经济时代，环境信息披露为我国绿色发展提供了重要参考，企业环境信息披露不仅有利于政府更好地了解企业环保工作，也有利于提升企业声誉，促进企业发展，为探究环境信息披露是否会影响企业出口，本文采用Heckman模型考察了上市公司的环境信息披露对企业出口的影响。研究发现，环境信息披露能够促进企业出口决策和出口规模，其对重污染行业、国企、外企以及大型企业出口的边际影响更大。非线性检验显示环境信息披露和硬性指标与企业出口规模呈现U型关系，而软性指标与出口规模存在倒U关系。这就表明我国的软性和硬性环境信息披露处于曲线左端，披露水平较低。影响路径检验显示，环境信息披露通过增加企业成本抑制出口，通过增加政府补助、融资能力和创新能力促进出口，而环境信息披露通过作用于市场份额对出口的影响并不明显。本文的研究对企业调整环境信息披露政策和出口策略具有重要参考价值。

**关键词：**环境信息披露；出口规模；融资约束；政府补贴

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 08-0100-15

## 引言

环境信息披露方式作为继命令控制型规制和市场监管型规制之后的新型环境监管模式，对我国实现污染的协同治理意义重大，环境信息披露对企业未来发展也具有重要的战略意义。近年来，环境信息披露关注度不断提升，2002年《上市公司治理准则》的公布使我国大部分上市企业披露环境信息更加积极。理论上而言，环境信息披露不仅能够强化政府对企业环保工作的监管，同时也增加了企业成本和技术革新压力（任力和洪喆，2017）<sup>[1]</sup>，可能会抑制企业出口；同时，环境信息披露能够强化政府、社会与企业间的环保联系，提高企业声誉、社会信任和国际市场需求（张琛等，2019）<sup>[2]</sup>，从而促进企业的出口绩效。而目前我国经济下行压力加大，进出口面临的外部环境趋紧，贸易形势并不乐观，我国的环境信息披露对企业

[收稿日期] 2019-04-10

[基金项目] 国家软科学重大项目“科技促进经济发展方式转变的评价方法和体系研究”（2011GXSI B001）；湖南省软科学研究计划“公共服务均等化对湖南省区域经济差距的影响机制与实证研究”（2018JJ2067）。

[作者信息] 卢娟：湖南大学经济与贸易学院博士研究生 410079 电子邮箱 1985424202@qq.com；李斌：湖南大学经济与贸易学院教授；李贺：湖南大学经济与贸易学院博士研究生。

的出口是助力还是阻力?尤其是在微观层面,环境信息披露行为会如何影响企业出口行为?对该问题的思考将有利于企业进一步制定环境信息披露政策和调整贸易策略。

现有关于环境信息披露的研究主要从两个方面展开:(1)环境信息披露的驱动力研究:外部因子如制度要素、外部监管和媒体压力等。例如,潘安娥等(2019)<sup>[3]</sup>发现外部监管能够促进企业环境信息披露;媒体关注度对重污染企业的影响较大,即社会对企业的关注度越高或媒体报道的负面信息越多,企业就越倾向于选择披露环境信息(张琛等,2019)。内部要素如政治关系、公司治理和内部控制等。基于资源依赖理论,政府具有许多企业所需的各类资源,企业会主动披露环境信息以争取特定资源(林润辉等,2015)<sup>[4]</sup>,黄珺和周春娜(2012)<sup>[5]</sup>发现股权集中度越高越有利于环境信息披露,也有研究指出内部控制在环境信息披露行为中具有重要影响(李志斌,2014)<sup>[6]</sup>。(2)环境信息披露对企业绩效的影响研究:例如,Hassel等(2005)<sup>[7]</sup>通过研究瑞典证券市场发现环境信息披露不利于公司价值提升;然而,任力和洪喆(2017)认为公司绩效与环境信息披露存在正相关性;也有部分研究认为企业市值和环境会计信息披露的关系不显著(蒋麟凤,2010)<sup>[8]</sup>,因此,有关环境信息披露对企业价值影响方面的研究并没有得出统一结论。

目前尚没有环境信息披露对企业出口行为的直接影响方面的研究,现有文献主要从环境管制与出口的视角展开,其结论可分为三类。其一,环境规制不利于出口,例如,Levinson和Taylor(2010)<sup>[9]</sup>基于工具变量法对异质性行业模型进行实证,结果发现环境规制不利于企业出口。Shi和Xu(2018)<sup>[10]</sup>发现严格的环境管制降低了污染密集型企业出口的可能性。其二,环境治理压力下的技术革新会提高产品竞争力,从而促进出口(Porter,1995)<sup>[11]</sup>。也有研究验证了环境政策能够倒逼企业创新从而促进出口的结论(盛丹和李蕾蕾,2018)<sup>[12]</sup>。Yang等(2017)<sup>[13]</sup>发现环境法规可以增加石墨行业的研发投入,通过提高产品质量促进出口。其三,也有学者认为环境治理方式对企业出口的影响存在明显的行业差别,例如,Eisenbarth(2017)<sup>[14]</sup>认为环境规制对黑色金属冶炼、有色金属冶炼等10个行业的出口规模具有显著的促进作用,对皮革、毛皮制品行业的影响并不明显。

与以往文献不同,本文的创新主要体现在三方面:(1)从研究视角上,基于上市公司的环境信息披露考察其对企业出口行为的影响。其一,现有环境信息披露的相关研究大多从影响因素和披露形式的视角展开,其对企业出口的影响研究尚少。其二,环境信息披露作为企业在环境治理反馈上的重要方式,其对企业运营的影响较为敏感,本文采取微观企业的环境信息披露研究出口的视角较为新颖。其三,采取微观企业数据从一定程度上可以避免宏观数据存在的聚集性偏差。(2)在研究方法上,本文采用Heckman模型而非OLS估计分析了上市公司的环境信息披露对企业出口行为的影响,能够解决样本选择偏误和系统地刻画企业出口行为。(3)在研究结论上,本文发现环境信息披露和硬性指标对企业出口规模呈现U型曲线,而软性指标与出口规模存在倒U型关系。这就表明我国的软性和硬性环境信息披露处于曲线左端,披露水平较低。

