

强制社会责任披露能否驱动企业绿色转型?

——基于我国上市公司绿色专利数据的证据

王晓祺¹, 宁金辉²

(1. 天津财经大学 会计学院,天津 300222;2. 河北农业大学 经济管理学院,河北 保定 071000)

[摘要] 基于 2008 年企业社会责任(CSR)强制披露政策出台这一外生冲击事件构造准自然实验,利用手工搜集的绿色专利数据,通过 PSM-DID 的方法,从绿色创新的角度考察强制 CSR 披露对企业绿色转型的影响。研究表明,强制 CSR 披露通过加强企业规制合法性和规范合法性动机,驱动企业绿色转型;这种驱动作用在非国有企业、信息环境较好的企业和低集中度市场中更为明显。进一步研究发现,强制 CSR 披露能够通过驱动企业绿色转型来提高企业绩效。研究结论验证了强制 CSR 披露在驱动企业绿色转型方面的有效性,深化和丰富了强制 CSR 披露相关理论,对优化企业环境治理决策与驱动经济绿色发展具有重要指导意义。

[关键词] 强制社会责任披露;绿色转型;绿色创新;信息环境;产权性质;CSR

[中图分类号] F275;F062.2 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2020)04-0069-09

一、引言

改革开放四十年来,中国经济高速增长,然而粗放型经济发展模式导致生态环境不断恶化。企业作为环境污染的制造者,其社会责任的缺失已经严重影响甚至危害了人们的生活与整个社会的发展。面对企业环境责任的严重缺失,我国政府出台一系列环境规制政策,以引导和督促企业积极履行社会责任,驱动绿色转型。企业社会责任(CSR)报告作为企业环境保护与环境治理信息的重要载体,对企业环境治理与绿色转型发挥重要作用。然而,2007 年以前,我国披露社会责任报告的上市公司不足 3%,这不单为企业隐藏环境污染信息的机会主义行为创造了“温室”,更增加了政府监管成本。在此背景下,《关于做好上市公司 2008 年年度报告工作的通知》(以下简称《通知》)应运而生,强制要求上证公司治理板块、金融企业、发行境外上市外资股的企业和深证 100 的企业发布 CSR 报告,并且明确规定了报告的形式和具体内容,尤其在环境保护与可持续发展的信息披露方面,要求披露环保投资、技术开发和环保绩效等量化指标以及与国家标准、历史情况、行业水平的差异。该《通知》旨在通过构建信息披露的机制,将企业对环境和社会的外部性内部化,从而降低交易成本,实现经济效益与社会效益的双赢。

绿色创新作为企业积极履行社会责任的重要形式和驱动企业绿色转型的必要手段,是指对生产过程或产品的技术改进,实现预防和治理污染或改善生态环境的策略^[1]。为了实现经济和社会的可持续发展,十九大报告强调构建市场导向的绿色技术创新体系。制度理论认为制度压力是企业绿色转型的源驱动力^[2],包括政府环境管制和社会环保期望的压力^[3]。那么,强制 CSR 信息披露作为我国政府正式的制度约束,能否驱动企业绿色创新,加速绿色转型? 目前,关于 CSR 披露的经济后果研究存在两种截然相反的结论。一方面,基于信息不对称理论和信号传递理论认为,CSR 信息披露能够缓解信息不对称^[4]、降低分析师预测偏差^[5]、降低企业资本成本^[6]。另一方面,基于代理理论认为,CSR 信息披露是管理层掩饰企业负面消息的自利行为^[7]。鲜有文献从绿色创新的角度,探讨 CSR 披露对企业绿色转型的影响。然而,这一问题关乎强制 CSR 披露政策在加速企业绿色转型方面的有效性及改进方向。基于上述现实情况和理论背景,本文利用 2008 年颁布的《通知》作为准自然实

[收稿日期] 2020-03-03

[基金项目] 国家社会科学基金资助项目(17BGL104);天津市教委社科重大项目(2017JWZD14)

[作者简介] 王晓祺(1990—),女,天津人,天津财经大学会计学院博士研究生,从事环境会计、财务管理研究;宁金辉(1990—),男,河北邯郸人,博士,河北农业大学经济管理学院副教授,从事环境会计、财务管理研究,E-mail:ningjinhui1120@163.com。

验,采用 PSM-DID 的方法,基于手工搜集的绿色专利数据,检验强制 CSR 披露政策对企业绿色创新的影响,以此考察这一政策是否能够“倒逼”企业实现绿色转型。

本文可能的研究贡献体现在以下三个方面:第一,与现有对 CSR 信息披露的经济后果研究不同,本文着眼于强制 CSR 披露政策对企业战略动机和绿色转型的影响,深化了 CSR 信息披露的经济后果研究,为强制 CSR 披露政策在驱动企业绿色转型方面的有效性提供经验证据;第二,现有从微观企业层面考察绿色转型影响因素的研究较为匮乏,而本文以《通知》的实施为切入点,探究了信息披露制度通过改变组织战略动机对企业绿色创新的影响,从而拓展了企业绿色转型驱动因素的研究视角;第三,本文研究结论对政府部门完善 CSR 信息披露制度,制定绿色转型相关政策具有较好的实践意义。

二、文献综述

已有研究对 CSR 信息披露的利弊存在较大争议。一些学者基于信息不对称理论和信号传递理论,认为 CSR 信息披露具有降低信息不对称程度、提高企业声誉、降低企业资本成本、降低股价崩盘风险等正面效应。例如,Dhaliwal 等利用 31 个国家的样本,对非财务信息披露与分析师预测准确性之间的关系进行实证考察,发现独立 CSR 报告有助于提高分析师预测的准确性,这种作用在以利益相关者为导向的国家(即在 CSR 绩效更可能影响公司财务绩效的国家)中更为明显^[7]。沈洪涛等对 CSR 报告的信号传递效应进行检验,发现 CSR 报告加强了履行社会责任企业的声誉^[8]。Dhaliwal 等指出 CSR 报告降低企业资本成本^[9]。Plumlee 等发现自愿披露的环境信息的质量有助于通过提高企业现金流量和降低权益资本成本来提升企业价值^[10]。宋献中等研究表明,CSR 信息兼具信息效应和声誉保险效应^[11]。

