环境信息披露与企业绿色技术创新

——来自中国上市公司的经验证据

白俊红, 顾雪晨

(南京师范大学 商学院,南京 210023)

摘 要:环境信息披露作为企业对外传递环境信息的重要渠道,深入考察这一新型环境规制方式与企业绿色技术创新之间的关系,对于科学评估其成效进而促进企业绿色发展具有重要意义。本文在理论分析环境信息披露影响企业绿色技术创新的基础上,采用中国上市公司微观数据,从是否披露、披露数量及披露质量三个维度对环境信息披露进行综合考量,实证检验环境信息披露对企业绿色技术创新的影响。结果表明,是否披露环境信息对企业绿色技术创新并无明显影响,而披露数量与披露质量则产生显著的正向影响。一系列稳健性检验均支持了这一结论。异质性检验结果发现,环境信息披露对企业绿色技术创新的影响,会因企业创新类型、污染程度及产权性质的不同而有所差异。机制检验结果表明,环境信息披露可以通过缓解企业融资约束和提升企业经营绩效来促进企业绿色技术创新活动的开展。本文结论意味着,进一步深化环境信息披露制度、强化企业环境信息披露行为,将有助于企业的绿色转型与发展。

关键词:环境信息披露;绿色技术创新;融资约束;经营绩效

中图分类号: X196 文献标志码: A 文章编号: 1002-980X(2023)11-0023-14

一、引言

近年来,伴随着中国经济的快速发展,环境问题亦日益突出,如何实现经济与环境的协调发展,成为学界和政界共同关注的一项重要议题。正如党的二十大报告所指出,"中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化",而绿色技术创新作为绿色低碳发展的重要技术支撑,无疑对于实现人与自然和谐共生具有重要意义。绿色技术创新不仅有利于保卫蓝天白云、捍卫绿水青山,同时也是促进中国经济结构转型、推动经济高质量发展的重要手段。近年来,随着《环境信息依法披露制度改革方案》及《企业环境信息依法披露管理办法》等的颁布出台,环境信息披露作为一种更加灵活、公开的环境规制方式,越来越被企业和社会公众所重视。与以往传统环境规制政策相比,环境信息披露具有其独特之处。其一,以往传统环境规制政策更多强调的是污染结果的治理,而环境信息披露则旨在通过公示企业与环境相关的信息倒逼企业增强环保意识、减少污染行为;其二,以往传统环境政策主要采取的是诸如限制排污浓度或数量、对排放等污染行为处以罚款、征收环境保护税等直接举措来规制企业的环境行为,而环境信息披露则通过信息传导机制,引入社会公众和投资者的监督,从而对企业环境行为产生深远影响。有鉴于此,本文拟就环境信息披露与企业绿色技术创新的关系作深入探究,从而为深化环境信息披露制度,促进企业绿色技术创新发展提供有益启示。

事实上,早在2003年,国家环保局即发布了《关于企业环境信息公开的公告》。公告中首次提出了规范企业环境信息披露的相关要求,但此次规范主要针对一批重污染企业。2007年,《环境信息公开办法(试行)》的推出对重污染企业环境信息披露做出了进一步要求,同时也鼓励其他行业主动公开各自的环境信息。2010年,国家生态环境部在《关于进一步严格上市环保核查管理制度加强上市公司环保核查后督查工作通知》中正式提出,要完善上市公司环境信息披露机制,使上市公司环保核查成为环境保护优化经济增长的有效途径。随着一系列规范企业环境信息披露文件的出台,披露环境信息的企业逐渐增多,这也为本文的开展提供了现实与数据支持。然而相较于欧美国家,中国企业环境信息披露仍处于发展阶段。《中国上市公司环境责任信息披露评价报告(2021年度)》显示,尽管上市公司环境信息披露指数较往年有所提升,但从占

收稿日期:2023-7-21

基金项目:国家社会科学基金重大项目"新型举国体制下技术突破的市场机制和政策路径研究"(21&ZD122);国家自然科学基金面上项目"研发要素流动对区域创新绩效的影响:基于空间资源配置的视角"(71874084)

作者简介:白俊红,管理学博士,南京师范大学商学院教授,博士研究生导师,研究方向:创新经济,区域经济;顾雪晨,经济学硕士,南京师范大学商学院,研究方向:产业经济学。

比看,2021年披露环境信息的企业仅占当年上市公司总量的26%。不仅如此,企业在披露环境信息过程中也可能存在"报喜不报忧""避重就轻"等问题。在此背景下,科学评估环境信息披露能否实现波特假说(Porter and van der Linde,1995),促进企业创新能力的提升,就成为研究中的一项重要议题。本文即在理论阐释环境信息披露影响企业技术创新内在机理的基础上,采用中国沪深A股上市公司微观数据对此展开实证研究。

从目前的研究进展来看,已有诸多学者从环境规制的不同角度或方面对环境规制进行定量刻画,藉此来考察其对企业技术创新的影响。例如 Oates等(1994)从污染税率的角度、Jaffe 和 Palmer(1997)从企业环境法规的遵从性支出的角度、Chintrakarn(2008)从减排成本的角度、陶锋等(2019)从环保目标责任的角度、郭进(2019)从收缴排污费和增加环保财政支出的角度及胡珺等(2020)从排放权交易的角度考察了环境规制与技术创新或全要素生产率之间的关系。当然,由于指标及数据的不同,所得结论也不尽一致。然而遗憾的是,这些研究均聚焦于税费、减排、污染末端治理等传统环境规制手段,忽视了环境信息披露这一新型环境规制方式的影响。而对于环境信息披露的研究,现有文献主要考察了其与财务绩效(温素彬和周鎏鎏,2017;李秀玉和史亚雅,2017)、融资成本(叶陈刚等,2015;吴红军等,2017)及环境绩效(陈璇和Lindkvist,2013;沈洪涛等,2014)等方面之间的关系,却鲜有考察其对企业技术创新的影响。目前,尽管有学者开始从绿色技术创新视角探究环境信息披露所产生的效应(付嘉为和范丹,2023),但总体来看环境信息披露究竟对企业绿色技术创新如何产生影响及产生什么样的影响仍缺乏详实的理论分析与经验检验。

与以往研究相比,本文的贡献主要体现在:第一,基于环境信息披露这一新型的环境规制方式,从融资约束和经营绩效两个方面,深入分析环境信息披露影响企业绿色技术创新的内在机理,从而在理论上做积极地探讨。一方面,环境信息披露有利于缓解银企之间及企业与投资者之间的信息不对称,助力企业获取更多的信贷和投资者支持,从而促进企业绿色技术创新水平的提升;另一方面,环境信披露不仅有利于缓解企业与消费者之间的信息不对称,帮助企业获得更多的"绿色溢价"和消费者"投票",而且有利于提升企业的社会声誉,从而促进企业经营绩效的提升及绿色技术创新的开展。第二,本文从是否披露环境信息、披露数量及披露质量三个维度,建立环境信息披露的综合考评体系,对环境信息披露做较为全面地考量,从而实证分析环境信息披露对企业绿色技术创新的影响效果及方向。

本文的实证研究发现,是否披露环境信息对企业绿色技术创新并无显著影响,但随着环境信息披露数量的增加和披露质量的提升,企业的绿色技术创新水平显著提高。正如上文所述,由于中国的信息强制性披露制度尚未完善,企业在环境信息披露过程中常存在着不愿意主动披露或"报喜不报忧""避重就轻"等问题,因此单就是否披露而言,尚不足以充分发挥环境信息披露这一新型环境规制方式的功效,而随着披露数量的增加和披露质量的提升,一定程度上缓解了利益主体之间的信息不对称,抑制了企业在环境信息披露过程中的投机行为,从而对其环境行为起到了约束和规制作用。研究还发现,融资约束和经营绩效是环境信息披露影响企业绿色技术创新的两条重要渠道,即环境信息披露有助于缓解企业融资约束和提升企业经营绩效,从而促进了企业绿色技术创新水平的提升。这些结论不仅为政府相关部门进一步完善环境信息披露制度,强化企业的环境信息披露行为提供了必要性依据,同时也为企业加强环境信息披露,从而促进其绿色发展提供了理论支撑。

二、理论分析与研究假说

与排污许可、收费等传统环境规制手段不同,环境信息披露一定程度上蕴含了企业的策略性行为,是企业为达到特定目的,通过适当媒介,公开企业与环境相关信息的过程(吴红军,2016)。根据企业实际披露的内容,环境信息一般可分为绿色信息和污染信息两种类型,其中绿色信息的披露有利于企业通过传递环保信号优化企业声誉(Alberto and Cavaliere,2000)、提升企业竞争力(Arora and Cason,1995),因而企业在披露绿色信息方面可能更具动力。当然,随着环境污染问题逐渐危及到人们的安全和代际公正(柯武刚等,2018),社会公众对于企业的环境行为也更加关注,此时企业披露污染信息的社会压力也会增加。