## 一、机制分析

环境信息披露的相关经济理论包括三类：合法性理论，即公司必须遵守一定的社会规范，积极承担社会责任，采取环境信息公开能够证明其企业存在的合法性（Hummel and Schlick, 2016）<sup>[15]</sup>；利益相关者理论，即公司通过信息公开向相关利益者展示自己在环保上的态度，以获得利益者支持（De Gooyert et al., 2017）<sup>[16]</sup>；自愿信息披露理论，该理论解释了企业披露环保行为可以起到降低环境风险和治理成本的效果，因此，具有良好环保绩效的企业趋向主动公开环境信息（Porter, 1995），对以上理论的分析能够为下文的机制分析提供一定的参考。

### （一）环境信息披露的成本效应

企业的环境信息披露成本可以划分为四类，即资源消耗成本、资源存量维持成本、环境发展成本和环境信息报告成本（耿建新等，2007）<sup>[17]</sup>。其中，资源消耗成本和资源存量维持成本是企业的节能费用，环境发展成本是企业举办环保活动的额外费用，环境信息报告成本是编制环境报告的费用。这些费用均须消耗企业一定的资源，因此，环境信息披露成本难以避免。基于新古典理论，企业承担环境责任须付出高昂成本，严格化环境监管会增加企业成本（方颖和郭俊杰，2018）<sup>[18]</sup>。标准新古典理论中也支持成本假说，即为降低环境污染，企业增加更多投入从而缩减边际效益，有碍企业出口决策。根据新新贸易理论（Melitz, 2003）<sup>[19]</sup>，环境成本无疑刺激了企业成本，不利于出口决策，企业环境信息披露会造成政府相关部门对其关注度上升，高度监管下企业的治污成本会内部化，造成生产成本上升，而由于出口市场具有较高的进入壁垒，生产成本较高的企业可能无法逾越沉没成本，从而抑制企业出口（方颖和郭俊杰，2018）。由此，本文提出假设 H1。

H1：环境信息披露通过增加生产成本会抑制企业出口。

### （二）环境信息披露的创新效应

与环境成本相反的理论观点是创新补偿效应，即环境监管会倒逼企业进行绿色创新（盛丹和李蕾蕾，2018），上市公司进行信息披露必然会提高企业关注度，企业进行绿色创新的动力更强烈，从而有利于提升产品的国际竞争力（Porter, 1995）。须指出的是企业信息披露带来的绿色创新对企业的影响可能存在阶段性，初期投入大量资本进行技术创新可能耗费巨额成本，这一点包含在上文提及的成本效应中，而已完成的创新补偿效应就表现为企业通过研发提高生产率获得产品加工过程补偿（Albrizio et al., 2016）<sup>[20]</sup>。虽然目前文献缺乏对环境信息披露的创新补偿效应能促进企业出口这一结论的直接佐证，但环境政策的出口效应已经得到验证，如李树和陈刚（2013）<sup>[21]</sup>发现《大气污染防治法》具有创新补偿效应，申萌等（2015）<sup>[22]</sup>发现“千家企业节能行动”这一环境政策可以促进企业出口。由此，本文提出假设 H2。

H2：环境信息披露通过提高企业创新水平可以促进出口。

### （三）环境信息披露的补助效应

某种意义上而言，地方政府与企业是声誉共同体（张琛等，2019）。对政府而

言, 环保是政治目标, 企业是环境污染和环保主体, 其能否配合政府的环保工作是政府的关注点。企业主动披露环境信息有利于帮助政府开展相关环保工作, 政府为鼓励企业披露信息会向企业投放一定的资源, 而企业为了获取补助则会主动披露环境信息。并且, 由于信息不对称性, 高质量的环境信息披露能提升企业公信力 (林润辉等, 2015)。政府部门也认为进行信息披露的企业是环保政策支持者, 会给予企业一定的环保补偿, 因此, 无论是出于鼓励还是补偿, 政府都会增加环境信息披露企业的补助, 而政府补助能够克服企业出口的沉没成本, 降低出口所面临的国外信息搜寻成本和销售渠道建立等固定成本, 从而促进企业出口 (许明和李逸飞, 2018)<sup>[23]</sup>。由此, 本文提出假设 H3。

H3: 环境信息披露会通过增加企业获得的政府补助促进企业出口。

#### (四) 环境信息披露的融资效应

受到严格融资约束的企业在出口行为上存在消极性 (黄珺和周丽娜, 2012), 当企业不能得到外部融资时就面临一定的债务约束, 而出口企业的新进入者必须利用自有流动资本偿付其沉没成本, 因此, 外源融资能力是企业出口的重要影响因素。王静和张西征 (2014)<sup>[24]</sup>也发现融资约束削弱了企业出口和创新活动之间互补性, 在融资约束不严重的情况下企业更容易出口。根据信号传递理论以及利益相关者理论, 公司进行环境信息披露是在向利益相关者传达企业发展现状的信号, 债权人能够基于企业的环境表现决定是否增加贷款或提高贷款利率以保障债券方个人利益。大部分投资者因其自身的风险厌恶偏好, 会对环境表现较好的企业保持着较低的风险评估, 从而增加企业的银行贷款, 企业进行环境信息披露则能够缓解债务融资压力 (叶陈刚等, 2015)<sup>[25]</sup>。因此, 环境信息披露极有可能会增强企业融资能力从而促进出口。由此, 本文提出假设 H4。

