

DOI: 10.19361/j.er.2024.04.03

自愿型环境规制与企业高质量发展

宋清华 吕泰亨 郑琳琳*

摘要: 企业是经济发展的微观基础,环境规制在推进生态文明建设和经济高质量发展中发挥着重要作用。本文基于2010—2020年中国沪深A股上市公司数据,实证检验了自愿型环境规制对企业高质量发展的影响及其机制。研究结果表明,自愿型环境规制能够显著促进企业高质量发展。机制分析显示,自愿型环境规制通过缓解信息不对称和降低企业漂绿风险来推动企业高质量发展。进一步研究发现,在地方政府环保支持较大、经济发展水平较高的地区以及媒体关注度较高和非重污染行业企业,自愿型环境规制对企业高质量发展的促进作用更大。本研究对于厘清自愿型环境规制的经济后果,促进企业高质量发展具有一定的参考价值。

关键词: 自愿型环境规制;企业高质量发展;信息不对称;漂绿风险

中图分类号: F832.51

一、引言

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。推动经济社会绿色低碳发展是实现高质量发展的关键环节。然而,中国环境保护的形势仍然十分严峻,由于存在外部性问题,绿色低碳发展仅依靠市场机制无法完全实现。环境规制作为政府管理生态环境的主要政策工具,会通过施加环境约束影响企业行为。在中国以往的环境规制实践中,以命令控制型和市场激励型为主的环境规制存在行政成本高、实施效果持续性较差等局限性(万攀兵等,2021;吴龙等,2023)。随着企业对可持续发展与绿色低碳转型的关注加强,自愿型环境规制开始受到各国政府与社会组织的重视(Goulden et al., 2019),得到了较为广泛的应用。自愿型环境规制是企业依据其环境意图自主选择参与控制污染或环境保护活动的行为,具有灵活性和自主性特点,能够为企业创造更加环保和高效的生产环境,与高质量发展的理念是内在统一的。因此,在中国式现代化背景下,自愿型环境规制能否发挥积极作用,推进实体企业高质量发展,亟需进一步的实证分析加以验证。

基于此,本文以自愿型环境规制为切入点,选取2010—2020年沪深A股上市公司作为

* 宋清华,中南财经政法大学金融学院,邮政编码:430073,电子信箱:qinghua_song@263.net;吕泰亨,中能建国际建设集团有限公司财务与产权部,邮政编码:100025,电子信箱:1104885011@qq.com;郑琳琳(通讯作者),中南财经政法大学金融学院,邮政编码:430073,电子信箱:1509624451@qq.com。

本文得到国家社会科学基金一般项目“中国绿色低碳转型的金融风险测度、情景模拟及纾困路径研究”(22BTJ065)的资助。感谢匿名评审专家对本文提出的建设性意见,作者文责自负。

分析样本,对自愿型环境规制的实施效果进行了实证检验。研究发现,自愿型环境规制会提高企业环境信息披露的数量和质量,缓解企业与外界间的信息不对称,降低企业漂绿风险,促进企业高质量发展。同时,围绕参与自愿型环境规制的提升作用,本文分别从政府支持、地区经济发展、媒体关注和企业污染属性4个角度考察自愿型环境规制对企业高质量发展的差异性影响。这既为构建中国式环境规制提供了理论支持,又为引导企业自主合理进行低碳转型提供了新思路。

本文的边际贡献主要在于:

第一,本研究揭示了自愿型环境规制影响企业高质量发展的微观机制,丰富了自愿型环境规制的经济后果研究。本文从信息不对称和漂绿风险两个视角论证了自愿型环境规制作用企业经济绩效、社会责任、环境表现等方面,进而赋能高质量发展的观点。

第二,本文构建了更为综合和客观的自愿型环境规制指标。现有研究主要使用企业是否进行ISO14001环境认证衡量自愿型环境规制(吴龙等,2023),该指标较为单一化。本文则在企业是否获得ISO14001认证的基础上,综合考虑了企业社会责任报告中有关环境政策与制度的描述构建自愿型环境规制指标。

第三,本文着力于探究政府、媒体、企业等多重外部压力下自愿型环境规制的动态决策机制,揭示了对所属地方政府环保支持较大和经济发展水平较高的地区、媒体关注高和非重污染行业的企业,自愿型环境规制提升其高质量发展的作用更为凸显,为突破自愿型环境规制参与瓶颈、促进我国尽快实现从“要我环保”到“我要环保”的转型具有重要意义。