绿色技术创新作为一种环境友好型的技术创新,其不仅有利于降低污染,改善环境,对于企业自身能耗的降低及生产效率的提升亦有重要意义(范丹和孙晓婷,2020)。当然,与一般的技术创新活动相比,绿色技术创新可能面临更多的不确定性和更高的外部性,因而企业的绿色创新动力可能更为不足。而环境信息披露作为一种新型环境规制方式,却可以通过环境信息的披露,一定程度上降低信息的不对称,对企业绿色技

术创新产生影响。接下来,本文将从融资约束和经营绩效两条渠道出发,分析环境信息披露影响企业绿色技术创新的内在机理。

第一,融资约束渠道。信息不对称是引发资本市场融资约束的重要原因(张纯和吕伟,2009;屈文洲等,2011),而企业环境信息披露通过降低企业内部与外界之间信息不对称,有利于缓解企业的融资约束,从而为企业绿色技术创新提供更多的资金支持。一般来讲,企业的外部融资主要来源于银行信贷和投资者投资。从银行信贷的获取来看,信息披露有利于降低银企之间的信息不对称,一定程度上缓解贷款人面临的资金风险评估问题(徐玉德等,2020),从而降低企业融资约束。当前,在绿色发展理念的政策导向之下,银行对企业环境社会风险给予了较高关注(吕明晗等,2018),而环境信息披露不仅有利于银行及时了解和掌握企业的环境行为,同时也向其展示了企业自身的社会责任履行状况(Clarkson et al,2013),从而有利于缓解企业的信贷融资约束,获得更多的融资支持。不仅如此,基于合法性理论(Suchman,1995),环境信息披露还有利于企业向社会证明自身的存在价值,从而获取更多信贷融资。国家环保总局、人民银行和银监会联合发布的《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》规定,金融机构应当对鼓励类项目积极给予信贷支持,因此企业通过环境信息披露向外公布自身利于环境保护或生态建设的经营项目时,亦有助于其获得专项绿色信贷支持,从而激励企业开展绿色技术创新,谋求绿色发展。

从外部投资的获取来看,环境信息披露有利于降低利益相关者之间的信息不对称,从而减少投资者的"逆向选择",为企业绿色技术创新活动吸引更多的投资者支持。如前文所述,与一般的技术创新活动相比,绿色技术创新可能面临更多的不确定性,而通过环境信息披露,企业可及时向投资者传递自身绿色技术研发、环境保护成效等相关信息,这也有利于在一定程度上降低投资者对企业绿色创新的信息贫乏,提振投资者信心,助力企业获取更多的投资者资金。事实上,通过向投资者传递环保信号,环境信息披露还有利于企业建立良好的社会声誉,提升企业价值(Spence,1973),进而吸引更多投资者支持。当前阶段,市场竞争日益激烈,而良好的社会声誉作为企业的无形资产对于增强企业竞争力、提升企业价值具有重要意义。于投资者而言,企业价值是其选择投资项目的重要考量指标,因此环境信息披露通过提升企业社会形象,有利于企业吸引更多投资者关注,从而缓解所面临的融资约束,进一步助力其绿色技术创新活动的开展。

基于此,本文提出如下假设:

环境信息披露有利于缓解企业融资约束,从而促进企业绿色技术创新(H1)。

第二,经营绩效渠道。环境信息披露作为消费者了解企业环境行为的重要渠道,其有利于缓解企业与消费者之间的信息不对称,从而提升企业经营绩效,助推企业绿色技术创新的开展。一方面,已有研究表明,消费者愿意为环保型产品支付一定溢价(Aguilar and Vlosky,2007;Roheim et al,2011)。通过环境信息披露,企业不仅可以向消费者公布自身环保产品的相关信息,还可以披露有关绿色技术研发的进展,这也有助于企业争取更多的消费者"绿色溢价",提升经营绩效,从而为其绿色技术创新提供更多的资金支持;另一方面,随着消费者环保意识的逐渐增强,更多消费者选择用"购买"进行"投票",通过"投票"来支持环保型企业的发展。而企业环境信息披露通过向消费者传递环保信息,增强了消费者对企业的认知了解,从而有助于其获得更多的"选票"来提升经营业绩。不仅如此,环境信息披露作为企业履行社会责任的一种表现,有利于其创建良好的社会声誉,促进企业经营绩效的提升(Preston and Sapienza,1990;Vergin and Qoronfleh,1998),这也有助于企业创造更多的现金流量来支持绿色技术创新,为绿色技术创新提供资金保障。

基于此,本文提出如下假设:

环境信息披露有利于提升企业经营绩效,从而促进企业绿色技术创新(H2)。

三、模型、变量与数据说明

(一)模型构建

为考察环境信息披露对企业绿色技术创新的影响,本文构建如式(1)所示的计量模型。

$$GTI_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_{ii} + \beta Controls_{ii} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{ii}$$
 (1)

其中:i,j、t分别为上市公司、行业和年份; GTI_u 为企业在第t年的绿色技术创新; EID_u 为企业在第t年的环境信息披露; $Controls_u$ 为一系列控制变量; γ_j 为行业固定效应; μ_i 为时间固定效应; ε_u 为随机扰动项; α 、 β 为待估系数。

(二)变量选取

1. 绿色技术创新

绿色专利作为企业绿色技术创新的重要体现,本文通过识别绿色专利,以此作为企业绿色技术创新的衡量指标(齐绍洲等,2018)。世界知识产权组织(WIPO)提供了一份绿色专利IPC清单(IPC Green Inventory),而中国使用的也正是国际专利分类(IPC),这也使得本文利用该清单进行绿色识别具备了统一标准。具体来看,IPC Green Inventory 将绿色专利划分为替代能源生产类(alternative energy production)、运输类(transportation)、节能减排类(energy conservation)、废物管理类(waste management)、农业/林业类(agriculture/forestry)、行政监管或设计类(administrative, regulatory or design aspects)及核电类(nuclear power generation)七大类,并且在大类之下还包含了285个细分项目,每个项目也均对应多个IPC号。本文将这些IPC号进行去重汇总,共得到932个绿色IPC号。在此基础上,通过一一查询了样本企业2010—2018年所申请专利的IPC号。由于一项专利可能对应多个IPC号,因此本研究认为只要某一专利中出现任一绿色IPC号,即判定其为绿色专利。需要说明的是,在所有专利类型中,只有发明专利和实用新型具备IPC号,而外观设计专利没有对应的IPC号,因此只对发明专利和实用新型专利进行了绿色识别,而对于创新水平最低的外观设计专利智时不予考虑。

考虑到可能存在企业专利申请量为零的情形,于是设定绿色技术创新指标的计算公式为

$$GTI_{ii} = \frac{GreenPatent_{ii}}{1 + InventionPatent_{ii} + UtilityPatent_{ii}}$$
 (2)

其中: GTI_u 为企业绿色技术创新水平; $GreenPatent_u$ 为企业当期所有绿色专利申请量; $InventionPatent_u$ 为企业发明专利申请量; $UtilityPatent_u$ 为企业实用新型专利申请量。

另外,还将基于企业绿色技术创新的不同类型进行异质性检验,具体计算方法为

$$GTI_Invention_{ii} = \frac{GreenInventionPatent_{ii}}{1 + InventionPatent_{ii}}$$
(3)

$$GTI_Utility_{ii} = \frac{GreenUtilityPatent_{ii}}{1 + GreenUtilityPatent_{ii}}$$
(4)

其中: GTI_Invention_u为发明类绿色技术创新; GTI_Utility_u为实用类绿色技术创新; GreenInventionPatent_u、GreenUtilityPatent_u分别为企业绿色发明专利申请量和绿色实用新型专利申请量;而 InventionPatent_u、UtilityPatent_u分别为企业发明专利申请总量和实用新型专利申请总量。

2. 核心解释变量:环境信息披露

企业环境信息披露是指企业在运营过程中公开自身与自然环境相关信息的过程(吴红军,2016)。本文将具体从以下三个方面对环境信息披露进行考量:

是否披露(EID_Whether)。尽管敦促企业披露环境信息的政策文件陆续出台,但目前尚未有要求所有行业进行环境信息披露的强制性规定。于企业而言,无论是以公司网站、企业年报还是独立报告为渠道披露环境信息,均需要付出一定资金或人力成本,因此一些企业可能并不愿意主动披露环境信息。特别是对于污染信息,企业很可能为维护其自身形象而不主动披露相关信息。基于此,本文构建二值变量以表征企业是否披露环境信息。当企业披露环境信息时赋值为1,反之则赋值为0。