H4: 环境信息披露通过增强融资能力可以促进企业出口。

#### (五) 环境信息披露的社会信任效应

基于合法性理论和自愿信息披露理论, 公司会尝试披露良好的环境信息以避免因污染问题而给企业带来的负面影响 (周茜, 2018)<sup>[26]</sup>。一方面, 基于企业声誉理论, 良好声誉对企业来说是无形资产, 环境信息披露会增加公众对企业好感度, 增加企业的市场份额 (任力和洪喆, 2017); 另一方面, 企业披露环境信息能够减少环保处罚概率, 通过年报和社会责任报告, 投资者能够据此分析企业的环境责任履行情况, 从而决定是否投资。因此, 企业环境信息披露可以增加企业认可度和市场份额占比, 提高产品的国内外市场需求, 从而促进企业出口。也有学者认为环境信息披露带来的负面影响更大, 其一, 环境信息披露可能有碍公司声誉, 企业受到更高的监管压力, 从而消极生产, 降低其出口竞争力 (Brammer and Pavelin, 2006)<sup>[27]</sup>; 其二, 财务绩效较好的公司也有可能消极地披露环境信息。因为, 他们认为环境信息披露得越多的公司可能存在越多的潜在性问题, 会减少社会信任 (Clarkson et al., 2013)<sup>[28]</sup>; 其三, 过度地信息披露意味着企业承担更多的环境责任, 过度的环保投资可能会挤出企业正常投资, 造成出口积极性下降。由此, 本文提出假设 H5。

H5: 环境信息披露作用于社会信任对出口的影响不确定, 一定程度的环境信息披露会提高市场份额, 促进出口, 信息披露过度则会挤出企业正常投资, 不利于出口。

## 二、环境信息披露的现状

现有研究大多采用环境信息披露指标 (*Environmental Index Disclosure, EID*) 来衡量环境信息披露水平。基于上市公司所发布的年报、环境信息报告以及社会责任报告等披露的环境信息, 本文采用 Wiseman (1982)<sup>[29]</sup> 指数进行评价, 其中, 没有披露环境信息的记录为 0 分, 披露一般性非金额信息的记录为 1 分, 披露数量信息的记录为 2 分, 披露金额信息的记录为 3 分, 各项得分相加得到环境信息披露质量总得分 (*EID*)。由于对项目的赋权主观性较强, 因此, 本文直接将各项得分相加计算 (任力和洪喆, 2017), 环境信息披露得分的计算公式如下:

$$EID_{it} = \sum_{j=1}^n eid_{ijt}$$

$EID_{it}$  是  $i$  公司在第  $t$  年披露的环境信息项目得分加总,  $eid_{ijt}$  是  $i$  公司第  $t$  年在  $j$  项环境信息项目上的得分, 其中  $j=1, 2, 3, \dots, 10$ , 包括十大类环境信息,  $EID$  得分越高表明企业的环境信息披露质量越高。参考上市公司环境信息披露指南规定, 将评价指标分为硬性指标 ( $EID\_hard$ ) 和软性指标 ( $EID\_soft$ ), 硬性指标 ( $EID\_hard$ ) 是指企业应披露环境绩效、成本和环保支出等指标, 而软性指标 ( $EID\_soft$ ) 是指企业的绿色发展远景、环保态度及环境概况等指标。

统计上市公司披露的环境信息, 硬性环境信息指标包括 (1, 2, 3, 6, 7, 8, 10) 项, 软性环境信息指标包括 (4, 5, 9) 项。图 1 的指标趋势反映出各类环境指标披露逐年递增且增速明显, 硬性环境信息披露优于软性指标, 环境信息披露总水平从 2007 年的 2852 到 2018 年已达到 17244, 表明我国环境信息披露趋势逐渐优化。

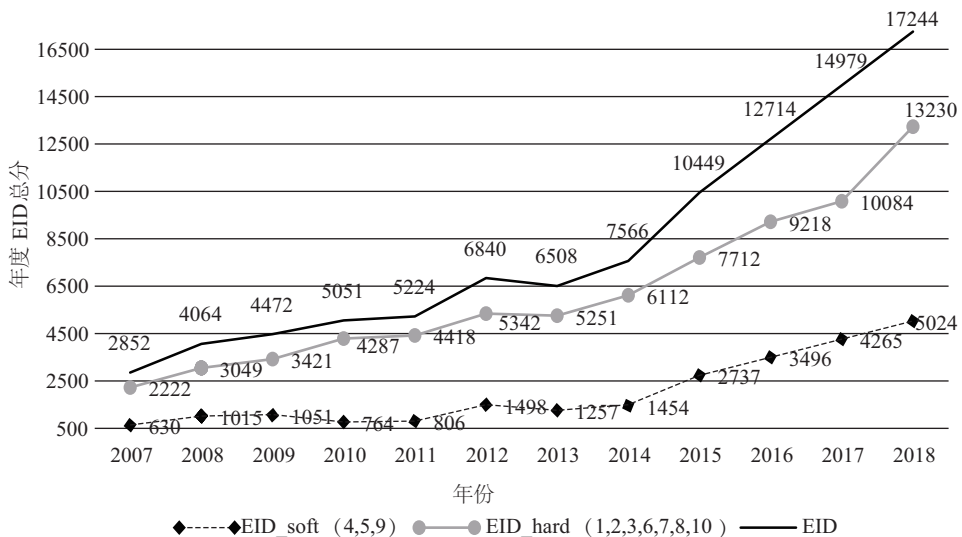


图 1 历年环境信息披露质量

### 三、模型设定、变量和数据说明

#### (一) 基本模型设定

由于企业的出口可能与环境信息披露具有一定的联系,企业的出口决策可能并不是完全随机的,OLS估计会产生选择性偏误。因此,本文采取 Heckman 两步法模型进行分析,该模型分为两阶段:第一阶段是出口决策模型,即考察企业是否选择出口;第二阶段是修正后的出口规模模型,考察出口企业的出口规模受到哪些因子的影响。Heckman 模型的设定如下。

出口决策方程:

$$P\{Export_{it} = 1\} = \beta_0 + \beta EID_{it} + Export_{it-1} + control_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