二、企业高质量发展的内涵和维度

近年来,众多学者从不同维度、不同层面研究了企业高质量发展的内涵及度量方式。目前学界分别从状态和过程两个视角对企业高质量发展进行界定。黄速建等(2018)指出,企业高质量发展既可以是实现或者处于创造高水平、高层次、高效率的一种状态,也可以是追求经济和社会价值的发展新范式,包含社会价值、资源能力、产品服务、透明开放、管理有效、综合绩效、社会声誉7个特质。田丹和丁宝(2023)基于目标和过程两个视角,从质量效益、绿色发展、社会共享3个目标导向及公司治理、企业创新、风险管理3个过程导向更全面地刻画高质量发展的过程和结果。张涛(2020)指出,高质量发展测度应同时包含发展思想和统计思想。还有学者从结果角度测度企业高质量发展,认为提高全要素生产率是实现高质量发展的核心源泉,是中国经济由“粗放型增长”向“集约型增长”转变的重要途径(王一鸣,2020),并选取更侧重企业经济产出效率方面的全要素生产率这一指标作为企业高质量发展的代理变量(黄勃等,2023;王小华等,2023)。

但随着环境资源问题日趋严重,各类主要污染物的排放量逐渐超过了环境承载能力。企业是环境治理的主体,企业高质量发展不仅体现在高水平、高效率方面,还应包括企业履行社会责任和环境责任,重视高质量发展的可持续性等方面。2022年3月,国务院国资委成立社会责任局,引导企业开展“双碳”工作,践行社会责任。因此,企业高质量发展的刻画需要综合考虑企业经济效益和社会效益,即企业需要秉持可持续发展和绿色发展理念,以满足不同需求为导向,通过多种路径实现高质量发展。

企业高质量发展应重点关注企业价值和绿色治理能力的提升、企业核心价值观和文化的培养、员工和企业共同成长等方面。企业高质量发展需要着力提升发展质量和效益,以实

现企业由高成本、低效益向低成本、高效益的转变。企业高质量发展不仅要追求企业效益最优,还要强调社会效益的实现。一方面,企业通过更新污染治理设施、积极开展绿色创新活动提升绿色治理水平,不仅可以有效遏制污染排放,获得环境效益,还有助于补齐企业高质量发展短板。另一方面,主动承担社会责任提升企业形象,吸引优秀人才,是实现员工和企业共同发展的关键。此外,有效的公司治理会给予员工合理的晋升渠道、透明和公平的工作环境、合理的薪酬与发展机会。因此,本文从质量效益、绿色发展、社会共享、公司治理、创新驱动、风险管理6个维度衡量企业高质量发展,深入挖掘企业高质量发展的突破路径,力求为企业实现绿色低碳转型提供理论支撑与现实依据。

三、理论分析与研究假说

自愿型环境规制与命令控制型环境规制不同,没有具体的强制性约束。但是,自愿型环境规制挤压企业资源、产生成本过高等问题普遍存在(Lannelongue et al., 2015)。在此情况下,企业又是出于何种动机自愿参与环境规制?一方面,企业通过自愿型环境规制可以提高其环境管理能力、获得一定的道德资本、得到外部利益相关者支持以获得更多资源,形成竞争优势扩大市场份额,凝聚信任抵御风险。并且,自愿型环境规制相比强制性与激励性环境规制具有更加灵活的特点(Jiang et al., 2020),会为企业带来更多的市场合法性和社会接受度,实现规制成本内部化,促使企业优化资源配置。另一方面,自愿型环境规制可以激励企业提升绿色创新能力,进而提高生产效率。企业为了遵守规定和维护环境形象、满足利益相关者的绿色期望,会主动参与环境规制并进行绿色创新、寻求更加清洁和高效的生产技术(杨冕等, 2022)。这种绿色创新不仅可以减少企业的资源浪费和污染物排放,还可以为企业带来新的市场机会和提高其经济效益,进而推动全要素生产率 and 资源利用效率提高。综上所述,通过获取更多资源、提升绿色创新能力和竞争力以及满足利益相关者的环保需求,自愿型环境规制能够为企业创造更加环保和高效的生产环境,进而推动企业高质量发展。基于此,本文提出以下假说:

假说1:自愿型环境规制能够推动企业高质量发展。

信息不对称是影响企业融资约束的重要因素(于蔚等, 2012),高度信息不对称产生的融资减弱会降低企业的经济效益。自愿型环境规制作为企业未来绿色发展的有效信号,加强了环境信息披露,能降低资金供求双方之间的信息不对称程度,促进企业高质量发展。具体而言,一方面,为了获得绿色竞争优势和信贷资金支持,企业可能会通过积极参与环境信息披露,持续进行环境管理活动,来降低银企信息不对称,提升公司治理水平(Daddi et al., 2021; Kuo et al., 2021)。在外部监督机制的作用下,企业将获取信贷资金用于开展绿色创新活动,这可能会提高市场核心竞争力,扩大市场占有率。另一方面,企业为维护良好形象、向利益相关者传递良好信息,也会主动进行环境信息披露等自愿型环境规制行为(Farrukh et al., 2022)。当企业与利益相关者的信息不对称问题得到改善时,投资者可以更准确地评估企业的环境风险和环境绩效,这为缓解投资风险和不确定性创造了条件。此时,企业能够合理选择投资项目,进行有效资源配置,提高企业经济效益,推动企业高质量发展。基于此,本文提出如下假说:

假说2:自愿型环境规制通过缓解企业与外界间的信息不对称促进企业高质量发展。

绿色治理能力的提升是推动企业高质量发展的重要条件。但环境治理所带来的利益可

能会通过知识溢出效应在其他公司之间共享。公司之间的信息共享会导致竞争力受损和估值下降(Freeman,2023)。此时,追求绿色创新与企业利润最大化之间的冲突可能危及可持续性目标的实现和运营效率的提升。因此,当企业环境行为的监测较弱、企业没有义务披露其污染物排放时,这等于为企业漂绿创造了有利的条件。漂绿被视为企业绿色治理的脱钩策略,即企业刻意掩饰自身负面信息,将对自身有利的环境信息公之于众,而对绿色治理缺少实质性行动(王垒等,2023)。自愿型环境规制通过增加认证和外部监督,使得企业能够切实履行绿色责任,降低了企业漂绿的可能性。具体来说,自愿型环境规制需要使用环境认证、生态标签等政策工具,且依靠严格的环境技术标准和法律法规要求(潘翻番等,2020)。评价机构也会对实施自愿型环境规制的企业进行持续性的监督检查。因此,实施自愿型环境规制的企业必须确保完成基础生产工艺和末端污染技术改造,引入节能环保技术,将绿色技术创新整合到日常生产运营中,实现绿色生产方式的转变,并在环境管理、节能、污染防治等方面达到相应的基础设施和管理体系改造要求(朱朝晖等,2023)。同时,漂绿策略通常被企业用来改善财务绩效,提升绿色生产形象,增强企业竞争能力(Lin et al.,2023)。企业自愿参与环境规制所建立的良好环境声誉和社会形象,不仅能获得潜在的经济收益,还能避免企业遭受内部或外部压力,降低企业漂绿风险。企业漂绿程度越小,通过绿色治理提升竞争力的动力就越高,越能推动企业高质量发展。基于此,本文提出以下假说:

假说3:自愿型环境规制通过降低企业漂绿风险促进企业高质量发展。

四、研究设计

(一) 模型设定

为了检验假说1,即自愿型环境规制能否推动企业高质量发展,本文构建模型如下:

$$HQD_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 VEP_{ijt} + \alpha_2 Control_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中: HQD_{ijt} 为位于省份 j 的企业 i 在 t 年的高质量发展指数; VEP_{ijt} 为位于省份 j 的企业 i 在 t 年的自愿型环境规制情况; $Control_{ijt}$ 为一系列控制变量,主要包括企业特征变量和省份特征变量; μ_i 表示企业固定效应, λ_t 表示时间固定效应; ε_{ijt} 为随机误差项。 α_1 为本文重点关注的估计系数,若 α_1 显著为正,则自愿型环境规制有助于促进企业高质量发展,反之则抑制。

为了检验假说2和假说3,即缓解企业信息不对称和降低企业漂绿风险是否为自愿型环境规制促进企业高质量发展的重要路径,本文构建如下模型进行检验:

$$M_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 VEP_{ijt} + \beta_2 Control_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$HQD_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 VEP_{ijt} + \gamma_2 M_{ijt} + \gamma_3 Control_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