也有一些学者从管理层自利的视角,认为 CSR 信息披露具有提高信息不对称程度的负面效应。例如,Hemingway 和 Maclagan 指出,CSR 信息披露能够转移信息使用者的注意力,从而对企业财务绩效不佳等负面消息起到掩饰作用^[12]。权小锋等以 2008—2012 年 A 股上市公司为样本,发现社会责任信息披露降低了信息透明度,增加了管理层捂盘行为^[13]。Chen 等指出,中国强制 CSR 披露政策迫使企业加大 CSR 投资,有损企业经济效益^[14]。

CSR 报告是企业环境信息的重要载体。如果 CSR 信息披露有助于降低企业环境信息的信息不对称,那么,强制 CSR 披露政策作为一种重要的信息披露型环境规制工具^[15],将驱动企业绿色转型^[16]。例如,Berrone 等指出,环境规制压力迫使企业绿色创新,企业出于合法性动机进行环境保护与绿色创新^[17]。于连超等发现,以环境税为例的环境规制政策会通过增加企业合法性压力,驱动企业绿色转型^[18]。于连超等认为,以环境执法监督为例的环境规制通过提高排污成本、降低企业运营效率、提高处罚力度,驱动企业绿色转型^[19]。毕茜和李虹媛指出,绿色税收政策通过降低转型的调整成本来驱动企业绿色转型^[20]。反之,如果 CSR 信息披露提高了企业环境信息的信息不对称,那么,强制 CSR 披露则不能被视为一个恰当、严格、有效的环境规制政策,也就无法倒逼企业绿色转型^[15]。

我们通过文献梳理发现:一方面,现有 CSR 信息披露的经济后果研究具有较大争议,这有可能与潜在的内生性有关;另一方面,鲜有文献对强制 CSR 披露与企业绿色转型之间的关系进行讨论。然而,强制 CSR 披露政策作为重要的信息披露型环境规制工具,能否驱动企业绿色转型,关乎我国环境规制政策的发展方向,因而亟待被考察。基于此,本文利用《通知》出台这一准自然实验,通过 PSM-DID 的方法,利用企业绿色创新的面板数据,考察强制 CSR 披露对企业绿色转型的影响,不仅缓解了可能存在的内生性问题,也探索了 CSR 信息披露政策在驱动企业绿色转型过程中发挥的作用及作用机制,丰富了 CSR 信息披露的经济后果研究。

三、研究假设

环境保护与可持续发展是 CSR 信息披露的重要内容。强制 CSR 披露使企业的环境信息同时受到政府执法部门和资本市场的双重监督,从而使得企业的环境外部性内部化,迫使企业由被动治理转向主动防治的绿色转型战略中来^[20]。合法性理论认为合法性是组织生存和发展的关键。企业作为环境污染和能源利用的重要主体,往往面临着较大的社会、政治压力和合法性威胁,所以他们有动机为了获得合法性而采取积极的环保战略^[21]。基于此,强制 CSR 信息披露能够在以下两个方面来驱动企业绿色转型。

一方面,强制 CSR 披露使排污企业直接受到执法部门监督,提高了企业的环境违法成本。规制合法性压力指的是权力机构为其权力范围内所管辖的群体或个体所施加的正式或者非正式的规制压力。《通知》作为政府环境监管的正式制度,不仅强制要求特定企业发布社会责任报告,还明确了 CSR 信息披露的内容与口径,要求信息量化以及可比,这在很大程度上约束了重污染企业隐藏污染信息、规避环境监管的机会主义行为。面对强制 CSR 披露政策的压力,企业有动机通过适应环境和外部制度压力来获得合法性^[22]。受制于详细的环境信息披露规范,企业有动机通过技术创新的方式进行绿色转型,来减少环境污染以获得规制合法性(即符合法律、规范、行业标准),从而避免高昂的罚款或诉讼成本。

另一方面,强制披露的 CSR 信息将受到我国资本市场投资者关注,直接影响企业声誉和资本成本^[23]。规范合法性理论认为企业与包括公众在内的利益相关者之间存在隐形的社会契约。当企业不能遵守契约、对社会造成严重的环境污染时,公众就会站出来维护自己赖以生存的生态环境,不稳定的外部环境使企业的生存和发展面临威胁。按照该理论,在不减产、停产的前提下,企业为了应对隐性契约产生的公共压力,有动机通过绿色创新来进行更为积极的环境管理决策。由于受到社会规范的约束,面对 CSR 表现较差的企业,投资者往往“用脚投票”,通过风险溢价或削减投资的方式应对企业环境污染带来的处罚与诉讼风险,使企业面临较高的融资成本^[24]。这实际上是通过资本市场信息披露机制,将企业环境污染的外部成本内部化。根据合法性理论,受制于资本市场上公众监督的约束,企业有动机通过绿色转型的方式获取规范合法性(即迎合社会广为接受的价值观和道德规范),从而获得较高的市场评价,缓解融资约束。