环境信息披露数量(EID_Quantity)。环境信息披露数量在一定程度上反映了企业的环保意识,披露数量越多的企业其环保意识和社会责任感可能越强。本文采用的企业环境信息披露数据来源于国泰安数据库"上市公司社会责任报告明细表",其中披露信息类型包括各类权益保护、环境和可持续发展、公共关系和社会公益事业、社会责任制度建设及改善措施及安全生产内容。本文筛选出环境和可持续发展类,以此核算出各公司每年披露的环境信息的数量。考虑到有企业披露环境信息数量为零的情形,遂采用ln(环境信息披露数量+1)作为最终衡量指标。

环境信息披露质量(EID_Quality)。企业披露的环境信息所蕴含的价值可能并不相同,通常越细化的信息价值也越高。既有研究在评价企业环境信息披露水平时大多采用"内容分析法"。沈洪涛等(2010)在总结以 Clarkson 等(2008)和 Wiseman(1982)为代表的两类评价方法的基础上,提出从显著性、量化性和时间性三

个维度来衡量企业环境信息披露质量。由于搜集的环境信息差异主要体现在量化性上,因此主要借鉴了沈洪涛等(2010)的量化性衡量方法——文字性描述赋值1分,非货币化数量信息赋值2分,货币化信息赋值3分。

具体评分标准为:①当项目内容无数值时认为是文字性描述类;②当项目内容以货币为单位时认为是货币化信息;③当出现百分比或其他计量单位,且项目内容出现"贷款""费用""销售额""研发投入"等字样时,同样认为是货币化信息;④其余出现百分比或其他计量单位的项目内容,认为是非货币化数量信息。同样考虑到企业环境信息披露存在总分为零的情况,于是最终采用ln(环境信息披露总分+1)作为衡量指标。

3. 控制变量

为缓解遗漏变量偏差,提高模型估计效率,引入如下控制变量:①企业年龄(Age)。企业年龄一定程度上体现了其生命周期,而不同生命周期中,环境相关信息披露对企业融资约束的影响有所差异(马微和盖逸馨,2019),因而其对企业创新活动亦可能产生不同影响。所以以 ln(当期年份-企业成立年份+1)来衡量企业年龄。②企业规模(Size)。企业规模对创新可能存在多方面的影响(Schumpeter,1942;Mansfield,1968),而绿色技术创新作为企业一种特殊的创新行为,其也可能受到企业规模的影响。以净资产的对数值来衡量企业规模。③股权结构(Ownership)。股权结构一定程度上反映了企业的内部治理和决策机制,而不同类型的股权结构对企业创新具有不同影响(张玉娟和汤湘希,2018)。本文以前十大股东持股占比来衡量企业股权结构。④资本结构(Leverage)。任浩锋等(2023)研究发现,对最优资本结构的偏离显著影响企业的创新水平,即资本结构的选择会对企业创新活动产生影响。本文以资产负债比衡量企业资本结构。⑤盈利能力(ROE)。企业的盈利能力具有降"风险基准"和提"激励动机"的作用(周艳菊等,2014),因此盈利能力的大小也会影响企业创新活动。本文以加权净资产收益率衡量企业盈利能力。⑥偿债能力(Solvency)。偿债能力反映了企业的现金流状况,而企业现金流的不确定性会对企业创新决策和定价产生显著影响(刘波等,2017)。以流动比率来衡量企业偿债能力。⑦成长能力(Growth)。成长能力反映了企业利润积累和持续扩张的能力,而能力积累和扩张行为对企业研发及持续生存具有重要影响(肖兴志等,2014)。本文以净利润同比增长率来衡量。

(三)数据来源与分析

1. 数据来源

鉴于2010年生态环境部发布《关于进一步严格上市环保核查管理制度加强上市公司环保核查后督查工作的通知》后,上市公司环境信息披露得到了一定程度的规范,本文选取2010年之后的沪深A股上市公司作为考察样本。其次,由于2018年以后环境保护税法正式实施,为尽可能地避免新政实施带来的影响,同时保证研究样本的丰富度,本文的样本数据截至2018年。使用的专利数据来源于壹专利数据库(Patyee),上市公司环境信息披露数据来源于国泰安数据库(CSMAR),其余数据来源于东方财富Choice数据库。为保证规范性,对原始数据进行如下处理:①剔除关键变量缺失的上市公司,这里主要剔除了环境信息披露数据缺失的上市公司;②剔除财务状况异常的公司;③为避免异常值的干扰,将标为special treatment(ST)、ST*的上市公司予以剔除;④由于金融类上市公司的会计准则与非金融类上市公司之间有所差别,因此将金融类上市公司也予以剔除;⑤最后,对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理(winsorize)。

2. 数据分析

本文变量的描述性统计结果见表 1。首先,从绿色技术创新的统计结果来看,样本企业绿色技术创新的平均值为 0.0252,因此总体上企业绿色技术创新仍处于较低水平。其次,从环境信息披露的统计结果来看,是否披露环境信息指标的均值达到 0.9747,因此样本内大多数企业都进行了环境信息披露,也正因如此,有必要对企业环境信息披露的数量和质量展开进一步考察。从环境信息披露数量和披露质量的统计结果来看,这两个指标的标准差均大于是否进行环境信息披露的标准差。由此可见,尽管不少上市公司均进行了环境信息披露,但各企业的实际披露行为,即披露多少信息、披露什么样的信息,尚存在一定的差异^①。

① 统计样本中,复星医药(600196.SH)2016年披露的环境信息数量达到了896条之多,并且从内容评分结果来看,该公司的最终得分也高达 1885分。与此同时发现,总体样本中有802个子样本披露的环境信息只有1条。由此可见,现阶段,各企业的环境信息披露行为确实存在 较大差异。

技术经济	第 42 卷	第 11 期

变量	指标含义	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
GTI	绿色技术创新	0.0252	0.0721	0	0.4688	5499
$GTI_Invention$	发明类绿色技术创新	0.0266	0.0890	0	0.8889	5499
$GTI_Utility$	实用类绿色技术创新	0.0187	0.0675	0	0.7500	5499
$EID_Whether$	是否披露环境信息	0.9747	0.1571	0	1.0000	4661
$EID_Quantity$	披露环境信息数量	1.7569	0.9095	0.6931	4.2905	3217
$EID_Quality$	披露环境信息质量	2.2991	1.0786	0.6931	5.0106	3217
Age	企业年龄	2.8396	0.3507	1.6094	3.5264	7602
Ownership	股权结构	0.5940	0.1651	0.2197	0.9403	7143
Size	企业规模	22.0760	1.3163	19.0876	25.6167	7519
Leverage	资本结构	0.4793	0.2028	0.0595	0.8978	7536
ROE	盈利能力	0.1000	0.1167	-0.3995	0.4639	7499
Solvency	偿债能力	2.0546	2.1364	0.2334	14.4313	7536
Growth	成长能力	-0.0545	2.7833	-19.7681	7.8939	7488

表1 主要变量的描述性统计结果

本文利用图 1~图 3进一步描述了样本企业环境 信息披露及绿色技术创新的一些特征。在图1中, 从企业发明类绿色技术创新与实用类绿色技术创新 的年均增长速度来看,实用类绿色技术创新的增长 率整体而言要高于发明类的增长率,这可能与两类 绿色技术的研发难度及成本存在差异有关。实用类 绿色技术创新的研发难度和成本要明显低于发明类 绿色技术创新,因而也更易于获得成功与增长。

图 2 中,从重污染行业和非重污染行业的对比 来看,重污染行业的环境信息披露水平明显高于非 重污染行业,并且重污染行业绿色技术创新的平均 水平也略高于非重污染行业,这也在一定程度上说

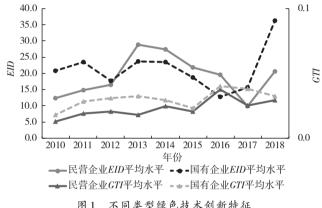


图1 不同类型绿色技术创新特征

明重污染行业企业由于面临着更为严格的披露要求,其绿色技术创新的动力也相对较高。

图 3 中, 从国有企业和民营企业的对比来看, 民营企业的环境信息披露水平相对较高, 而国有企业的绿 色技术创新水平相对较高,这也在一定程度上说明虽然国有企业的环境信息披露水平相对较低,但其本身资 金实力雄厚,并且国字号身份承担更多的社会环保责任,因而其绿色技术创新水平也相对较高。