出口规模方程:

$$Exports_{it} = \beta_0 + \beta EID_{it} + control_{it} + \varphi_i + \varphi_t + \nu_{it} \quad (2)$$

(1) 式中  $Export_{it}$  为  $i$  企业是否出口的虚拟变量,当企业为出口企业时,取值 1; 否则为 0。 $EID_{it}$  是环境信息披露变量,控制变量  $control_{it}$  为影响企业  $i$  出口决策的因素, $Export_{it-1}$  是出口虚拟变量的滞后 1 期, $\delta_i$  和  $\delta_t$  分别代表出口决策方程中的地区和时间固定效应, $\varepsilon_{it}$  代表出口决策方程的随机扰动项。(2) 式中  $Exports_{it}$  为  $i$  企业的出口规模,采取企业出口交货值的对数值进行衡量, $\varphi_i$  和  $\varphi_t$  分别代表出口规模方程中的地区和时间固定效应。控制变量  $control_{it}$  为影响企业  $i$  出口规模的因素, $\nu_{it}$  表示出口规模方程中的随机扰动项。

#### (二) 变量设置

##### 1. 核心变量

本文的影响机制主要包括成本效应、创新效应、融资效应、补助效应与社会信任效应,因此,本文选取了以下 5 个变量对影响路径进行检验。(1) 生产成本 ( $Cost$ )。本文选取企业的主营业务成本与销售额之比进行衡量,其原因在于主营业务成本是由产品销售量和已销产品单位成本相乘得出。为了消除销售数量影响,采取比值刻画可能较为合适。(2) 创新补偿 ( $Innovation$ )。采取企业各年的人均专利申请数量进行衡量,专利申请数量来自于国泰安 CSMAR 数据库。(3) 融资能力 ( $Financing$ )。选取企业的利息支出与固定资产之比进行衡量,该变量的数值越大表明企业的融资能力越强。(4) 政府补助 ( $Subsidy$ )。选用企业受到的补贴收入与企业销售额的比值进行表示。(5) 市场份额 ( $Share$ )。市场份额指一个企业的销售额在整个行业中所占的比重,因此,本文采取企业当年销售额与当年企业所处行业销售额总额的比值进行衡量。

##### 2. 控制变量

控制变量的说明如下:(1) 企业税负 ( $Tax$ )。本文采用企业当年税金总额与企业员工人数比值进行衡量。(2) 企业年龄 ( $Age$ )。本文采取公司开工年份与数据采集当年的差值进行表示。(3) 企业利润率 ( $Profit$ )。本文选取企业当年的净利润与销售额的比值进行衡量,其中企业净利润等于“企业的利润总额和受到的补贴收入之差”。(4) 资本密集度 ( $Capital$ )。由于我国在出口上依靠廉价劳动力

完成了出口扩张,可以初步认为资本密集度不利于我国企业出口。本文采取人均固定资产对该指标进行衡量。(5)全要素生产率(TFP)。基于新新贸易理论,全要素生产率较高的企业能够跨过出口门槛,因此,加入全要素生产率作为控制变量之一,选取常用的LP方法作为具体测算方法。

### (三) 数据说明

考虑到上市公司在2007年开始公开环境信息,并且能够统计企业出口规模的工业企业数据库的更新时间是2013年,因此,本研究所用的样本时间跨度为2007—2013年,其数据主要有两个来源。其一是中国工业企业数据库,涵盖企业规模、产值、利润和企业出口信息,而由于中国工业企业数据库缺少企业信息披露方面的详细信息,因此,选取国泰安上市公司治理结构研究数据库CSMAR和工业企业数据库匹配。匹配后数据即为本文样本,基于数据库存在部分企业信息缺漏严重或异常等情况,本文进一步对数据处理:(1)删除成立于1949年之前的企业样本;(2)删除工业总产值、销售额、固定资产数据、利息支出数据等任何一项存在缺漏、零值或负值的样本数;(3)删掉各项信息披露缺失较严重的样本;(4)删掉企业雇员数量少于10的样本,最终用于分析的企业样本共有708家。

## 四、实证结果及分析

### (一) 基准回归

文章采取了Heckman两步法对环境信息披露对企业出口的影响进行检验,基准结果如表1所示。由于回归方程中的Mills lambda指数通过了显著性检验,表明Heckman两步法估计的设定较为合理。此外,在出口决策方程中,出口决策的滞后期值 $Export_{i,t}$ 均通过了1%的显著性水平且为正,不仅满足了Heckman模型的有效识别条件,也说明上一期的出口决策能够显著地促进本期出口决策。考虑到环境信息披露划分为软性指标和硬性指标,因此,分别在模型M3—M6中比较两类指标对企业出口决策和出口规模的影响。

在模型M1和M2中环境信息披露(EID)系数显著为正,这表明环境信息披露有利于企业出口决策和出口规模。究其原因,一方面,环境信息披露能够提高企业声誉,有利于企业开拓海外贸易市场,促进出口决策,另一方面,环境信息披露能够增强融资能力和投资者信心,提升企业创新能力,扩大出口规模。

在模型M3和M4中,硬性环境信息披露指标(EID\_hard)能显著地促进出口决策,而对企业出口规模的影响为负。当硬性环境信息披露指标增长1%会促进企业出口发生率增长0.09%,会造成企业出口规模减小0.041%。究其原因,硬性环境信息披露能够提高企业认可度,使其从事贸易行为更自信,从而有利于其出口决策。而对已发生出口的企业来说,硬性环境信息披露意味着企业面临更高的环境治理负担,企业出口面临的监管更严格,从而不利于出口规模扩大。