(2)式中: M 为机制变量,分别代表企业与外界间的信息不对称程度(ASY)和企业漂绿风险(GW)。其余变量与(1)式相同。若(2)式中的 β_1 和(3)式中的 γ_1 和 γ_2 显著,则表示 M 是自愿型环境规制影响企业高质量发展的传导路径。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业高质量发展指数(HQD)。高质量发展内涵丰富,使用单一指标难以全面衡量,需要借助复合指标。本文借鉴田丹和丁宝(2023)的做法,从质量效益、绿色发展、社会共享、公司治理、创新驱动、风险管理6个方面衡量企业高质量发展。表1为高质量发展各个维度的具体度量指标以及使用熵值法计算其指标的相应权重。

表 1 企业高质量发展的具体测度指标及权重

维度		具体指标
质量效益(0.228)	盈利能力	总资产报酬率
	成长能力	营业收入增长率
	市场表现	市盈率
		托宾 Q 值
	偿债能力	资产负债率
流动比率		
运营能力	总资产周转率	
绿色发展(0.236)	绿色治理	ESG 评级环境得分 ^①
	绿色产出	绿色专利数量(加 1 取对数)
社会共享(0.200)	社会声誉	ESG 评级社会得分 ^②
	社会价值	资产纳税率
	员工权益	应付职工薪酬增长率
公司治理(0.148)	治理能力	ESG 评级公司治理得分 ^③
创新驱动(0.185)	创新投入	研发投入比例
		研发人员比例
	创新产出	发明专利数量(加 1 取对数)
风险管理(0.003)	内部风险控制指数	迪博内部控制指数

从权重结果来看,质量效益、绿色发展、社会共享、公司治理、创新驱动、风险管理占比分别为 22.8%、23.6%、20.0%、14.8%、18.5%、0.3%。其中质量效益、绿色发展和社会共享占比较高,均为 20%左右;公司治理和创新驱动占比在 15%左右,这再次验证了企业高质量发展不仅要追求经济效益,还要强调绿色发展和社会效益。同时,企业也要考虑其对社会、员工、环境等的影响,注重环境保护,创造社会价值。

2. 解释变量

本文的解释变量为自愿型环境规制(VEP)。自愿型环境规制主要包括企业是否进行 ISO14001 认证(吴龙等,2023)以及企业社会责任报告中的相关描述两部分。具体而言,企业获得 ISO14001 认证、企业社会责任报告中有描述环保理念、环保目标、环保制度等相关内容的,各项具体指标赋值为 1,否则为 0。二者结果相加并累计后标准化得分即得到自愿型环境规制的综合程度评价指标。本文绘制了 2010—2020 年企业自愿型环境规制的综合得分情况。如图 1 所示,企业自愿型环境规制得到明显改善,呈现出稳健上升态势,并在 2016 年后综合指标得分波动上升,这凸显了自愿型环境规制正逐渐成为企业绿色治理的重要方式。近年来,我国环境规制力度不断加强,自愿型环境规制作为企业与政府、社会在环境规制博弈过程中的一种制度创新,是企业基于利润最大化的考虑,是其在经营成本、缴纳罚款和公众压力之间权衡后的一种决策。

①由于田丹和丁宝(2023)使用的万得数据库(Wind)中 ESG 评级环境得分时间年限仅为 2018—2022 年,时间跨度较短,因此本文在此使用 C ESG 数据库中的环境表现优势进行替换。

②由于田丹和丁宝(2023)使用的万得数据库(Wind)中 ESG 评级社会得分时间年限仅为 2018—2022 年,时间跨度较短,因此本文在此使用 C ESG 数据库中的社会表现优势进行替换。

③由于田丹和丁宝(2023)使用的万得数据库(Wind)中 ESG 评级公司治理得分时间年限仅为 2018—2022 年,时间跨度较短,因此本文在此使用 C ESG 数据库中的公司治理表现优势进行替换。