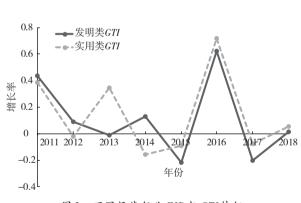
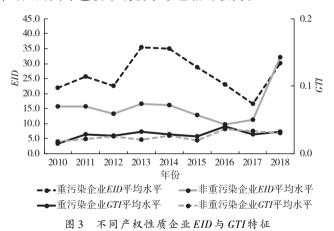


图2 不同污染行业EID与GTI特征



四、结果与讨论

(一)基准回归结果

基准回归结果见表 2。其中,(1)~(3)列报告了控制行业固定效应和时间固定效应的回归估计结果,而 (4)~(6)列则进一步控制了企业的相关时变变量。从估计结果来看,上述结果均显示,是否披露环境信息对 企业绿色技术创新的影响并不显著,而环境信息披露数量与披露质量均产生显著的正向影响,即环境信息披 露数量增加和质量提升,均有助于企业绿色技术创新活动的开展。

केट 🖽	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EID_Whether	0.0081(0.0096)			0.0062(0.0049)		
EID_Quantity		0.0045**(0.0020)			0.0031***(0.0008)	
EID_Quality			0.0041**(0.0017)			0.0029***(0.0006)
Age				0.0001(0.0065)	-0.0009(0.0082)	-0.0010(0.0082)
Ownership				-0.0128(0.0149)	-0.0158(0.0174)	-0.0159(0.0175)
Size				0.0063***(0.0010)	0.0044***(0.0012)	0.0043***(0.0011)
Leverage				0.0184***(0.0043)	0.0321***(0.0047)	0.0318***(0.0047)
ROE				0.0029(0.0076)	0.0148(0.0092)	0.0148(0.0093)
Solvency				-0.0009*(0.0005)	0.0002(0.0004)	0.0002(0.0004)
Growth				0.0001(0.0002)	-0.0002(0.0003)	-0.0002(0.0003)
常数项	-0.0176(0.0145)	-0.0175(0.0126)	-0.0192(0.0128)	-0.1592***(0.0151)	-0.1191***(0.0217)	-0.1175***(0.0214)
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.0375	0.0402	0.0405	0.0544	0.0519	0.0519
N	3404	2504	2504	3397	2500	2500

表2 基准回归结果

正如上文所述,环境信息披露作为一项新型环境规制方式,其蕴含了企业的策略性行为,即是否披露及披露什么样的环境信息均由企业根据披露后果自行衡量,因此单从是否披露这一角度而言,环境信息披露对企业环境行为可能并无明显的约束作用,这也使得其对企业绿色技术创新并无显著影响。而环境信息披露数量的增加和质量的提升有助于缓解利益主体间的信息不对称,一定程度上抑制了企业的策略性行为,并且企业通过环境信息披露,增进了投资者、消费者等对企业的了解信任,展示了企业的社会责任(吴翊民,2009),从而一定程度上有助于企业获得更多的融资支持和消费者"投票",进而促进企业绿色技术创新活动的开展。

(二)稳健性检验

1. 考虑滞后效应

企业的创新行为存在一定的惯性,上期的创新可能对当期创新产生影响。基于此,在式(1)的基础上加入绿色技术创新的滞后项 (GTI_{-1}) 构建如式(5)的模型来对其进行控制。

$$GTI_{ii} = \alpha_0 + \delta GTI_{ii-1} + \alpha_1 EID_{ii} + \beta Controls_{ii} + \gamma_j + \mu_i + \varepsilon_{ii}$$
(5)

鉴于式(5)为动态面板模型,利用差分广义矩估计(DIFF-GMM)和系统广义矩估计(SYS-GMM)对其进行估计。差分广义矩估计须满足扰动项不存在自相关的假设,而系统广义矩估计则须同时满足扰动项不存在自相关及差分变量与个体效应不相关的两个假设。因此,分别对估计结果进行了Arellano-Bond序列相关检验和Sargan检验,结果见表3。AR(1)和AR(2)检验结果显示,DIFF-GMM和SYS-GMM均存在一阶自相关而不存在二阶自相关,通过了Arellano-Bond检验,并且SYS-GMM也通过了Sargan检验,表明工具变量是有效的。

从表3可以看出,控制绿色技术创新的一阶滞后项后,无论是采用差分广义矩估计,还是系统广义矩估计,是否披露环境信息对企业绿色技术创新的影响均不显著,而环境披露信息数量与质量均对企业绿色技术创新产生显著的正向影响。结果具有稳健性。

2. 考虑政府补贴的作用

在基准回归部分,本文从企业层面对一些重要的时变变量进行了控制,并且还采用行业固定效应对不随时间变化的行业特征进行了控制。然而,企业绿色技术创新不仅受其自身特征的影响,还可能受到来自外界因素的干扰。而政府的补贴干预作为影响企业技术创新的重要外在力量,对企业技术创新有着重要的支撑和引领作用(Czarnitzki and Fier,2003; Ebersberger and Lehtoranta,2005; 白俊红,2011)。因此在模型(1)中进一步加入政府补贴这一控制变量,以考察结果的稳健性。

从表4可以看出,考虑政府的作用以后,是否披露环境信息对企业绿色技术创新影响并不明显,而披露数量与质量依然有显著的正向影响。结果依然稳健。

注:***、**分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

		DIFF-GMM		SYS-GMM			
变量	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
$GTI_{\iota-1}$	0.0725(0.0449)	0.0664*(0.0396)	0.0660*(0.0392)	0.1291***(0.0247)	0.1426***(0.0231)	0.1421***(0.0231)	
$EID_Whether$	0.0027(0.0070)			0.0044(0.0064)			
EID_Quantity		0.0066**(0.0032)			0.0044**(0.0023)		
EID_Quality			0.0055**(0.0026)			0.0039**(0.0019)	
Age	-0.0052(0.0224)	0.0323(0.0309)	0.0296(0.0309)	-0.0171**(0.0085)	-0.0263***(0.0102)	-0.0268***(0.0102)	
Ownership	-0.0121(0.0704)	0.0639(0.1508)	0.0592(0.1509)	-0.1172***(0.0383)	-0.1699***(0.0477)	-0.1708***(0.0478)	
Size	0.0096(0.0061)	0.0032(0.0073)	0.0035(0.0073)	0.0095***(0.0032)	0.0101**(0.0044)	0.0101**(0.0044)	
Leverage	-0.0126(0.0285)	0.0177(0.0372)	0.0168(0.0372)	-0.0148(0.0171)	0.0034(0.0246)	0.0031(0.0245)	
ROE	-0.0094(0.0305)	0.0083(0.0359)	0.0078(0.0358)	0.0067(0.0226)	-0.0002(0.0257)	0.0001(0.0257)	
Solvency	-0.0028*(0.0016)	-0.0013(0.0019)	-0.0014(0.0019)	-0.0011(0.0010)	-0.0008(0.0016)	-0.0008(0.0016)	
Growth	0.0009*(0.0005)	0.0004(0.0005)	0.0004(0.0005)	0.0003(0.0004)	0.0006(0.0004)	0.0006(0.0004)	
常数项	-0.1603(0.1131)	-0.1975(0.1679)	-0.1945(0.1675)	-0.0723(0.0542)	-0.0393(0.0764)	-0.0367(0.0765)	
AR(1)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
AR(2)	0.2595	0.1129	0.1148	0.7434	0.4898	0.4934	
Sargan检验	0.2794	0.5312	0.5275	0.2911	0.3364	0.3333	
N	2421	1562	1562	3087	2267	2267	

表3 考虑滞后效应的稳健性检验

注:AR(1)、AR(2)和 Sargan 检验分别显示检验的 p 值。 ***、**、*分别表示系数在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