在模型M5和M6中,软性环境信息披露指标(EID\_soft)在模型M5和M6的系数显著为正,即软性环境信息披露可以促进企业出口。其原因可能在于软性环境

信息披露主要是从定性方面表达企业环保态度和决心，环境保护信心的提升同样能够提高企业声誉，有利于企业海外市场开拓。

表1 基础回归结果

变量	模型 M1	模型 M2	模型 M3	模型 M4	模型 M5	模型 M6
	<i>Export</i>	<i>Exports</i>	<i>Export</i>	<i>Exports</i>	<i>Export</i>	<i>Exports</i>
<i>EID</i>	0.126 *** (12.86)	0.066 *** (3.45)				
<i>EID_hard</i>			0.09 *** (8.5)	-0.044 ** (-2.04)		
<i>EID_soft</i>				(10.68)	1.012 *** (4.43)	0.684 ***
<i>Export<sub>-1</sub></i>	2.801 *** (45.92)		2.804 *** (47.46)		2.803 *** (46.94)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	3.529 * (1.78)	10.635 *** (2.74)	3.509 * (1.81)	10.061 ** (2.57)	3.339 * (1.7)	10.813 *** (2.79)
<i>Mills lambda</i>	1.334 *** (12.69)		1.269 *** (12.24)		1.332 *** (12.94)	
<i>Wald test</i>	39.54 ***		31.65 ***		47.63 ***	

注：括号内数值为 T 统计量，\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%显著性水平。

## (二) 内生性估计

以上结果能够在一定程度上解释环境信息披露与企业出口的关系，但仍然缺少对内生性的考虑。

第一，从测量误差来看，本文采取了 Heckman 两步法，较 OLS 估计能够纠正样本选择。为了提高结果的可信度，本文进一步采取 DID 方法进行检验，首先，扩大样本时间为 2000—2013 年（考虑到 2007 年上市公司开始公开环境信息）；其次，设置时间变量 *Post*，2007 年之后 *Post* 为 1，其余为 0，设置个体虚拟变量 *Treat*，即进行环境信息披露的企业为 1，其余为 0；最后，采取 DID 方法检验环境信息披露对企业出口的影响，具体回归结果见表 2 的模型 M1 和 M2。

第二，为了确保本文结果没有受到遗漏变量的干扰，本文选定两个代表性的工具变量进行估计，具体结果见表 2 的模型 M3 和 M4。其一，选取环境信息披露的滞后一期 (*EIDlag*) 作为工具变量进行估计，这种做法是现有研究对遗漏变量问题最常见的处理方法；其二，考虑到环保信息披露与企业出口可能由公司治理等第三方因素决定，因此，可能存在遗漏公司治理这类变量而造成内生性。参照 Clarkson 等 (2013) 的办法，本文引入机构投资者持股比例指标 (*Investor Share*) 作为工具变量，由于机构投资者在选择投资目标时会考虑公司治理水平，因而，机构投资者持股比例能够作为公司治理的代理指标，从而减少不可观测的公司特质等遗漏变量产生的内生性问题。

第三，公司也有可能为了增加出口而进行环境信息披露，从而引发内生性。为此，本文选定两个工具变量以克服双向因果性，具体结果见表 2 的模型 M5 和 M6。



其一,选取各企业所在城市的报纸种类数量 (*Paper*) 作为工具变量,这是由于官员主要依据报刊报道掌握民生诉求,当报道的污染问题加剧时,政府会给予企业更多环境信息披露压力。一方面,该变量与企业环境信息披露有关,另一方面,该指标与企业出口无关,符合工具变量的要求。其二,考虑到本文的环境信息披露与出口均是企业层面的数据,为了降低同一层面数据可能存在的因果相关性,本文选取上市公司所在城市的污染源监管信息公开指数 (*PITI*) 作为工具变量。一般来说,企业所在地的环境信息披露水平越高,越利于促进企业环境信息披露。同时,城市层面的环境信息披露并不会直接影响企业出口行为,因此,这一变量同样符合工具变量的选定标准。

在表5的模型M1和M2中,  $Treat \times Post$  的系数显著为正,表明环境信息披露能够显著促进企业出口,验证了本文结果的合理性。在模型M3—M6中,本文使用Kleibergen—Paap rk LM 统计量检验未被包括的工具变量是否与内生变量相关。检验结果在1%的显著水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设,Cragg—Donald Wald F 统计量也远大于Stock—Yogo 弱识别检验的10%临界值,拒绝了工具变量弱识别的原假设。上述统计量反映出采用工具变量回归具有一定的合理性,工具变量的两阶段回归结果可靠。基于篇幅考虑,表2仅报告了加入工具变量之后的核心变量的回归结果,可以发现本文的核心变量 (*EID*) 在模型M3—M6中均显著为正,说明了本文的基准结果具有较强的稳健性。

表2 内生性检验

变量	测量误差纠正		遗漏变量纠正		双向因果纠正	
	DID (出口决策)	DID (出口规模)	IV ( <i>EIDlag</i> )	IV ( <i>Investor Share</i> )	IV ( <i>Paper</i> )	IV ( <i>PITI</i> )
	模型 M1	模型 M2	模型 M3	模型 M4	模型 M5	模型 M6
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.112** (2.18)	0.176** (2.11)				
<i>EID</i>		(2.57)	0.022** (2.64)	0.602*** (2.05)	0.316** (1.81)	0.046* (0.7)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>-cons</i>	0.853*** (4.85)	3.371*** (6.91)	0.022** (2.57)	0.343*** (8.35)	3.301*** (7.91)	0.281 (0.7)
Kleibergen—Paap rk LM			14.976	22.075	18.321	21.088
Cragg—Donald Wald F			13.007	13.035	11.552	12.954

注:基于篇幅考虑,这里省略了关键变量是软性环境信息披露 (*EID\_soft*) 和硬性环境信息披露 (*EID\_hard*) 的回归结果,模型M3—M6的被解释变量为出口规模 *Exports*, 其余回归结果备索。