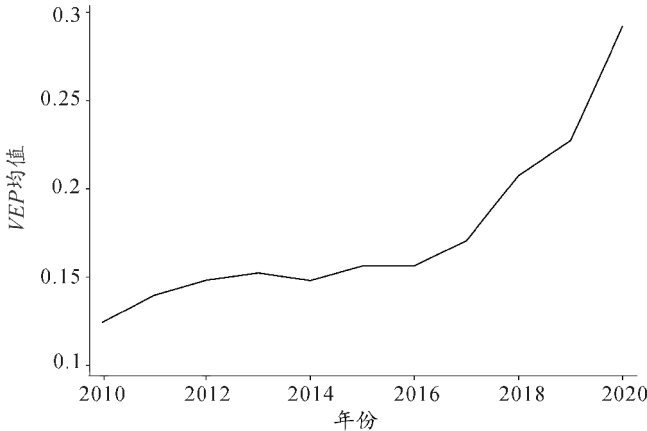


图1 企业自愿型环境规制综合指标得分

3. 控制变量

本文选取了企业层面与地区层面的控制变量,具体包括:(1)企业总资产周转率(*TAT*),定义为企业营业收入与总资产的比值;(2)企业规模(*Size*),定义为企业员工人数的对数;(3)企业现金流量(*Cashflow*),定义为企业经营活动现金流量净额与总资产之比;(4)企业管理费用(*AF*),定义为企业管理费用的对数;(5)企业资产负债率(*Lev*),定义为企业负债总额与资产总额之比;(6)企业高管激励(*Incentives*),定义为企业高管人员前三名薪酬总额的对数;(7)企业固定资产净额(*Fixed*),定义为企业固定资产与总资产之比;(8)企业年龄(*Age*),定义为公司上市时间以来年份的对数;(9)企业资本密集度(*Capital*),定义为企业总资产与营业收入的比值;(10)地区外商直接投资(*FDI*),定义为当年实际使用外资金额与地区GDP的比值;(11)地区产业结构水平(*CYJG*),定义为地区第二产业增加值与地区GDP的比值。

(三) 数据来源与描述性统计

本文以2010—2020年沪深A股上市公司为研究样本。在剔除金融行业以及ST、*ST和PT企业样本,对连续型变量在1%和99%分位上缩尾处理后,本文共获得21 627个观测值。企业财务数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR),省级层面特征数据主要来源于各省份统计年鉴。主要变量的描述性统计如表2所示。

表2 变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>HQD</i>	21 627	0.150	0.109	0.020	0.112	0.725
<i>VEP</i>	21 627	0.177	0.217	0	0.111	1
<i>TAT</i>	21 627	0.618	0.414	0.079	0.524	2.426
<i>Size</i>	21 627	7.727	1.240	4.844	7.652	11.230
<i>Cashflow</i>	21 627	0.047	0.068	-0.152	0.045	0.240
<i>AF</i>	21 627	18.881	1.139	16.636	18.742	22.332
<i>Lev</i>	21 627	0.426	0.205	0.053	0.418	0.884
<i>Incentives</i>	21 627	14.369	0.698	12.708	14.341	16.384
<i>Fixed</i>	21 627	0.216	0.160	0.002	0.185	0.695
<i>Age</i>	21 627	2.853	0.332	1.792	2.890	3.466
<i>Capital</i>	21 627	2.466	1.966	0.412	1.907	12.611
<i>FDI</i> (%)	21 627	6.550	1.096	1.818	6.888	7.638
<i>CYJG</i> (%)	21 627	2.448	0.153	2.185	2.429	2.832

可以看出,基于熵值法测算的企业高质量发展(HQD)均值为0.150,最小值为0.020,最大值为0.725,可见企业高质量发展方面存在一定的差异;企业自愿型环境规制(VEP)综合指标得分的平均值为0.177,标准差为0.217,说明在样本企业间参与自愿型环境规制的意愿具有较大差异性,仍然有企业尚未主动参与自愿型环境规制相关活动。

五、实证结果及分析

(一) 基准回归结果分析

表3报告了自愿型环境规制对企业高质量发展的基准回归结果。从第(1)列和第(2)列的回归结果可以发现,无论是仅加入企业层面控制变量,还是加入省份层面的控制变量并控制时间和企业固定效应,VEP的回归系数均在1%的置信水平下显著为正,即自愿型环境规制能显著推动企业高质量发展,该结果与本文的理论分析相符。这意味着企业通过自愿型环境规制不仅可以提高绿色治理能力,得到相关利益者支持,增强员工积极性,提高劳动效率,还可以形成竞争优势扩大市场份额,有效提升资源配置效率和经济效益,进而推动企业高质量发展。