EID_Quality 0.0026***(0.0007) Subsidy -0.3166***(0.0975) -0.4415***(0.1643) -0.4420***(0.1657) Age 0.0041(0.0062) 0.0032(0.0082) 0.0030(0.0083) 常数项 -0.1584***(0.0148) -0.1198***(0.0216) -0.1181***(0.0213) Ownership -0.0102(0.0164) -0.0124(0.0200) -0.0124(0.0200) 行业固定 Yes Yes Yes Size 0.0058***(0.0012) 0.0038***(0.0013) 0.0037***(0.0013) 年份固定 Yes Yes Yes Leverage 0.0209***(0.0037) 0.0357***(0.0035) 0.0355***(0.0035) R² 0.0555 0.0526 0.0525								
Comparisor Co	亦具	GTI	GTI	GTI	亦具	GTI	GTI	GTI
EID_Quantity 0.0028***(0.0010) Growth 0.0000(0.0002) -0.0002(0.0003) -0.0002(0.0003) EID_Quality 0.0026***(0.0007) Subsidy -0.3166***(0.0975) -0.4415***(0.1643) -0.4420***(0.1657) Age 0.0041(0.0062) 0.0032(0.0082) 0.0030(0.0083) 常数项 -0.1584***(0.0148) -0.1198***(0.0216) -0.1181***(0.0213) Ownership -0.0102(0.0164) -0.0124(0.0200) -0.0124(0.0200) 行业固定 Yes Yes Yes Size 0.0058***(0.0012) 0.0038***(0.0013) 0.0037***(0.0013) 年份固定 Yes Yes Yes Leverage 0.0209***(0.0037) 0.0357***(0.0035) 0.0355****(0.0035) R² 0.0555 0.0526 0.0525	文里	(1)	(2)	(3)	文里	(1)	(2)	(3)
EID_Quality 0.0026***(0.0007) Subsidy -0.3166***(0.0975) -0.4415***(0.1643) -0.4420***(0.1657) Age 0.0041(0.0062) 0.0032(0.0082) 0.0030(0.0083) 常数项 -0.1584***(0.0148) -0.1198***(0.0216) -0.1181***(0.0213) Ownership -0.0102(0.0164) -0.0124(0.0200) -0.0124(0.0200) 行业固定 Yes Yes Yes Size 0.0058***(0.0012) 0.0038***(0.0013) 0.0037***(0.0013) 年份固定 Yes Yes Yes Leverage 0.0209***(0.0037) 0.0357***(0.0035) 0.0355***(0.0035) R² 0.0555 0.0526 0.0525	EID_Whether	0.0041(0.0058)			Solvency	-0.0008(0.0005)	0.0002(0.0003)	0.0002(0.0003)
Age 0.0041(0.0062) 0.0032(0.0082) 0.0030(0.0083) 常数項 -0.1584***(0.0148) -0.1198***(0.0216) -0.1181***(0.0213) Ownership -0.0102(0.0164) -0.0124(0.0200) -0.0124(0.0200) 行业固定 Yes Yes Yes Size 0.0058***(0.0012) 0.0038***(0.0013) 0.0037***(0.0013) 年份固定 Yes Yes Yes Leverage 0.0209***(0.0037) 0.0357***(0.0035) 0.0355***(0.0035) R² 0.0555 0.0526 0.0525	$EID_Quantity$		0.0028***(0.0010)		Growth	0.0000(0.0002)	-0.0002(0.0003)	-0.0002(0.0003)
Ownership -0.0102(0.0164) -0.0124(0.0200) -0.0124(0.0200) 行业固定 Yes Yes Yes Size 0.0058***(0.0012) 0.0038***(0.0013) 0.0037***(0.0013) 年份固定 Yes Yes Yes Leverage 0.0209***(0.0037) 0.0357***(0.0035) 0.0355***(0.0035) R² 0.0555 0.0526 0.0525	$EID_Quality$			0.0026***(0.0007)	Subsidy	-0.3166***(0.0975)	-0.4415***(0.1643)	-0.4420***(0.1657)
Size 0.0058***(0.0012) 0.0038***(0.0013) 0.0037***(0.0013) 年份固定 Yes Yes Leverage 0.0209***(0.0037) 0.0357***(0.0035) 0.0355***(0.0035) R² 0.0555 0.0526 0.0525	Age	0.0041(0.0062)	0.0032(0.0082)	0.0030(0.0083)	常数项	-0.1584***(0.0148)	-0.1198***(0.0216)	-0.1181***(0.0213)
	Ownership	-0.0102(0.0164)	-0.0124(0.0200)	-0.0124(0.0200)	行业固定	Yes	Yes	Yes
	Size	0.0058***(0.0012)	0.0038***(0.0013)	0.0037***(0.0013)	年份固定	Yes	Yes	Yes
7.7	Leverage	0.0209***(0.0037)	0.0357***(0.0035)	0.0355***(0.0035)	R^2	0.0555	0.0526	0.0525
ROE 0.0050(0.0070) 0.0159 (0.0094) 0.0160 (0.0095) N 3252 2386 2386	ROE	0.0050(0.0070)	0.0159*(0.0094)	0.0160*(0.0095)	N	3252	2386	2386

表 4 考虑政府补贴的稳健性检验

3. 剔除选择效应

正如前文所述,2010年相关文件颁布后,上市公司环境信息披露行为得到进一步规范,相关数据也得以丰富,因此上文中我们采用2010—2018年上市公司为研究样本。但同时,也观察到,2010年后有218家企业新进入市场,而新进入者由于处于成长期,其利用高涨投资者情绪缓解融资约束程度也最高(黄宏斌等,2015),因此其创新动机可能更强。也正因如此,基准回归所得结论可能蕴含了一定的"选择效应"(Liu and Qiu,2016),即环境信息披露对企业绿色技术创新的正向影响可能来源于新上市企业自身的创新动力,而非环境信息披露的真实影响。基于此,剔除2010年后上市的公司,采用新样本进行稳健性检验。

从表5可以看出,在剔除2010年后的上市公司以后,回归结果依然显示是否披露环境信息对企业绿色技术创新的影响不显著,而披露数量与披露质量仍然对企业绿色技术创新具有显著的正向影响。结果具有稳健性。

4. 剔除部分行业的检验

基准回归时,所采用的样本涵盖了15个大类行业,但考虑到一些行业本身污染程度或创新需求处于较低水平,为防止这些异常样本点的干扰,我们将这些行业予以剔除并进行稳健性检验。这里剔除了房地产业、批发和零售业、卫生和社会工作、文化体育和娱乐业、住宿和餐饮业、综合及租赁和商务服务业,重新对计量模型进行估计。结果见表6。

从表 6 来看,剔除相关行业以后,是否披露环境信息对企业绿色技术创新影响并不显著,而披露数量与质量则有显著的正向影响。这与上文一致,结果具有稳健性。

注:***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

变量	GTI	GTI	GTI	变量	GTI	GTI	GTI
文里	(1)	(2)	(3)	文里	(1)	(2)	(3)
$EID_Whether$	0.0040(0.0046)			Solvency	-0.0013**(0.0005)	0.0002(0.0005)	0.0002(0.0005)
$EID_Quantity$		0.0027**(0.0012)		Growth	0.0001(0.0002)	-0.0001(0.0004)	-0.0001(0.0004)
EID_Quality			0.0024***(0.0009)	常数项	-0.1317***(0.0202)	-0.1188***(0.0155)	-0.1188***(0.0155)
Age	-0.0082(0.0080)	-0.0058(0.0087)	-0.0058(0.0088)	行业固定	Yes	Yes	Yes
Ownership	-0.0232(0.0187)	-0.0241(0.0207)	-0.0241(0.0207)	年份固定	Yes	Yes	Yes
Size	0.0063***(0.0017)	0.0051***(0.0014)	0.0051***(0.0014)	R^2	0.0506	0.0505	0.0505
Leverage	$0.0225^{***}(0.0059)$	0.0374***(0.0050)	0.0374***(0.0049)	N	2697	2045	2045
ROE	0.0027(0.0102)	0.0098(0.0125)	0.0097(0.0127)				

表5 剔除选择效应的稳健性检验

注:***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

· 中.	GTI	GTI	GTI	जोट 🖽	GTI	GTI	GTI
变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
$EID_Whether$	0.0057(0.0054)			Solvency	-0.0008(0.0005)	0.0003(0.0005)	0.0003(0.0005)
$EID_Quantity$		0.0028***(0.0009)		Growth	0.0000(0.0002)	-0.0002(0.0003)	-0.0002(0.0003)
$EID_Quality$			0.0027***(0.0006)	常数项	-0.1682***(0.0157)	-0.1275***(0.0232)	-0.1254***(0.0229)
Age	0.0002(0.0070)	-0.0007(0.0086)	-0.0008(0.0087)	行业固定	Yes	Yes	Yes
Ownership	-0.0134(0.0163)	-0.0152(0.0190)	-0.0153(0.0190)	年份固定	Yes	Yes	Yes
Size	0.0067***(0.0009)	0.0047***(0.0011)	0.0046***(0.0011)	R^2	0.0487	0.0451	0.0451
Leverage	0.0180***(0.0044)	0.0321***(0.0048)	0.0318***(0.0048)	N	3232	2431	2431
ROE	0.0043(0.0079)	0.0156(0.0096)	0.0157(0.0097)				