### (三) 异质性检验

考虑到不同行业和企业对环境信息披露的敏感性不同,本文从以下三个方面进行异质性检验,结果如表3所示。

#### 1. 行业污染性

变量 *EID* 在模型M1系数大于其在模型M2的系数 ( $0.301 > 0.043$ ), 当环境信息披露水平提高1%会促进重污染企业的出口规模增加0.301%, 低污染企业的出

口规模提高 0.043%。其原因在于重污染企业对环境信息披露更加积极，毕竟重污染型产业受到更加严厉的环境监管。此外，由于重污染行业更加容易被媒体曝光，因此，企业为了减少环境处罚概率和负面媒体报道，会主动披露环境信息。

### 2. 企业所有制

变量  $EID$  在模型 M3 和 M5 中系数较为显著，而在模型 M4 中系数并不显著，表明国企和外企可能在环境信息披露上更具优势。国企为了得到更多国家资源的支持会更加积极响应政府政策，倾向于披露更多的环境信息。而外资企业中，具有海归经历的领导可能更具环境意识，因此，对环境信息的披露也会更积极。

### 3. 企业规模

在模型 M6—M8 中，比较变量  $EID$  的系数（M6: 0.316 > M7: 0.052 > M8: 0.026），当环境信息披露水平每提高 1% 会促进大型企业出口规模提高 0.316%，中型企业出口规模增加 0.052%，小型企业出口规模增加 0.026%。其原因在于环境治理行为需耗费大量资金，在缺乏强制规定的情况下，企业往往缺少环保预算，为降低融资压力和获取投资者信任，大企业会主动披露信息。

表 3 异质性检验

变量	污染行业		所有制			企业规模		
	模型 M1	模型 M2	模型 M3	模型 M4	模型 M5	模型 M6	模型 M7	模型 M8
	重污染	低污染	国有	外资	民营	大型	中型	小型
$EID$	0.301*** (3.07)	0.043*** (4.94)	0.019** (2.48)	0.014 (0.56)	0.022* (1.86)	0.316** (2.19)	0.052* (1.75)	0.026*** (3.92)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是

### （四）非线性检验

根据上文基础回归结果发现不同环境信息披露对企业出口规模的正负影响差别较大，回归结果出现差异的原因可能是存在非线性关系。为此，本节在基准回归的基础上加入环境信息披露 ( $EID$ )、软性环境信息披露 ( $EID_{soft}$ ) 和硬性环境信息披露 ( $EID_{hard}$ ) 变量的二次型，以验证非线性关系是否存在，结果如表 4 所示。

在模型 M2 中， $EID^2$  的系数显著为正，即环境信息披露与出口规模之间存在着 U 型关系，即环境信息披露初期不利于扩大企业出口规模，到达一定临界点后影响就转为正向。其原因在于环境信息披露初期会促进企业大量进行环保投资，挤出企业的出口投入，不利于企业出口，但后来的环保投资逐渐转化为技术创新能力促进了企业出口，同时建立起的环保信誉则会通过绿色产品口碑、消费者满意度等机制提升了市场需求，从而扩大了企业出口规模。

在模型 M4 中， $EID_{soft}^2$  的系数显著为负，表明软性环境信息披露与出口规模是倒 U 型关系，即软性环境信息披露首先对企业出口规模产生正效应，到达一定的临界值后影响转为负向。原因在于过度的软性环境信息披露会加剧企业环境责任负担，上市公司领导可能会过度投资环保以强化个人社会评价，但该行为容易造成利润流失从而不利于出口（任力和洪喆，2017）。

在模型 M6 中， $EID_{hard}^2$  的系数显著为正，表明硬性环境信息披露与出口规

模是U型关系,即硬性环境信息披露首先是抑制了企业出口规模,产生负向效应,到达一定的临界点后转化为正效应。原因在于硬性环境披露意味着企业受到了环境污染罚款等压力较大,不利于短期企业的融资和市场份额提高,而当信息公开达到一定水平,企业认可度上升,融资约束受到缓解,企业出口得到改善。

表4 非线性回归结果

变量	模型 M1	模型 M2	模型 M3	模型 M4	模型 M5	模型 M6
	<i>Export</i>	<i>Exports</i>	<i>Export</i>	<i>Exports</i>	<i>Export</i>	<i>Exports</i>
<i>EID</i> <sup>2</sup>	0.01 *** (4.08)	0.018 *** (3.89)				
<i>EID</i>	0.223 *** (8.58)	0.123 ** (2.34)				
<i>EID</i> <sub>soft</sub> <sup>2</sup>			-0.116 *** (-11.14)	-0.078 *** (-4.95)		
<i>EID</i> <sub>soft</sub>			0.597 *** (5.65)	0.376 ** (2.31)		
<i>EID</i> <sub>hard</sub> <sup>2</sup>					0.007 ** (2.35)	0.023 *** (3.81)
<i>EID</i> <sub>hard</sub>					0.148 *** (5.51)	0.144 *** (2.68)
<i>Export</i> <sub>-1</sub>	2.797 *** (45.47)		2.757 *** (44.58)		2.798 *** (47.23)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	3.685 * (1.85)	10.926 *** (2.82)	3.574 * (1.77)	11.695 *** (3.07)	3.522 * (1.81)	10.266 *** (2.63)
<i>Mills lambda</i>	1.339 *** (12.7)		1.354 *** (12.79)		1.279 *** (12.34)	
<i>Wald test</i>	55.55 ***		72.00 ***		46.40 ***	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平。

### (五) 影响机制检验

为了检验上文中提及的环境信息披露在影响机制上是否存在成本效应、创新效应、融资效应、补贴效应以及社会信任效应。本文将环境信息披露(*EID*)与企业成本(*Cost*)、企业创新专利(*Innovation*)、企业融资能力(*Financing*)、政府补助(*Subsidy*)和市场份额(*Share*)的交互项纳入回归方程,具体结果如表5所示。