表3 基准回归结果

	HQD	
	(1)	(2)
VEP	0.111*** (0.006)	0.111*** (0.006)
TAT	-0.006 (0.004)	-0.005 (0.004)
Size	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)
Cashflow	0.005 (0.007)	0.005 (0.007)
AF	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)
Lev	-0.019*** (0.006)	-0.019*** (0.006)
Incentives	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)
Fixed	0.004 (0.008)	0.004 (0.008)
Age	0.013 (0.014)	0.012 (0.014)
Capital	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)
FDI		0.004* (0.002)
CYJG		0.001 (0.025)
常数项	-0.228*** (0.053)	-0.252*** (0.083)
时间固定效应	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
观测值	21 627	21 627
Adj.R ²	0.335	0.336

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。下表同。

(二) 稳健性检验

1. 更换被解释变量

为了确认研究结论的稳健性,本文采用替换被解释变量的方法再次检验自愿型环境规制与企业高质量发展之间的关系。本文借鉴王贞洁和王惠(2022)的做法,基于经济效益和社会效益视角,使用ESG表现优势^①以及OP法测算出的企业全要素生产率两个单项指标替换被解释变量,表4第(1)、(2)列中VEP的系数方向与基准回归结果一致,均显著为正,证明了结论的稳健性。

2. 引入高维固定效应

一方面,产业政策或行业冲击等会影响企业发展,为此在基准回归的基础上加入行业固定效应;另一方面,每个省份对环境保护的支持力度与态度不同,样本期内企业会发生迁移,因此在考虑到数据的可获得性前提下,加入行业和省份固定效应。回归结果如表4第(3)、(4)列所示,依然验证了自愿型环境规制会促进企业高质量发展。

3. 倾向得分匹配(PSM)

考虑到企业进行自愿型环境规制并非随机结果,可能受到企业特质的影响,这将导致样本可能会存在选择偏差问题。为保证估计结果的可靠性,本文进一步使用PSM方法检验自愿型环境规制与企业高质量发展之间的相关关系。具体地,本文分别使用核匹配和半径匹配从其他企业中选择匹配样本,以(1)式中的控制变量作为协变量,并据此进行重新估计。表4第(5)、(6)列为倾向得分匹配的估计结果,VEP的回归系数在1%的置信水平下显著为正,与基准回归结果一致。

表4 稳健性检验 I

	更换被解释变量		引入高维固定效应		PSM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	核匹配	半径匹配
	ESG	TFP	HQD	HQD	HQD	HQD
VEP	5.098*** (0.269)	0.080*** (0.018)	0.110*** (0.006)	0.110*** (0.006)	0.106*** (0.006)	0.107*** (0.007)
常数项	-8.364*** (3.153)	-0.816** (0.391)	-0.200** (0.083)	-0.027 (0.106)	-0.269*** (0.085)	-0.279*** (0.090)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	NO	NO	YES	YES	NO	NO
省份固定效应	NO	NO	NO	YES	NO	NO
观测值	21 627	21 627	21 627	21 627	19 739	17 842
Adj. R ²	0.246	0.706	0.342	0.345	0.335	0.340

4. 剔除特定样本数据

考虑到直辖市与各省份之间的经济发展存在较大差异,以及样本期间企业的迁入或迁出容易受环境规制水平影响,可能存在反向因果问题,使得回归结果产生偏差。因此,本文分别剔除直辖市以及注册地变更的样本企业数据,重新进行回归检验。估计结果如表5所示,剔除特定样本后,自愿型环境规制的系数仍显著为正。

^①本文 ESG 表现优势数据来源为 CNRDS 数据库提供的企业 ESG 表现评分。

表 5

稳健性检验 II

	HQD	
	(1)	(2)
	剔除直辖市数据	剔除注册地变更数据
<i>VEP</i>	0.103 ^{***} (0.007)	0.112 ^{***} (0.006)
常数项	-0.191 [*] (0.103)	-0.147 (0.099)
控制变量	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
观测值	17 450	20 454
<i>Adj. R</i> ²	0.326	0.335

(三) 内生性检验

1. 工具变量法

当一个行业中的企业达到环境认证的标准越多时,同行业的其他企业也会模仿该企业进行相同的环境认证,同时,企业所处地区的绿色发展水平也在一定程度上决定企业是否会主动参与自愿型环境规制。因此,本文借鉴于连超等(2022)的做法,使用自愿型环境规制的行业平均值(*VEP_m*)作为工具变量。同时,企业实施自愿型环境规制后会更容易通过其他绿色认证,提高环境绩效。企业过去的自愿型环境规制表现与当期高质量发展无关,满足相关性和排他性的假设。因此,本文选取自愿型环境规制历史(*VEP_h*)作为第二个工具变量。表 6 回归结果显示,无论使用哪种方法,解释变量的系数均在 1% 的置信水平下显著为正,表明考虑内生性问题后,自愿型环境规制仍对企业高质量发展有显著的促进作用,与基准回归结果一致。此外,识别不足检验、过度识别检验结果以及弱工具变量检验结果均表明本文对工具变量的选取是有效的。