综上,无论出于规制合法性还是规范合法性,企业都将加强环保工作,进行绿色转型。基于以上分析,本文提出假设 H1a。

H1a: 强制 CSR 披露政策能够驱动被强制披露的企业绿色转型。

现有文献表明,CSR 信息披露可能存在“掩饰效应”,是企业管理者掩饰负面信息的一种粉饰手段,它更多体现的是工具属性,而非价值属性。具体而言,低质量的 CSR 信息不仅难以提升资本市场信息透明度,反而成为管理者自利的手段,通过非效率投资来包装企业甚至提升管理者个人声誉,从而降低了资本市场信息透明度。《通知》中不仅强制要求重污染企业披露污染情况、改进效果等定量信息,还要求说明企业在环保投资、技术开发、环保设施建设等方面进行的具体措施,这为重污染企业管理者利用诸如非效率的环境治理投资、绿色研发投入、环保设施投资等方式“塑造”企业形象或提升管理者个人声誉提供了空间。此时,企业管理者能够以 CSR 信息披露的方式,低成本的掩盖企业负面信息并实现“广告效应”,从而从资本市场中获取规范合法性,缓解甚至抵消披露污染信息所带来的负面影响。在这种情况下,尽管企业进行了绿色环保投资,但以“广告”和“工具”为目的的非效率投资难以形成绿色专利,也将难以在实质上驱动企业绿色转型。基于该角度,本文提出 H1b。

H1b: 强制 CSR 披露政策无法驱动被强制披露的企业绿色转型。

上述分析表明,强制 CSR 披露对企业绿色转型的影响,取决于 CSR 信息披露是规制企业环保行为的手段,还是隐藏企业负面信息的工具,这与企业的信息环境密不可分^[25]。具体而言,当企业的信息环境较差(例如,受到极少分析师关注或媒体报道)时,信息不对称程度较高,CSR 信息披露质量难以受到市场监督和保障,企业依然能够以较低的成本隐藏污染信息、规避环境监管。此时,强制 CSR 披露难以对企业形成制度压力。反之,企业环境绩效、绿色创新等信息均受到分析师关注^[26]。良好的信息环境(如受到更多分析师关注)有助于提高 CSR 信息披露质量,并有利于 CSR 制度改善企业环境信息披露^[27]。因此,可以推测,相比于信息环境较差的企业,强制 CSR 披露对信息环境较好的企业绿色转型的驱动作用更为显著。

H2: 相比于信息环境较差的企业,强制 CSR 披露对信息环境较好的企业绿色转型的驱动作用更为显著。

在我国制度背景下,强制 CSR 披露对不同产权性质的企业绿色转型的影响可能有所差异。从规制合法性角度来看,受制于详细的环境信息披露规范,在政企关系上无“先天优势”的非国有企业更需要提升环境绩效,以获得政府的支持(例如,部分自然资源的开发或使用权等)^[28]。从规范合法性角度来看,由于政府是国有企业的实际控制人,存在预算软约束,因而相对于国有企业,非国有企业更需要通过迎合社会广为接受的价值观和道德规范来降低资本成本^[28]。因此,可以推测,相对于国有企业,强制 CSR 披露将对非国有企业绿色转型的驱动作用更为显著。

H3: 相比于国有企业,强制 CSR 披露对非国有企业绿色转型的驱动作用更为显著。

除产权性质这一企业层面因素以外,强制 CSR 披露对企业绿色创新的影响还可能受到市场结构的影响。良性的竞争有利于企业通过绿色创新进行绿色转型^[29]。在高集中度市场中,处于垄断地位的企业往往存在共谋行为,能够凭借其市场势力进行价格决策,获取超额利润^[30]。相反,低集中度市场中的企业具有较少的利润空间。面对高昂的污染成本,他们一方面更需要通过规范合法性来缓解外部融资约束,从而保障企业正常的经营活动;另一方面有动机从事后的污染治理转向事前的绿色创新来降低污染成本,从而形成竞争优势,实现成本补偿效应。此外,由于利润空间较小,低集中度市场中的企业对成本更为敏感,更难以有动机通过非效率投资“包装”企业。因此,可以推测,相对于高集中度市场,强制 CSR 披露对企业绿色转型的驱动作用在低集中度市场中更为显著。

H4:相比于高集中度市场,强制 CSR 披露对企业绿色转型的驱动作用在低集中度市场中更为显著。

四、研究设计

(一) 研究样本与数据来源

本文以 2007—2016 年 A 股上市公司为原始样本,根据 2008 年中国证监会、深交所、上交所相继发布的《通知》对强制披露社会责任的上市公司的界定,以深证 100 指数板块、上证海外板块、上证金融板块和上证公司治理板块的上市公司为实验组样本,其他为控制组样本^[25]。考虑到金融业的会计核算的特殊性对回归结果有可能产生的干扰,本文剔除金融行业样本,同时剔除 ST 和 *ST 企业、自愿披露社会责任的企业、资不抵债样本及主要变量数据缺失样本,得到 15962 个观测值。

为了解决样本自选择问题,本文采用无放回的一对一最近邻匹配方法,选取企业规模、负债水平、盈利能力、现金持有和上市年限作为匹配变量,进行倾向得分匹配(PSM)。经 PSM 配对处理后,本文最终得到 3050 个观测值,其中 1542 个为实验组,1508 个为控制组。

已有研究对绿色转型的度量指标认定差异较大。本文从企业绿色创新的视角考察绿色转型。因此,本文从国家知识产权局官方网站中,以世界知识产权组织(WIPO)发布的《国际专利分类绿色清单》中列示的符合绿色专利标准的 IPC 分类号和上市公司企业名称为关键词,手工搜集和整理企业绿色专利条目,并以企业绿色专利申请数与全部专利申请数量的比值作为企业绿色转型的度量指标^[26]。强制 CSR 披露的企业名单根据上交所和深交所网站手工搜集,其他数据取自 WIND 数据库。此外,本文对所有连续变量进行上下 1% 的 Winsorize 处理以消除极端值影响。