#### 1. 成本效应

在模型M1中,变量*Cost*的系数显著小于零,表明企业成本上升是阻碍企业出口的影响要素之一,交互项(*EID*×*Cost*)的系数同样为负,说明了环境信息披露造成企业生产成本上升对出口规模具有一定的抑制性。

#### 2. 创新效应

在模型M2中,变量*Innovation*的系数显著为正,表明企业的技术创新有利于扩大出口规模。目前,在我国出口已经从数量扩张转向质量扩张,技术创新在出口中的影响力不容小觑,这也是创新变量的影响系数较高的原因。环境信息披露与企业创新的交互项(*EID*×*Innovation*)的系数显著为正,表明环境信息披露会给企业

技术转型带来更多外部监管压力，倒逼企业创新，从而促进企业出口。

表5 影响机制检验结果

变量	模型 M1	模型 M2	模型 M3	模型 M4	模型 M5
	成本效应	创新效应	融资效应	补贴效应	社会信任效应
<i>EID</i>	0.195 *** (5.19)	0.065 *** (3.23)	0.082 *** (3.92)	0.06 *** (3.12)	0.104 *** (2.97)
<i>Cost</i>	-1.638 *** (-5.59)				
<i>Innovation</i>		0.294 * (1.82)			
<i>Financing</i>			0.232 ** (2.45)		
<i>Subsidy</i>				5.682 ** (2.07)	
<i>Share</i>					0.098 ** (2.27)
<i>EID×Cost</i>	-0.161 *** (-4.04)				
<i>EID×Innovation</i>		0.004 ** (2.1)			
<i>EID×Financing</i>			0.181 * (1.84)		
<i>EID×Subsidy</i>				0.77 * (1.88)	
<i>EID×Share</i>					0.091 (1.33)
控制变量	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	9.184 ** (2.39)	10.203 *** (2.69)	10.149 *** (2.69)	10.556 *** (2.72)	10.684 *** (2.76)
<i>Mills lambda</i>	1.308 *** (12.55)	1.325 *** (12.6)	1.33 *** (12.66)	1.333 *** (12.68)	1.335 *** (12.71)
<i>Wald test</i>	74.59 ***	44.79 ***	45.88 ***	44.48 ***	46.99 ***

注：受限于文章篇幅，省去了出口决策模型结果。

### 3. 融资效应

在模型 M3 中，变量 *Financing* 的系数显著为正，融资能力越强越利于企业出口，同时，环境信息披露与融资能力的交互项 (*EID×Financing*) 的系数也显著大于零，即环境信息披露通过强化债务方对企业信任，从而强化了融资能力对企业出口的促进作用。

### 4. 补贴效应

在模型 M4 中，变量 *Subsidy* 的系数显著为正，表明政府对上市公司的补贴能够促进企业出口。目前，在我国经济转型中，企业较多地依附于政府寻求资源，政府扶持能够帮助企业更好地开拓海外销售市场；环境信息披露与政府补贴的交互项 (*EID×Subsidy*) 的系数显著为正，表明了环境信息披露能够强化政府和企业间互动，政府对信息披露企业的补助增加，从而促进企业出口。

### 5. 社会信任效应

在模型 M5 中, 变量 *Share* 的系数显著为正, 表明市场份额越高越利于企业出口, 而环境信息披露与市场份额的交互项 ( $EID \times Share$ ) 的系数并没有通过显著性检验, 其原因可能并不是说环境信息披露对社会信任感没有提升作用, 而是基于理论分析, 环境信息披露是存在适度性和类别差异的, 不同类别的环境信息披露造成环境信息披露对社会信任感的影响较为不确定, 因此, 交互项 ( $EID \times Share$ ) 的系数并没有通过显著性检验。

## 五、结论与启示

本文针对上市公司的环境信息披露, 分析其是否会对企业出口产生影响。实证结果表明: (1) 环境信息披露能够促进企业出口决策和出口规模; (2) 环境信息披露水平会影响到重污染行业出口, 国有企业和外资企业可能在环境信息披露上更具优势, 环境信息披露对大型企业的出口影响大于中小型企业。(3) 环境信息披露和硬性指标对企业出口规模呈现 U 型曲线, 而软性指标与出口规模存在倒 U 型关系。这就表明我国的软性、硬性环境信息披露处于曲线左端, 披露水平较低; (4) 影响机制结果显示环境信息披露的成本效应不利于出口, 而创新补偿效应、融资效应和补助效应则显著提高了企业出口规模, 同时环境信息披露产生的社会信任效应并不明显。

文章的启示在于: (1) 环境责任履行对出口影响存在阶段性特征。初始的环境信息披露可能造成企业面临较高的生产成本和创新压力, 尤其是硬性环境信息披露可能会使企业受到更多环境治理方面的压力, 不利于企业出口, 同时软性环境信息披露则是通过提升企业形象促进出口。在信息披露达到一定水平时, 硬性环境信息能够转换为企业融资能力、创新价值等促进企业出口, 而软性环境信息披露则更多地表现为企业和社会影响力上过度投入, 造成资本配置效率低下, 不利于企业出口。因此, 如何合理把握企业环境信息披露中两种信息的比例对企业发展较为重要。环境信息披露始终是政府和社会对企业的鼓励, 适度的信息披露不仅增加了社会对企业的信任度, 也利于企业自身发展和促进我国贸易市场繁荣。(2) 环境信息披露的出口效应存在显著的行业差异, 针对披露质量较差的非重污染行业、民营行业和中小型企业, 要更加细致地完善环境信息披露的法律法规, 进一步明确企业在环境信息披露上的责任, 制定具体的信息披露的标准和奖惩细则。