表 6 剔除部分行业的稳健性检验

注:***、**分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

(三)异质性分析

1. 基于创新类型的异质性检验

上文在衡量企业绿色技术创新时,绿色技术创新包含了发明专利和实用新型专利两种类型,但两类专利的研发难度和创新水平均存在差异——发明专利的研发难度和创新水平明显高于实用新型专利。为了考察环境信息披露对这两类绿色技术创新的影响,将模型(1)中的被解释变量分别换成 $GTI_Invention_u$ 和 $GTI_IUtility_u$ 以检验其异质性。结果见表7。

从表7可以看出,对发明类绿色技术创新而言,是否披露环境信息对其无显著影响,但披露数量与披露质量对其具有显著的正向影响;对实用类绿色技术创新而言,是否披露环境信息、环境信息披露数量与披露质量均产生显著的正向影响。正如上文所述,相较于实用类绿色技术创新而言,发明类绿色技术创新的研发难度、风险程度及创新水平均明显要高,这也使得企业在面对环境信息披露规制时,更倾向于也更易于进行

		71 - 74 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1	// /C / O / / / /	1 7/1/2012		
		发明类绿色技术创新			实用类绿色技术创新	
变量	$GTI_Invention$	GTI_Invention	GTI_Invention	GTI_Utility	GTI_Utility	$GTI_Utility$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$EID_Whether$	0.0047(0.0062)			0.0068**(0.0031)		
$EID_Quantity$		0.0029**(0.0013)			0.0031***(0.0012)	
$EID_Quality$			0.0027**(0.0011)			0.0024**(0.0010)
Age	0.0007(0.0064)	-0.0015(0.0071)	-0.0017(0.0072)	0.0048(0.0046)	0.0049(0.0056)	0.0049(0.0057)
Ownership	-0.0214(0.0220)	-0.0281(0.0253)	-0.0282(0.0253)	0.0004(0.0089)	-0.0042(0.0102)	-0.0039(0.0101)
Size	0.0074***(0.0020)	0.0057***(0.0020)	0.0056***(0.0020)	0.0046***(0.0009)	0.0029**(0.0013)	0.0029**(0.0013)
Leverage	0.0253***(0.0053)	0.0394***(0.0065)	0.0392***(0.0066)	0.0100**(0.0046)	0.0178***(0.0060)	0.0179***(0.0061)
ROE	0.0039(0.0124)	0.0156(0.0178)	0.0156(0.0178)	0.0171**(0.0073)	0.0344***(0.0096)	0.0342***(0.0097)
Solvency	-0.0006(0.0004)	0.0003(0.0004)	0.0003(0.0004)	-0.0006***(0.0002)	0.0002(0.0003)	0.0002(0.0003)
Growth	0.0002(0.0003)	-0.0000(0.0004)	-0.0000(0.0004)	-0.0004**(0.0002)	-0.0010***(0.0002)	-0.0010***(0.0002)
常数项	-0.1866***(0.0251)	-0.1502***(0.0246)	-0.1485***(0.0246)	-0.1344***(0.0129)	-0.0955***(0.0230)	-0.0966***(0.0229)
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.0526	0.0532	0.0532	0.0365	0.0352	0.0351
N	3397	2500	2500	3397	2500	2500

表7 异质性检验1:发明类绿色技术创新和实用类绿色技术创新

注:***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

实用新型类技术研发,以应对社会各方的环保需求。当然,随着披露数量和质量的提升,企业亦会从长远考虑,开展发明类技术研发,这也有利于其获得更好的社会声誉,促进企业的长足发展。

2. 基于行业的异质性检验

从污染程度来看,可以将企业分为重污染企业和非重污染企业。与非重污染企业相比,重污染企业由于其污染更为严重、负外部性更高,因而接受更为严格的环境规制。根据环保总局颁布的《环境信息公开办法(试行)》,被列入重污染名单的企业必须披露"主要污染物的名称、排放方式、排放浓度和总量、超标、超总量情况""企业环保设施的建设和运行情况""环境污染事故应急预案"等信息,因此重污染企业环境信息披露水平也相应更高。那么,环境信息披露对两类企业绿色技术创新的影响是否存在差异?根据环境保护部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》将企业划分为重污染企业和非重污染企业^②两类,进行行业异质性检验。检验结果见表8。

从表 8 可以看出,对重污染企业而言,是否披露环境信息、环境信息披露数量与披露质量对其绿色技术创新均产生显著的正向影响,而对非重污染企业而言,环境信息披露的各项影响均不显著。正如上文所述,重污染企业面临更为严格的环境监管和更高水平的环境信息披露要求,这也有助于充分发挥环境信息披露的倒逼作用,促进企业开展绿色技术创新,谋求绿色发展。而对于非重污染企业,由于其本身污染水平较低,因而较重污染企业而言,其环境信息披露有限,同时也无足够动力和价值投入大量资源进行高成本和高风险的绿色技术创新,这也使得环境信息披露的影响并不明显就在情理之中了。

		重污染企业			非重污染企	
变量	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EID_Whether	0.0104***(0.0008)			0.0048(0.0053)		
EID_Quantity		0.0041*(0.0021)			0.0011(0.0022)	
EID_Quality			0.0045***(0.0016)			0.0003(0.0018)
Age	-0.0156(0.0135)	-0.0210(0.0137)	-0.0212(0.0137)	0.0089(0.0079)	0.0117(0.0098)	0.0119(0.0097)
Ownership	-0.0444**(0.0194)	-0.0556***(0.0213)	-0.0561***(0.0215)	0.0074(0.0167)	0.0118(0.0186)	0.0121(0.0185)
Size	0.0071**(0.0032)	0.0065*(0.0037)	0.0062*(0.0037)	0.0074***(0.0017)	0.0049**(0.0022)	0.0050**(0.0022)
Leverage	0.0211(0.0141)	0.0382***(0.0132)	0.0376***(0.0131)	0.0210**(0.0091)	0.0315***(0.0120)	0.0319***(0.0122)
ROE	0.0124(0.0154)	0.0257*(0.0147)	0.0260*(0.0147)	-0.0065(0.0116)	0.0050(0.0111)	0.0048(0.0109)
Solvency	-0.0010(0.0011)	0.0011(0.0010)	0.0011(0.0010)	-0.0003(0.0005)	-0.0004(0.0006)	-0.0004(0.0006)
Growth	-0.0002(0.0004)	-0.0005(0.0004)	-0.0005(0.0004)	0.0006(0.0004)	0.0002(0.0002)	0.0002(0.0002)
常数项	0.0000(0.0000)	0.0000(0.0000)	-0.0696(0.0757)	-0.2164***(0.0356)	-0.1698***(0.0464)	-0.1733***(0.0461)
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.0376	0.0405	0.0400	0.0752	0.0743	0.0737
N	1465	1194	1194	1932	1306	1306

表8 异质性检验2:重污染企业和非重污染企业

3. 基于产权的异质性检验

由于产权性质的不同,国有企业和民营企业在融资约束、资金实力等方面亦有所差异。国有企业所受到的信贷约束要明显低于非国有企业(Poncet et al,2010),而资金实力明显高于非国有企业。那么两类企业在环境信息披露的功效方面是否也会有明显差异呢?将样本划分为国有企业和非国有企业两个子样本对其异质性进行检验。结果见表9。

从表9的估计结果来看,对民营企业而言,是否披露环境信息对企业绿色技术创新的影响并不显著,但 披露数量与披露质量均产生显著的正向影响,而对于国有企业,三项环境信息披露指标对企业绿色技术创新 均无显著影响。这也在一定程度上反映出,由于民营企业受到的预算约束较强、资金实力较弱,这也使得其 对环境信息披露所产生的影响较为敏感,从而倒逼其加强绿色技术创新,改善污染状况;而对于国有企业,由 于其本身即具备良好的资金条件和较强的实力,也具有良好的社会责任与声誉,因而其进行绿色技术创新可 能更多地是一种自觉履行社会责任的行为,而非受环境信息披露的影响。

注:***、**分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

② 根据环境保护部办公厅 2008年印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》, 重污染行业类别包括:火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、建材、采矿、化工、石化、制药、轻工(酿造、造纸、发酵、制糖、植物油加工)、纺织、制革。