(二) 实证模型与变量设计

为考察强制社会责任披露对企业绿色转型的影响,本文构建以下模型:

$$RGI_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Treat_i \times after_i + \beta_3 After_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中,考虑到绿色转型可能存在滞后性,被解释变量 RGI 为上市公司 i 于 $t+1$ 年申请的绿色专利与全部专利数量的比值,稳健性检验采用绿色专利申请数量与 1 之和的自然对数替代。 $Treat_i$ 为虚拟变量,实验组样本取值为 1,对照组为 0; $After_i$ 为时间虚拟变量,强制社会责任披露实施年度即 2009 年及以后取值为 1,否则为 0; X_i 为控制变量, ε_i 为残差。此外,本文选取企业规模($Size$)、负债水平(Lev)、盈利能力(ROA)、现金持有($Cash$)、上市年限(Age)、股权集中度($Top1$)、董事会规模($Board$)、成长机会(Q)、产权性质(SOE)、行业集中度(HHI)作为控制变量。变量定义详见表 1。

表 1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
绿色转型	RGI	公司当年申请的绿色专利/(当年所有专利申请数+1)
实验组	$Treat$	被强制披露 CSR 的企业取值为 1,否则为 0
实验期	$After$	样本处于 2009 年及以后取值为 1,否则为 0
产权性质	SOE	若实际控制人为中央或地方政府则取值为 1,否则为 0
信息环境	$Follow$	$\ln(\text{分析师跟踪人数}+1)$
企业规模	$Size$	$\ln(\text{资产总额})$
负债水平	Lev	总负债/总资产
盈利能力	ROA	净利润/资产总额
现金持有	$Cash$	货币资金/资产总额
上市年限	Age	$\ln(\text{上市年限}+1)$
股权集中度	$Top1$	第一大股东持股/总股数
成长机会	Q	$(\text{股票市值}+\text{净债务})/\text{资产总额}$
董事会规模	$Board$	$\ln(\text{董事会人数})$
行业集中度	HHI	行业内所有企业以销售额衡量市场份额的平方和

五、实证结果分析

(一) 描述性统计

表2列示了描述性统计结果。在2007年至2016年3050个样本中,企业绿色专利占比(RGI)最大值为0.462,平均值为0.028,最小值为0,标准差为0.088,说明样本企业间绿色转型水平普遍偏低,差异较大。 RGI 的3/4位数为0,表明大多数企业没有进行绿色转型。 $Treat$ 和 $After$ 平均值分别为0.505和0.813,说明强制披露CSR的样本占总样本的50.5%,实施年度后样本占总样本的81.3%。其他变量均在合理的取值范围内,在此不作赘述。

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	1/4位数	中位数	3/4位数	最大值
RGI_{t+1}	3050	0.028	0.088	0	0	0	0	0.462
$Treat$	3050	0.505	0.500	0	0	1	1	1
$After$	3050	0.813	0.281	0	1	1	1	1
$Follow$	3050	2.228	1.206	0	1.386	2.485	3.219	4.025
SOE	3050	0.611	0.488	0	0	1	1	1
HHI	3050	0.122	0.118	0.015	0.062	0.090	0.149	0.793
$Size$	3050	22.90	1.128	19.70	22.10	22.83	23.60	25.96
Lev	3050	0.494	0.193	0.046	0.352	0.504	0.646	0.858
ROA	3050	0.046	0.048	-0.136	0.017	0.038	0.069	0.199
$Cash$	3050	0.167	0.119	0.018	0.086	0.134	0.217	0.727
Age	3050	2.295	0.702	0	1.946	2.485	2.773	3.178
$Top1$	3050	0.385	0.159	0.090	0.260	0.370	0.510	0.760
Q	3050	2.219	1.509	0.700	1.260	1.720	2.570	10.85
$Board$	3050	2.216	0.204	1.609	2.197	2.197	2.398	2.708

(二) 回归结果

平行趋势是双重差分估计的重要前提。因此,本文首先进行平行趋势检验。检验结果如图1所示,在强制CSR披露政策出台以前,实验组和控制组绿色专利占比(RGI_{t+1})大致保持相同趋势;在强制CSR披露政策出台以后,该趋势显示出明显的改变,即实验组增长远高于控制组。这一结果通过了平行趋势检验,表明以双重差分模型对本文问题验证有效。

表3第(1)列是利用配对前2007—2016年全部样本对模型(1)的回归结果,第(2)列为PSM配对处理后的回归结果。结果显示,第(1)列与第(2)列中 $Treat \times After$ 的回归系数均显著为正。这表明《通知》中强制CSR披露政策驱动了被强制披露的企业绿色转型,验证了假设H1a。

表3第(3)列和第(4)列为根据信息环境进行分组的检验结果。结果显示, $Treat \times After$ 的估计系数在信息环境较好的分组中,在5%的统计水平上显著为正,而在信息环境较差的样本中不显著。这表明由于较好的信息环境是信息披露质量和制度有效的前提,因而相对于信息环境较差的企业,强制CSR披露对信息环境较好的企业绿色转型的驱动作用更为显著,验证了假设H2。

表3第(5)列和第(6)列为根据产权性质进行分组的检验结果。结果显示, $Treat \times After$ 的估计系数在非国有企业样本中显著为正,而在国有企业样本中不显著。这表明与国有企业相比,强制CSR披露对非国有企业绿色转型的驱动作用更为显著,与假设H3一致。

表3第(7)列和第(8)列为根据市场集中度分组的检验结果。结果显示, $Treat \times After$ 的估计系数在低集中度市场的分组中,在1%的统计水平上显著为正,而在高集中度市场的样本中不显著。这表明相对于高集中度市场的企业,强制CSR披露对企业绿色转型的驱动作用在低集中度市场中更为显著,与假设H4结论一致。