表 6

工具变量的回归结果

	IV 第一阶段	IV 第二阶段
	(1)	(2)
	<i>VEP</i>	<i>HQD</i>
<i>VEP_m</i>	0.118 ^{***} (0.000)	
<i>VEP_h</i>	0.048 ^{***} (0.000)	
<i>VEP</i>		0.081 ^{***} (0.000)
控制变量	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
Hansen J P 值		0.511
Kleibergen-Paaprk LM 统计量		217.020
Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量		180.080
Cragg-Donald Wald F 统计量		428.120
观测值	17 927	17 927
<i>Adj. R</i> ²		0.064

2. Heckman 两阶段回归法

企业环境表现越好,越倾向于参与自愿型环境规制,越能推动企业高质量发展。因此,本文使用 Heckman 两阶段回归法解决此问题产生的内生性问题,回归结果如表 7 所示,自愿型环境规制的回归系数显著为正且逆米尔斯比率(*IMR*)不显著,可以证明该模型能够克服自我选择问题。

表 7 Heckman 两阶段回归结果

	(1)	(2)
	<i>VEP</i>	<i>HQD</i>
<i>VEP_m</i>	0.464 *** (0.023)	
<i>VEP</i>		0.105 *** (0.007)
<i>IMR</i>		0.011 (0.010)
常数项	0.927 *** (0.341)	-0.303 *** (0.097)
控制变量	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
观测值	17 660	17 660
<i>Adj. R</i> ²	0.057	0.316

六、机制分析

上文基准回归结果表明,自愿型环境规制能够显著推动企业高质量发展。根据理论分析,随着环境规制强度日益加大,自愿参与环境规制作为企业注重环境信息披露质量的表现,不仅有助于企业开展绿色创新活动,推动绿色新动能和经济结构升级,抑制企业漂绿风险,还能提高环境信息披露水平,降低企业与外界间的信息不对称,有利于推进企业高质量发展。因此,本文分别从缓解信息不对称和降低企业漂绿风险两个视角,探讨自愿型环境规制对企业高质量发展的作用机理。

(一) 缓解信息不对称

信息不对称是企业经济效益产生差别的主要原因(宋敏等,2021),自愿型环境规制利用环境信息披露与环境治理优势缓解企业与外界间的信息不对称,从而更好地发挥政府的监督作用。高质量的环境信息披露有利于外部投资者了解企业环保绩效和承担社会责任的态度,降低企业与外部投资者的信息不对称程度,从而缓解投资者资金错配和逆向选择。同时,随着利益相关者对企业社会责任关注的日益增多,企业环境信息的披露已成为投资者识别其风险的重要途径,这可能会影响企业不同生产方式的选择。自愿型环境规制会发挥治理效应和声誉效应,推动企业可持续发展。本文借鉴宋敏等(2021),利用公司个股的交易数据作为信息不对称的代理变量(*ASY*),使用流动性比率、非流动性比率以及企业收益率反转等指标进行主成分分析,提取与非对称信息相关的成分。股票流动性越差,意味着信息不对称程度越高。表 8 第(1)列结果表明自愿型环境规制的回归系数在 1%的置信水平下显著为负,自愿型环境规制能显著降低信息不对称程度。同时,第(2)列 *ASY* 的系数显著为负,*VEP*

系数显著为正且较基础回归结果系数有所降低,表明自愿型环境规制能够通过缓解信息不对称来加速企业高质量发展。这可能是因为,与未主动参与环境规制的企业相比,主动参与环境规制的企业会更愿意披露环境信息,从而降低企业与外界间的信息不对称,增强投资者信心,提高消费者对企业环境绩效的关注,助力企业实现高质量发展。