		民营企业			国有企业	
变量	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI	GTI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EID_Whether	0.0060(0.0089)			0.0071(0.0046)		
EID_Quantity		0.0113***(0.0023)			-0.0002(0.0011)	
EID_Quality			0.0090***(0.0016)			0.0000(0.0008)
Age	0.0017(0.0026)	-0.0035(0.0039)	-0.0038(0.0037)	-0.0022(0.0116)	0.0005(0.0136)	0.0004(0.0136)
Ownership	-0.0185***(0.0070)	-0.0280***(0.0076)	-0.0275***(0.0079)	-0.0126(0.0245)	-0.0107(0.0282)	-0.0108(0.0282)
Size	0.0041***(0.0007)	-0.0015(0.0011)	-0.0016(0.0012)	0.0065***(0.0018)	0.0067***(0.0017)	0.0067***(0.0017)
Leverage	0.0287***(0.0090)	0.0477***(0.0091)	0.0476***(0.0089)	0.0084(0.0124)	0.0265**(0.0115)	0.0264**(0.0113)
ROE	-0.0095(0.0058)	0.0072(0.0151)	0.0049(0.0145)	0.0143(0.0119)	0.0221**(0.0110)	0.0222**(0.0110)
Solvency	0.0002(0.0002)	0.0011***(0.0003)	0.0011***(0.0003)	-0.0029(0.0018)	-0.0007(0.0017)	-0.0007(0.0017)
Growth	-0.0001(0.0003)	-0.0001(0.0005)	-0.0000(0.0005)	-0.0001(0.0003)	-0.0004(0.0003)	-0.0004(0.0003)
常数项	-0.0963***(0.0186)	0.0000(0.0000)	-0.0062(0.0236)	-0.1553***(0.0253)	-0.1696***(0.0309)	-0.1684***(0.0308)
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.0827	0.1003	0.0983	0.0512	0.0535	0.0534
N	1229	797	797	1972	1568	1568

表9 异质性检验3:国有企业和民营企业

注:***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

(四)影响渠道分析

环境信息披露如何对企业绿色技术创新产生影响?在上文的理论分析部分,主要从企业融资约束和经营绩效两个渠道对其进行了归纳梳理。接下来,就这两条渠道进行进一步的检验。

表 10 中的(1)和(2)列分别报告了环境信息披露 数量和质量对企业融资约束的影响。

这里,对于融资约束,本文参考 Hadlock 和 Pierce (2010)构建 SA 指数[®]并取其绝对值来对其进行衡量。从结果来看,环境信息披露数量与披露质量对企业融资约束均有显著的负向影响,这表明随着企业环境信息披露数量的增加及质量的提升,一定程度上有助于缓解企业的融资约束,从而为企业绿色技术创新提供更多的信贷和投资者支持,进而促进企业的绿色创新发展。融资约束是环境信息披露影响企业绿色技术创新的重要渠道。

表10 机制检验:融资约束和经营绩效

	融资约	束机制	经营绩	效机制
变量	Constraint	Constraint	Performance	Performance
	(1)	(2)	(3)	(4)
FID O .:	-0.0036**		0.0202***	
EID_Quantity	(0.0018)		(0.0045)	
EID O II		-0.0030*		0.0141***
EID_Quality		(0.0016)		(0.0039)
常数项	3.5596***	3.5601***	0.7428***	0.7459***
吊奴坝	(0.0109)	(0.0117)	(0.0126)	(0.0131)
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.1890	0.1886	0.0345	0.0343
N	3217	3217	3191	3191

注:(1)、(2)列的被解释变量为企业融资约束,(3)、(4)列的被解释变量为企业经营绩效;***、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内数值为行业层面的聚类稳健标准误。

表 10 的(3)和(4)列分别报告了环境信息披露数量和质量对企业经营绩效的影响。这里,我们采用资产周转率来表征企业的经营绩效。通常,资产周转率越高表明企业的经营能力和绩效也越好。从估计结果来看,企业环境信息披露数量和披露质量均对企业经营绩效有显著的正向影响,这在一定程度上表明企业的环境信息披露有助于其经营绩效的提升,亦即企业经营绩效是环境信息披露影响企业绿色技术创新的又一重要渠道。

总而言之,以上结果揭示了,环境信息披露有助于缓解企业的融资约束,提升企业的经营绩效,从而促进企业的绿色技术创新,此结论与本文假说1和假说2预期的结果一致。因此,融资约束和经营绩效是环境信息披露影响企业绿色技术创新的两条重要渠道。

五、结论与政策启示

环境信息披露作为一种新型的规制企业环境行为的方式,深入考察其对企业绿色技术创新的影响,对于深入推进环境信息披露制度,进而促进企业的绿色发展具有重要意义。本文在理论分析环境信息披露影响企业绿色技术创新内在机理的基础上,采用2010—2018年中国上市公司微观数据,通过构建环境信息披露

③ SA指数=-0.737×Size+0.043×Size²-0.040×Age,此处 Size 为企业总资产(百万元)的对数,Age 为企业成立时间,与控制变量中的企业规模和企业年龄的计算方法有所不同,从而在一定程度上避免了多重共线性问题。

考量指标及识别企业绿色专利,实证考察了环境信息披露对企业绿色技术创新的影响。主要的研究发现有:

考察期內,是否披露环境信息对企业绿色技术创新并无显著影响,但从披露数量与质量来看,随着环境信息披露数量和质量的提高,其对企业绿色技术创新产生显著的正向影响。环境信息披露作为企业的一项策略性行为,其是否披露及披露什么样的信息,企业可适度自行裁量,因而单就是否披露而言,对企业的约束

策略性行为,其是否披露及披露什么样的信息,企业可适度自行裁量,因而单就是否披露而言,对企业的约束性并不强,因而也未起到相应的规制效果。而随着披露数量和质量的提升,不仅在一定程度上约束了企业的环境行为,而且降低了利益各方的信息不对称,从而促进了企业绿色技术创新水平的提升。这一结论具有明显的政策含义。既然环境信息披露有利于企业绿色技术创新能力的提升,那么进一步深化环境信息披露制度,特别是进一步完善信息强制性披露制度,提高环境信息披露与考核的具体要求,积极引导企业增加数量化与货币化环境信息的披露,对于推动其绿色发展具有重要意义。

研究还发现,环境信息披露对企业绿色技术创新的影响会因创新类型、行业性质及产权性质的不同而有所差异。对于创新类型而言,是否披露环境信息对企业发明类绿色技术创新并无显著影响,但披露数量与披露质量均产生显著的正向影响,而就实用类绿色技术创新而言,三项指标均产生显著的正向影响;对于行业差异而言,对于重污染行业企业,是否披露环境信息、环境信息披露数量与披露质量均对其绿色技术创新产生显著的正向影响,而对于非重污染行业企业,环境信息披露的各项影响均不显著;对于产权性质差异而言,是否披露环境信息对民营企业绿色技术创新的影响并不显著,但披露数量与披露质量均产生显著的正向影响,而对于国有企业,三项环境信息披露指标对其绿色技术创新均无显著影响。因而,从政策层面来讲,为切实推进环境信息披露制度,提高企业的绿色技术创新水平,政府相关部门还需根据实际情况制定有针对性的信息披露政策,加强对企业高水平绿色技术创新的引导与激励,重视对高污染企业及民营企业的监管与社会责任履行,从而更好地发挥环境信息披露的绿色技术创新功效,促进企业的绿色发展。

机制检验表明,融资约束和经营绩效是环境信息披露影响企业绿色技术创新的两条重要渠道。环境信息披露不仅有利于缓解企业的融资约束,而且有助于提升企业的经营绩效,进而促进企业绿色技术创新活动的开展。因而在今后的发展过程中,为有效发挥环境信息披露对企业绿色技术创新的促进作用,一方面,应积极鼓励企业发布相关的环境责任报告,通过对企业环保项目投入资金、研发进展、相关成果及未来规划等重要信息的披露,提高企业在资本市场的可见性,这也有助于企业获得更多的绿色信贷和投资者支持;另一方面,积极引导企业加强生产、服务等环节的环境信息披露,有助于缓解企业与消费者之间的信息不对称,助推企业获得更多的"绿色溢价"和消费者"投票",从而提升企业的经营绩效,促进企业绿色技术创新水平的提高。