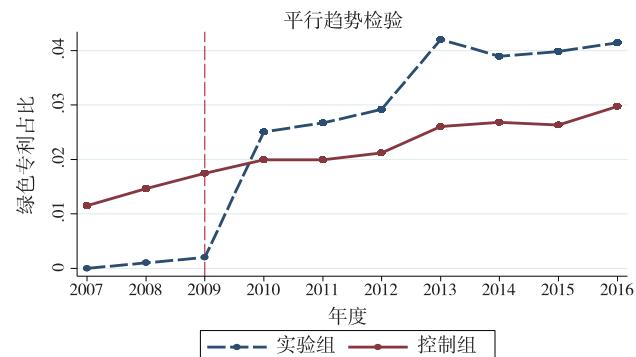


图1 平行趋势检验

表3 强制 CSR 披露与企业绿色转型:主检验

变量	(1) 全样本 RGI_{t+1}	(2) 全样本 RGI_{t+1}	(3) 信息环境差 RGI_{t+1}	(4) 信息环境佳 RGI_{t+1}	(5) 非国企 RGI_{t+1}	(6) 国企 RGI_{t+1}	(7) 市场集中度低 RGI_{t+1}	(8) 市场集中度高 RGI_{t+1}
<i>Treat × After</i>	0.033 *** (6.96)	0.025 ** (2.37)	0.006 (0.45)	0.046 ** (2.49)	0.053 *** (3.04)	0.011 (0.75)	0.040 *** (2.77)	0.035 (0.48)
<i>Treat</i>	-0.025 *** (-6.05)	-0.017 * (-1.69)	0.004 (0.29)	-0.041 ** (-2.33)	-0.045 *** (-2.90)	-0.004 (-0.30)	-0.034 *** (-2.62)	-0.022 (-0.30)
<i>After</i>	0.006 *** (3.99)	0.016 *** (3.67)	0.009 * (1.79)	0.017 ** (2.14)	0.014 ** (2.15)	0.012 ** (2.03)	0.010 (0.75)	0.018 * (1.78)
<i>Size</i>	0.005 *** (6.62)	0.006 *** (3.44)	0.008 *** (3.13)	0.003 (1.10)	0.011 *** (3.05)	0.005 ** (2.43)	0.001 (0.22)	0.008 *** (3.71)
<i>Lev</i>	0.005 (1.17)	-0.018 * (-1.66)	-0.014 (-1.02)	-0.009 (-0.50)	-0.019 (-1.03)	-0.003 (-0.18)	-0.005 (-0.24)	-0.013 (-0.93)
<i>ROA</i>	0.046 *** (3.24)	0.059 (1.63)	0.025 (0.54)	0.009 (0.15)	0.100 * (1.81)	0.052 (1.10)	0.145 ** (2.09)	0.073 (1.51)
<i>Cash</i>	0.017 *** (3.25)	0.011 (0.72)	-0.015 (-0.80)	0.029 (1.36)	-0.007 (-0.30)	0.007 (0.36)	0.019 (0.78)	0.004 (0.21)
<i>Age</i>	-0.005 *** (-5.95)	-0.012 *** (-4.19)	-0.007 * (-1.91)	-0.015 *** (-3.85)	-0.013 *** (-3.01)	-0.009 ** (-2.38)	-0.017 *** (-3.56)	-0.010 *** (-3.34)
<i>Top1</i>	-0.014 *** (-2.80)	-0.016 (-1.47)	0.012 (0.93)	-0.040 ** (-2.26)	-0.034 * (-1.68)	0.002 (0.16)	-0.033 ** (-2.04)	0.001 (0.10)
<i>Q</i>	0.001 ** (2.57)	-0.000 (-0.15)	-0.002 (-1.34)	-0.001 (-0.56)	-0.000 (-0.28)	-0.002 (-1.50)	-0.004 * (-1.82)	0.000 (0.25)
<i>Board</i>	0.002 (0.64)	0.005 (0.66)	-0.011 (-1.07)	0.009 (0.70)	0.002 (0.14)	-0.002 (-0.23)	0.002 (0.13)	0.020 ** (2.11)
<i>SOE</i>	-0.002 (-1.18)	0.003 (0.72)	0.008 * (1.91)	0.001 (0.13)	- (-)	- (-)	0.014 *** (2.67)	-0.003 (-0.65)
<i>HHI</i>	-0.033 *** (-6.02)	-0.037 ** (-2.42)	-0.048 * (-1.72)	-0.043 *** (-3.00)	-0.017 (-0.47)	-0.091 *** (-3.82)	-0.172 (-0.87)	0.001 (0.03)
年份	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
行业	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
常数项	-0.089 *** (-5.25)	-0.104 *** (-2.69)	-0.139 ** (-2.37)	-0.019 (-0.29)	-0.213 ** (-2.56)	-0.077 (-1.64)	0.059 (0.81)	-0.214 *** (-4.21)
样本量	15962	3050	1560	1490	1185	1865	1521	1529
Pseudo R ²	0.040	0.047	0.078	0.021	0.101	0.075	0.078	0.069

注:括号内为稳健的 z 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

六、稳健性检验

(一) 安慰剂检验

若企业绿色转型是由强制 CSR 披露政策导致,则将实验组换做自愿披露 CSR 的样本后,双重差分估计量将不再显著。因此,本部分尝试将自愿披露 CSR 的样本作为实验组,控制组保持不变,同时剔除强制披露 CSR 样本,重新进行检验。表 4 第(1)列和第(2)列分别为倾向值匹配前与匹配后的检验结果,结果显示,无论是否进行倾向值匹配,*Treat × After* 的回归系数均不显著。这一结果表明,强制 CSR 披露政策仅驱动了被强制披露 CSR 的样本企业绿色转型,说明上述结论可靠。