### [参考文献]

- [1] 任力, 洪喆. 环境信息披露对企业价值的影响研究 [J]. 经济管理, 2017, 39 (3): 34-47.
- [2] 张琛, 陈彦彤, 成飞. 管理层讨论与分析中环境信息披露有效性研究——基于所有权性质与媒体治理的视角 [J]. 经济问题, 2019 (10): 121-129.
- [3] 潘安娥, 余林秀, 郭秋实. 制度压力抑制了企业环境信息“漂绿”吗——基于 A 股市场的证据 [J]. 财会月刊, 2019 (22): 105-114.
- [4] 林润辉, 谢宗晓, 李娅, 王川川. 政治关联、政府补助与环境信息披露——资源依赖理论视角 [J]. 公

- 共管理学报, 2015, 12 (2): 30-41.
- [5] 黄琚, 周春娜. 股权结构、管理层行为对环境信息披露影响的实证研究——来自沪市重污染行业的经验证据 [J]. 中国软科学, 2012 (1): 133-143.
- [6] 李志斌. 内部控制与环境信息披露——来自中国制造业上市公司的经验证据 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24 (6): 77-83.
- [7] HASSEL L, NILSSON H, NYQUIST S. The Value Relevance of Environmental Performance [J]. *European Accounting Review*, 2005, 14 (1): 41-61.
- [8] 蒋麟凤. 公司治理、财务状况与环境会计信息披露 [J]. 财会通讯, 2010 (18): 21-23.
- [9] LEVINSON A, TAYLOR M S. Unmasking the Pollution Haven Effect [J]. *International Economic Review*, 2010, 49 (1): 223-254.
- [10] SHI X, XU Z. Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from the Eleventh Five-Year Plan in China [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 89: 187-200.
- [11] PORTER M E. Green and Competitive: Ending the Stalemate [J]. *Harvard Business Review*, 1995, 73: 119-134.
- [12] 盛丹, 李蕾蕾. 地区环境立法是否会促进企业出口 [J]. 世界经济, 2018, 41 (11): 145-168.
- [13] YANG Q, GENG Y, DONG H, ZHANG J, CHEN Y. Effect of Environmental Regulations on China's Graphite Export [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 161: 327-334.
- [14] EISENBARTH S. Is Chinese Trade Policy Motivated by Environmental Concerns? [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 82: 74-103.
- [15] HUMMEL K, SCHLICK C. The Relationship Between Sustainability Performance and Sustainability Disclosure—Reconciling Voluntary Disclosure Theory and Legitimacy Theory [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2016, 35 (5): 455-476.
- [16] DE GOOYERT V, ROUWETTE E, VAN KRANENBURG H, FREEMAN E. Reviewing the Role of Stakeholders in Operational Research: A stakeholder Theory Perspective [J]. *European Journal of Operational Research*, 2017, 262 (2): 402-410.
- [17] 耿建新, 尚会君, 刘长翠. 企业环境信息披露与管制的理想框架 [J]. 环境保护, 2007 (8): 26-31.
- [18] 方颖, 郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效: 基于资本市场反应的研究 [J]. 经济研究, 2018, 53 (10): 158-174.
- [19] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra - Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [20] ALBRIZIO S, KOZLUK T, ZIPPERER V. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence Across Industries and Firms. [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 81 (6): 209-226.
- [21] 李树, 陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例 [J]. 经济研究, 2013, 48 (1): 17-31.
- [22] 申萌, 曾燕萍, 曲如晓. 环境规制与企业出口: 来自千家企业节能行动的微观证据 [J]. 国际贸易问题, 2015 (8): 43-50.
- [23] 许明, 李逸飞. 中国出口低加成率之谜: 竞争效应还是选择效应 [J]. 世界经济, 2018, 41 (8): 77-102.
- [24] 王静, 张西征. 融资约束、出口与R&D投资——中国出口的高速增长为何未带来经济转型? [J]. 产业经济研究, 2014 (4): 73-83.
- [25] 叶陈刚, 王孜, 武剑锋, 李惠. 外部治理、环境信息披露与股权融资成本 [J]. 南开管理评论, 2015, 18 (5): 85-96.
- [26] 周茜. 社会资本对企业出口绩效的影响研究——基于中国出口上市公司的实证研究 [J]. 技术经济与管理研究, 2018 (11): 23-27.

- [27] BRMMER S, PAVELIN B S. Corporate Social Performance and Stock Returns: UK Evidence from Disaggregate Measures [J]. *Financial Management*, 2006, 35 (3): 97-116.
- [28] CLARKSON P M, FANG X, Li Y, RICHARDSON G D. The Relevance of Environmental Disclosures: Are Such Disclosures Incrementally Informative? [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2013, 32 (5): 410-431.
- [29] WISEMAN J. An Evaluation of Environmental Disclosures Made in Corporate Annual Reports [J]. *Accounting Organizations and Society*, 1982, 7 (1): 53-63.

(责任编辑 武 齐)

## Does the Environmental Index Disclosure Promote the Export of Enterprises?

LU Juan LI Bin LI He

**Abstract:** With the global entering into the era of low-carbon economy, environmental index disclosure provides an important reference for China's green development. Enterprise environmental index disclosure is not only conducive to the government to better understand the environmental protection work of enterprises, but also conducive to enhance the reputation and social trust of enterprises to promote their development. This paper used the Heckman model to examine the impact of environmental index disclosure on the export of listed companies. It is found that environmental index disclosure promotes the export decision-making and export scale of enterprises. Its impact on the exports of heavily polluting industries, state-owned enterprises, foreign-owned enterprises and large enterprises is greater. Environmental index disclosure and hard indicators have a U-shaped relation with the export scale, while soft indicators have an inverted U-shaped relation with the export scale. This shows that China's soft and hard environmental index disclosure is at the left end of the curve, and the level of disclosure is relatively low. The impact path results reveal that the environmental index disclosure inhibits exports by increasing costs of enterprises and promotes exports by increasing government subsidies, financing capacity and innovation capacity, while environmental index disclosure has no obvious impact on exports by affecting market share. The research has important references for enterprises to adjust environmental index disclosure policy and export strategy.

**Keywords:** Environmental Index Disclosure; Export Scale; Financing Constraints; Government Subsidies