参考文献

- [1] 白俊红, 2011. 中国的政府 R&D 资助有效吗? ——来自大中型工业企业的经验证据[J]. 经济学(季刊), 10(4):
- [2] 陈璇, LINDKVIST KB, 2013. 环境绩效与环境信息披露: 基于高新技术企业与传统企业的比较[J]. 管理评论, 25 (9): 117-130.
- [3] 范丹, 孙晓婷, 2020. 环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J]. 中国人口·资源与环境, 30(6): 105-115.
- [4]付嘉为,范丹,2023.环境信息披露能否激励企业绿色技术创新?——来自中国上市公司的证据[J].产业经济评论,(2):150-166.
- [5] 郭进, 2019. 环境规制对绿色技术创新的影响——"波特效应"的中国证据[J]. 财贸经济, 40(3): 147-160.
- [6] 胡珺,黄楠,沈洪涛,2020.市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].金融研究,(1):171-189.
- [7] 黄宏斌,翟淑萍,陈静楠,2016.企业生命周期、融资方式与融资约束——基于投资者情绪调节效应的研究[J].金融研究,(7):96-112.
- [8] 柯武刚, 史漫飞, 贝彼得, 2018. 制度经济学——社会秩序与公共政策[M]. 北京: 商务印书馆.
- [9] 李秀玉, 史亚雅, 2016. 绿色发展、碳信息披露质量与财务绩效[J]. 经济管理, 38(7): 119-132.
- [10] 刘波, 李志生, 王泓力, 等, 2017. 现金流不确定性与企业创新[J]. 经济研究, 52(3): 166-180.
- [11] 吕明晗, 徐光华, 沈弋, 等, 2018. 异质性债务治理、契约不完全性与环境信息披露[J]. 会计研究, (5): 67-74.
- [12] 马微,盖逸馨,2019.企业生命周期、碳信息披露与融资约束——基于重污染行业的经验证据[J].工业技术经济,38 (1):109-116.
- [13] 齐绍洲, 林屾, 崔静波, 2018. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据 [J]. 经济研究, 53(12): 129-143.

- [14] 屈文洲,谢雅璐,叶玉妹,2011.信息不对称、融资约束与投资-现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究 [J]. 经济研究,46(6):105-117.
- [15] 任浩锋, 宋玉臣, 张炎炎, 2023. 最优资本结构偏离对企业创新的影响研究[J]. 管理学报, 20(9): 1344-1352.
- [16] 沈洪涛, 黄珍, 郭肪汝, 2014. 告白还是辩白——企业环境表现与环境信息披露关系研究[J]. 南开管理评论, 17(2): 56-63, 73.
- [17] 沈洪涛,游家兴,刘江宏,2010. 再融资环保核查、环境信息披露与权益资本成本[J]. 金融研究,(12): 159-172.
- [18] 陶锋,赵锦瑜,周浩,2021.环境规制实现了绿色技术创新的"增量提质"吗——来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,(2):136-154.
- [19] 温素彬, 周鎏鎏, 2017. 企业碳信息披露对财务绩效的影响机理——媒体治理的"倒 U 型"调节作用[J]. 管理评论, 29 (11): 183-195.
- [20] 吴红军, 2016. 企业环境信息披露研究[M]. 福建: 厦门大学出版社.
- [21] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农, 2017. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济, 40(5): 124-147.
- [22] 吴翊民, 2009. 企业社会责任与环境信息披露研究[J]. 上海经济研究, (1): 41-46.
- [23] 肖兴志,何文韬,郭晓丹,2014.能力积累、扩张行为与企业持续生存时间——基于我国战略性新兴产业的企业生存研究[1],管理世界,(2):77-89.
- [24] 徐玉德,李挺伟,洪金明,2011.制度环境、信息披露质量与银行债务融资约束——来自深市A股上市公司的经验证据[J].财贸经济,(5):51-57.
- [25] 叶陈刚, 王孜, 武剑锋, 等, 2015. 外部治理、环境信息披露与股权融资成本[J]. 南开管理评论, 18(5): 85-96.
- [26] 张纯, 吕伟, 2009. 信息环境、融资约束与现金股利[J]. 金融研究, (7): 81-94.
- [27] 张玉娟, 汤湘希, 2018. 股权结构、高管激励与企业创新——基于不同产权性质 A 股上市公司的数据[J]. 山西财经大学学报, 40(9): 76-93.
- [28] 周艳菊, 邹飞, 王宗润, 2014. 盈利能力、技术创新能力与资本结构-基于高新技术企业的实证分析[J]. 科研管理, 35 (1): 48-57.
- [29] AGUILAR F X, VLOSKY R P, 2007. Consumer willingness to pay price premiums for environmentally certified wood products in the US[J]. Forest Policy and Economics, 9(8): 1100-1112.
- [30] CAVLIERE A. 2000. Over compliance and voluntary agreements [J]. Environmental & Resource Economics, 17(2): 195-202
- [31] CHINTRAKARN P, 2008. Environmental regulation and U. S. states' technical inefficiency[J]. Economics Letters, 99(3): 363-365.
- [32] CLARKSON P M, LI Y, RICHARDSON G D, et al, 2008. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: An empirical analysis [J]. Accounting, Organizations and Society, 33(4): 303-327.
- [33] CLARKSON P, FANG X H, LI Y, et al, 2013. The relevance of environmental disclosures for investors and other stakeholder groups: Are such disclosures incrementally informative? [J]. Social Science Electronic Publishing, 32(5): 410-431.
- [34] CZARNITZKI D, HUSSINGER K, 2004. The link between R&D subsidies, R&D spending and technological performance [R]. Mannheim: ZEW Discussion Paper.
- [35] EBERSBERGER B, LEHTORANTA O, 2005. Pattern of innovative activities among finnish firms [J]. Vtt Publications, (558): 1-197.
- [36] HADLOCK C J, PIERCE J R, 2010. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 23(5): 1909-1940.
- [37] JAFFE A B, PALMER K, 1997. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. The Review of Economics and Statistics, 79(4): 610-619.
- [38] JOANNE W, 1982. An evaluation of environmental disclosures made in corporate annual reports [J]. Accounting, Organizations and Society, 7(1): 53-63.
- [39] LIU Q, QIU L D, 2016. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. Journal of International Economics, 103: 166-183.
- [40] MANSFIELD E, 1968. The Economics of Technological Change [M]. New York: Norton.
- [41] OATES W E, PALMER K, PORTNEY P, 1994. Environmental regulation and international competitiveness: Thinking about the porter hypothesis[R]. Washington: Resources for the Future, Discussion paper.
- [42] PONCET S, STEINGRESS W, VANDENBUSSCHE H, 2010. Financial constraints in China: Firm-level evidence [J]. China Economic Review, 21(2): 411-422.
- [43] PORTER M E, CLAAS V D L, 1995. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 9(4): 97-118.
- [44] PRESTON L E, SAPIENZA H J, 1990. Stakeholder management and corporate performance [J]. Journal of Behavioral

- Economics, 19(4): 361-375.
- [45] ROHEIM CA, ASCHEF, SANTOS JI, 2011. The elusive price premium for ecolabelled products: Evidence from seafood in the UK market[J]. Journal of Agricultural Economics, 62(3): 655-668.
- [46] SCHUMPETER J A. 1942. Capitalism, socialism and democracy [M]. New York: Harper & Row Press.
- [47] SEEMA A, CASON T N, 1995. An experiment in voluntary environmental regulation: Participation in EPA's 33/50 program [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 28(3): 271-286.
- [48] SPENCE M, 1973. Job market signaling [J]. Quarterly Journal of Economics, 87(3): 355-374.
- [49] SUCHMAN M C, 1995. Managing legitimacy: Strategic and institutional approaches [J]. Academy of Management Review, 20(3): 571-610.
- [50] VERGIN R C, OORONFLCH M W, 1998. Corporate reputation and the stock market [J]. Business Horizons, 41(1): 19-26.

Impact of Environmental Information Disclosure on Green Technology Innovation: Empirical Evidence from China's Listed Companies

Bai Junhong, Gu Xuechen

(School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

Abstract: Environmental information disclosure is an important channel for companies to transmit environmental information to the outside world. An in-depth investigation of the relationship between this new type of environmental regulation and corporate green technological innovation is of great significance for scientifically evaluating its effectiveness and promoting the green development of enterprises. Based on the theoretical analysis of the impact of environmental information disclosure on corporate green technology innovation, micro-data from China's listed companies from 2010 to 2018 was used to comprehensively consider environmental information disclosure from the three dimensions of whether to disclose, the number of disclosures, and the quality of disclosure, and empirical tests the impact of environmental information disclosure on corporate green technological innovation. The results show that whether or not to disclose environmental information has no obvious impact on the company's green technological innovation, while the quantity and quality of disclosure have a significant positive impact. The heterogeneity test results found that the impact of environmental information disclosure on corporate green technological innovation would vary depending on the type of corporate innovation, the degree of pollution, and the nature of property rights. The mechanism test results show that environmental information disclosure can promote the development of corporate green technological innovation activities by alleviating corporate financing constraints and improving corporate operating performance. The conclusion of this article means that further deepening the environmental information and development of enterprises.

Keywords: environmental information disclosure; green technology innovation; financing constraints; operating performance.