(二) 三重差分(DDD)

如果强制 CSR 披露政策能够驱动企业绿色转型,那么,可以预期这种驱动作用对环境绩效较差的重污染行业影响较大,而对环境绩效较佳的非重污染行业影响较小。因此,为了提高政策因果处置效应估计的可信度,本文将行业的污染属性纳入双重差分模型,构建三重差分模型,以排除强制 CSR 披露政策以外,可能存在的其他政策的影响和不随时间变化的行业层面不可观测因素^[31]。参照赵志华和吴建南的研究,本文构建如下三重差分模型^[32]:

$$RGI_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times P_j + \beta_2 Treat_i \times After_t \times P_j + \beta_3 After_t \times P_j + \beta_4 Treat_i \times After_t + \beta_5 Treat_i + \beta_6 After_t + \beta_7 P_j + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中, P_j 为虚拟变量,重污染行业样本取值为 1,否则为 0;其他变量与双重差分模型一致。

表4第(3)列为模型(2)的回归结果,结果显示,三重差分估计量 $Treat \times After \times P$ 的回归系数为 0.032,在1%的统计水平上显著为正,说明强制 CSR 披露政策显著促进了被强制披露的重污染企业绿色转型。这表明将行业的污染属性纳入双重差分模型后,结论不变。

(三) 替换被解释变量

为了增强强制 CSR 披露促进企业绿色转型这一结论的稳健性,本文以企业绿色专利与1之和的自然对数(GI)测度绿色转型,重新进行检验。表4第(4)列显示, $Treat \times After$ 的系数显著为正。这表明替换绿色转型的度量指标后,结论不变。

(四) 排除产能过剩行业的干扰

为了排除去产能政策的干扰,本文参照2013年国务院发布的《关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》中对产能过剩行业的界定,将钢铁、水泥、船舶、平板玻璃、电解铝这五个行业企业从样本中剔除,重新进行检验^[33]。表4第(5)列显示, $Treat \times After$ 的系数显著为正。这表明,排除产能过剩行业的干扰后,结论保持不变。

七、拓展性检验: 强制社会责任披露、绿色转型与企业绩效

既然强制 CSR 披露政策迫使企业出于合法性动机进行绿色转型,那么这一政策是否是以企业的经济效益换取社会效益?抑或是一种使企业经济效益和社会效益共赢的机制?对此,本部分验证强制 CSR 披露迫使企业出于合法性动机进行绿色转型,是否有助于企业绩效的提升。综合考虑企业短期财务绩效和长期财务绩效,本文采用 Zscore 得分作为企业绩效的综合度量指标,构建包含企业盈利能力、偿债能力、资产流动性等综合财务状况的模型^[34],如下所示:

$$Zscore = 0.99 \times X_1 + 0.6 \times X_2 + 3.3 \times X_3 + 1.2 \times X_4 + 1.4 \times X_5 \quad (3)$$

$$Zscore_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 RGI_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Zscore_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Treat_i \times After_i + \beta_3 After_i + \beta_4 RGI_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

模型(3)中, X_1 =销售额/总资产; X_2 =权益市值/总负债; X_3 =EBIT/总资产; X_4 =营运资金/总资产; X_5 =留存收益/总资产。

本文将模型(3)分别带入模型(4)与模型(5),以考察强制 CSR 披露能否通过驱动绿色转型提升企业绩效。检验结果如表5第(1)列和第(2)列所示,企业绿色转型能够提升后期的企业绩效;在主检验中加入绿色转型(RGI)这一变量后, $Treat \times After$ 依然显著为正,但显著性减弱。这表明绿色转型在强制 CSR 披露对企业绩效的提升过程中,发挥部分中介作用。因此,以绿色转型的方式应对强制 CSR 披露,同样有助于企业绩效的提升。换言之,绿色转型有助于企业经济效益和社会效益的提升,一箭双雕。

表4 强制 CSR 披露与企业绿色转型: 稳健性检验

变量	(1) RGI_{t+1}	(2) RGI_{t+1}	(3) RGI_{t+1}	(4) GI_{t+1}	(5) RGI_{t+1}
$Treat \times After$	0.004 (0.79)	-0.002 (-0.10)	0.012 *** (2.58)	0.324 *** (4.22)	0.027 ** (2.33)
$Treat$	-0.001 (-0.29)	0.002 (0.09)	-0.018 * (-1.87)	-0.142 ** (-1.98)	-0.020 * (-1.81)
$After$	0.006 *** (3.99)	-0.001 (-0.09)	0.014 (1.60)	0.073 (1.48)	0.015 *** (3.11)
$Treat \times after \times p$			0.026 ** (2.24)		
$Treat \times p$			-0.035 *** (-3.92)		
$After \times p$			0.019 ** (2.36)		
p			-0.029 *** (-4.23)		
$Size$	0.005 *** (6.35)	0.006 *** (3.24)	0.005 *** (2.69)	0.183 *** (8.89)	0.007 *** (3.69)
Lev	0.011 *** (2.63)	0.005 (0.43)	-0.011 (-0.97)	-0.332 *** (-3.46)	-0.011 (-0.99)
ROA	0.016 (1.06)	-0.025 (-0.54)	0.095 *** (2.58)	0.297 (0.79)	0.062 * (1.66)
$Cash$	0.030 *** (5.54)	0.066 *** (4.35)	0.010 (0.67)	0.261 * (1.70)	0.015 (0.93)
Age	-0.006 *** (-7.61)	-0.004 ** (-2.39)	-0.013 *** (-4.54)	-0.123 *** (-4.73)	-0.013 *** (-4.25)
$Top1$	-0.021 *** (-4.23)	-0.031 *** (-2.71)	-0.013 (-1.21)	-0.192 * (-1.83)	-0.012 (-1.07)
Q	0.002 *** (3.83)	0.001 (1.29)	-0.001 (-0.92)	0.010 (0.94)	-0.001 (-0.51)
$Board$	-0.004 (-1.09)	0.000 (0.06)	0.012 (1.40)	0.051 (0.56)	0.007 (0.79)
SOE	-0.002 (-1.48)	-0.006 * (-1.93)	0.004 (1.22)	0.036 (1.05)	0.004 (1.00)
HHI	-0.034 *** (-8.38)	-0.033 *** (-2.62)	-0.039 ** (-2.51)	-0.462 *** (-4.16)	-0.043 *** (-2.81)
年份	yes	yes	yes	yes	yes
行业	yes	yes	yes	yes	yes
常数项	-0.074 *** (-4.51)	-0.102 *** (-2.63)	-0.087 ** (-2.21)	-3.656 *** (-7.88)	-0.126 *** (-3.13)
样本量	15519	3232	3050	3050	2860
Pseudo R ²	0.018	0.021	0.059	0.062	0.054

注:括号内为稳健的z值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

八、研究结论

本文利用 2008 年底发布《通知》这一准自然实验,采用 PSM-DID 的方法和手工搜集的绿色技术专利数据,以 2007 年至 2016 年中国 A 股上市公司为样本,实证考察强制 CSR 披露能否驱动企业绿色转型。研究结论如下:首先,强制 CSR 披露对被强制披露的企业绿色转型具有显著的驱动作用,具体体现在强制 CSR 披露与企业绿色创新显著正相关,这表明《通知》的实施能够积极发挥环境治理作用。其次,强制 CSR 披露通过加强企业规制合法性和规范合法性动机来驱动企业绿色转型。再次,相对于国有企业、高集中度市场和信息环境较差的样本,《通知》对强制披露 CSR 的企业绿色转型驱动效应在非国有企业、低集中度市场和信息环境较好的样本中更为显著。最后,以绿色转型的方式应对强制 CSR 披露不仅提高社会效益,还有助于企业经济绩效的提升。

基于上述结论的启示如下:

(1) 加强 CSR 披露制度的构建。整体而言,我国重污染企业存在定性信息的披露水平高于定量信息、正面信息的披露水平高于负面信息的特点^[35]。这不仅使环境信息披露流于形式,徒增企业信息披露成本,还为政府监管部门增加了监管难度及监管成本。因此,有关部门有必要细化 CSR 信息披露的操作指南,形成统一的环境绩效指标^[36],从而提高公众监督效率、降低政府监管成本。

(2) 制定差异化的 CSR 信息监管体系。盲目地全面加强环境规制,对于政府监管部门而言,不仅意味着高昂的成本,还意味着较低的规制效率。因此,在 CSR 信息的监管中,应针对不同性质的企业有针对性地实施差异化措施。为了加速企业的绿色转型,我国 CSR 信息披露制度应着眼于提升信息披露较差地区的环境信息披露质量,加强该地区的信息披露监管,并在此基础上加强非国有企业和低集中度市场的环境信息披露水平,加速经济的绿色转型。

本文可能存在的不足之处为仅从企业绿色创新占比这一视角对企业绿色转型进行研究,并未构建综合性指标对企业绿色转型进行考察,这可能忽略了诸如绿色并购等因素,未来我们将对此问题进行进一步完善。

参考文献:

- [1] 张天悦. 环境规制的绿色创新激励研究[D]. 北京: 中国社会科学院研究生院, 2014.
- [2] Bansal P. Evolving sustainably: A longitudinal study of corporate sustainable development[J]. Strategic Management Journal, 2005, 26(3): 197–218.
- [3] 张小军. 企业绿色创新战略的驱动因素及绩效影响研究[D]. 浙江大学, 2012.
- [4] 何贤杰, 肖土盛, 陈信元. 企业社会责任信息披露与公司融资约束[J]. 财经研究, 2012(8): 60–71 + 83.
- [5] Dhaliwal D S, Radhakrishnan S, Tsang A, et al. Nonfinancial disclosure and analyst forecast accuracy: International evidence on corporate social responsibility disclosure[J]. The Accounting Review, 2012, 87(3): 723–759.
- [6] 李妹, 赵颖, 童婧. 社会责任报告降低了企业权益资本成本吗? ——来自中国资本市场的经验证据[J]. 会计研究, 2013(9): 64–70 + 97.
- [7] 田利辉, 王可第. 社会责任信息披露的“掩饰效应”和上市公司崩盘风险——来自中国股票市场的 DID-PSM 分析[J]. 管理世界, 2017(11): 146–157.
- [8] 沈洪涛, 王立彦, 万拓. 社会责任报告及鉴证能否传递有效信号? ——基于企业声誉理论的分析[J]. 审计研究, 2011(4): 87–93.
- [9] Dhaliwal D, Li O Z, Tsang A, et al. Corporate social responsibility disclosure and the cost of equity capital: The roles of stakeholder orientation and financial transparency[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2014, 33(4): 328–355.
- [10] Plumlee M, Brown D, Hayes R M, et al. Voluntary environmental disclosure quality and firm value: Further evidence[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2015, 34(4): 336–361.

表 5 强制社会责任披露、绿色转型与企业绩效

变量	(1) Zscore1	(2) Zscore1
<i>Treat</i> × <i>After</i>		0.262 * (1.71)
<i>Treat</i>		0.321 ** (2.14)
<i>After</i>		0.810 *** (8.96)
<i>RGI</i>	0.041 ** (2.57)	0.038 ** (2.35)
<i>Size</i>	-0.122 *** (-6.65)	-0.121 *** (-6.59)
<i>Lev</i>	-0.589 *** (-5.04)	-0.593 *** (-5.09)
<i>ROA</i>	4.638 *** (7.66)	4.645 *** (7.70)
<i>Cash</i>	1.306 *** (7.90)	1.307 *** (7.95)
<i>Age</i>	0.078 *** (2.91)	0.066 ** (2.43)
<i>Top1</i>	0.469 *** (4.96)	0.482 *** (5.10)
<i>Q</i>	0.406 *** (13.36)	0.404 *** (13.29)
<i>Board</i>	-0.153 ** (-2.15)	-0.152 ** (-2.14)
<i>SOE</i>	0.025 (0.79)	0.021 (0.66)
<i>HHI</i>	0.093 (0.59)	0.095 (0.61)
年份	yes	yes
行业	yes	yes
常数项	2.345 *** (4.88)	2.439 *** (5.34)
样本量	3050	3050
Pseudo R ²	0.634	0.634

注:括号内为稳健的 z 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

- [11] 宋献中,胡碧,李四海.社会责任信息披露与股价崩盘风险——基于信息效应与声誉保险效应的路径分析[J].金融研究,2017(4):161-175.
- [12] Hemingway C A, Maclagan P W. Managers' personal values as drivers of corporate social responsibility[J]. Journal of Business Ethics, 2004, 50(1):33-44.
- [13] 权小锋,吴世农,尹洪英.企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”? [J]. 经济研究,2015(11):49-64.
- [14] Chen Y, Hung M, Wang Y. 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.
- [15] Porter M E, Linde C. Green and competitive: Ending the stalemate[J]. Harvard Business Review, 1995, 38(5):120-134.
- [16] Berrone P, et al. Necessity as the mother of “green” inventions, institutional pressures and environmental innovations[J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(8):891-909.
- [17] 于连超,张卫国,毕茜.环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019(7):112-120.
- [18] 于连超,张卫国,毕茜.环境执法监督促进了企业绿色转型吗? [J].商业经济与管理,2019(3):61-73.
- [19] 毕茜,李虹媛.绿色税收优惠能促进企业绿色转型吗[J].贵州财经大学学报,2019(4):89-99.
- [20] 郭进.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,2019(3):147-160.
- [21] 沈洪涛,黄珍,郭肋汝.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,2014(2):56-63.
- [22] Williamson O E. Strategy research: Governance and competence perspectives[J]. Strategic Management Journal, 1999, 20(12):1087-1108.
- [23] 沈洪涛,游家兴,刘江宏.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,2010(12):159-172.
- [24] Doshi R. How firms respond to mandatory information disclosure[J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(10):1209-1231.
- [25] 杨金坤,宋婕,张俊民.强制社会责任披露与企业投资不足:投资挤出抑或拉动[J].山西财经大学学报,2019(10):100-112.
- [26] 王晓祺,胡国强.绿色创新、企业声誉与盈余信息含量[J].北京工商大学学报(社会科学版),2020(1):50-63.
- [27] 钱雪松,彭颖.社会责任监管制度与企业环境信息披露:来自《社会责任指引》的经验证据[J].改革,2018(10):139-149.
- [28] 李月娥,李佩文,董海伦.产权性质、环境规制与企业环保投资[J].中国地质大学学报(社会科学版),2018(6):36-49.
- [29] 李香菊,贺娜.地区竞争下环境税对企业绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2018(9):73-81.
- [30] W·基普·维斯库斯,小约瑟夫·E·哈林顿,约翰·M·弗农.反垄断与管制经济学[M].北京:中国人民大学出版社,2010.
- [31] Cai X, Lu Y, Wu M. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123(11):73-85.
- [32] 赵志华,吴建南.大气污染协同治理能促进污染物减排吗?——基于城市的三重差分研究[J].管理评论,2020(1):286-297.
- [33] 崔广慧,姜英兵.环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J].经济管理,2019(10):54-72.
- [34] 朱乃平,朱丽,孔玉生,沈阳.技术创新投入、社会责任承担对财务绩效的协同影响研究[J].会计研究,2014(2):57-63.
- [35] 舒利敏.我国重污染行业环境信息披露现状研究——基于沪市重污染行业620份社会责任报告的分析[J].证券市场导报,2014(9):35-44.
- [36] 周守华,陶春华.环境会计:理论综述与启示[J].会计研究,2012(2):3-10.

[责任编辑:杨志辉]

Can Mandatory Social Responsibility Disclosure Drive Corporate Green Transformation? Evidence Based on Green Patent Data of Listed Companies in China

WANG Xiaoqi¹, NING Jinhui²

(1. School of Accounting, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. College of Economics and Management, Hebei Agricultural University, Baoding 071000, China)

Abstract: Based on the exogenous shock of the 2008 Corporate Social Responsibility (CSR) Mandatory Disclosure Policy, this article uses the hand-collected data of corporate green patent and the PSM-DID method to examine the impact of mandatory CSR disclosure on corporate green transformation from the perspective of green innovation. The study shows that mandatory CSR disclosure drives corporate green transformation by strengthening the regulatory legitimacy and normative legitimacy of companies, and this driving effect is more obvious in non-state-owned enterprises, companies with better information environments, and low concentration markets. Further research shows that mandatory CSR disclosure could improve corporate performance through green transformation. This conclusion validates the effectiveness of mandatory CSR disclosure in driving green transformation, deepens and enriches relevant theories of mandatory CSR disclosure, and has a guiding significance for optimizing corporate environmental governance decisions and driving national green economic development.

Key Words: mandatory social responsibility disclosure; green transformation; green innovation; information environment; property nature; CSR