(二)降低企业漂绿风险

环境信息不透明、惩戒机制不完善、实施成本过高会使企业在碳减排过程出现“言行不一”的情况,增加其漂绿风险。漂绿行为会危害、误导公众和消费者,侵蚀企业的信任和声誉,阻碍可持续发展进程。自愿参与环境规制的企业会加强对绿色治理的认识,充分理解绿色治理带来的经济效益和社会效益,使绿色治理意识成为企业文化的一部分,从而提升企业的主动性,提高环境信息的透明度。为考察自愿型环境规制下企业的漂绿风险,本文借鉴苏冬蔚和刘子茗(2023)的做法,使用企业环境信息披露中象征性披露与实质性披露的相对差额(*GW*)度量漂绿风险。定性描述环境披露信息属于象征性披露,具有较强的可操作性,模糊度较高,企业可能会存在漂绿风险;定量描述企业污染排放情况属于实质性披露,透明度较高,企业参与漂绿的动机较小。*GW*具体计算公式如下:

$$GW = \frac{(\text{定性披露项目数量} - \text{定量披露项目数量})}{\text{已披露项目数量}} \quad (4)$$

由表8第(3)、(4)列回归结果可知,自愿型环境规制(*VEP*)对企业漂绿风险(*GW*)的回归系数和企业漂绿风险(*GW*)对企业高质量发展(*HQD*)的回归系数均显著为负,即自愿型环境规制能够通过降低企业漂绿风险来促进企业高质量发展。这可能是因为自愿型环境规制能够通过绿色技术标准和排放许可等方式提高企业社会责任和环境责任履行质量,激励企业开展绿色治理,切实降低企业污染能耗,促使企业开展绿色高效生产模式,从而降低企业漂绿风险;并且自愿型环境规制所提供的技术保障会放大企业社会责任披露的正面作用,这有助于企业在市场上取得核心竞争优势,帮助企业获取更多资源,拓展企业长期发展空间,从而提高企业质量效益。

表8 机制检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ASY</i>	<i>HQD</i>	<i>GW</i>	<i>HQD</i>
<i>VEP</i>	-0.057*** (0.014)	0.109*** (0.006)	-0.266*** (0.032)	0.110*** (0.006)
<i>ASY</i>		-0.035*** (0.004)		
<i>GW</i>				-0.004*** (0.001)
常数项	2.565*** (0.226)	-0.163** (0.082)	0.119 (0.459)	-0.251*** (0.083)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	21 627	21 627	21 627	21 627
<i>Adj. R</i> ²	0.552	0.343	0.042	0.336

七、异质性分析

(一) 地方政府环保支持

在环境治理过程中,仅仅依靠企业自觉履行社会责任完成绿色低碳转型,可能会使企业环境投资动力不足并阻碍其利润增长。政府作为环境治理的重要一方,在财政等方面给予企业环保资助等激励措施可以弥补企业绿色技术创新和环保投资缺口(Montmartin and Herrera, 2015),使企业可以拥有更多资金进行绿色技术设备的更新升级、有盈余资金缴纳环保费及排污费,实现绿色成果转化,对企业高质量发展起着重要作用。因此,为了考察政府环保支持对自愿型环境规制与企业高质量发展的影响,本文在参考肖仁桥等(2022)基础上,使用企业所属各省份同年地区的节能环保支出占财政总支出是否高于其中位数来构造地方环保支持高低的虚拟变量(EPS)进行调节检验。具体而言,若企业所属各省份同年地区的节能环保支出占财政总支出高于其中位数,则为地方环保支持水平较高组,赋值为1,反之为0。表9第(1)列结果显示,地方政府环保支持对企业自愿参与环境规制助力企业高质量发展发挥着显著促进作用,且自愿型环境规制对地方政府高环保支持地区的企业促进作用更大。这可能是因为较高的地方政府环保支持为企业提供了更多的环保基础设施,便于企业调整要素投入,从而提高企业改变发展方式的效率。

(二) 地区经济发展

地区经济发展是促进环境治理、社会保障、科技进步等区域绿色发展的先决条件。企业参与自愿型环境规制需要相对稳定的区域经济环境及充足的经营现金流。可持续发展作为企业发展的重要战略决策会受到地区经济发展的影响。基于此,本文依据企业所属各省份同年地区的生产总值是否高于其中位数,构造地区经济发展水平高低的虚拟变量(GDP)进行调节检验。具体而言,若企业所属各省份同年地区的生产总值高于其中位数,则为经济发展水平较高组,赋值为1,反之为0。结果如表9第(2)列所示,地区经济发展水平高低的虚拟变量和自愿型环境规制的交互项($GDP \times VEP$)系数显著为正,说明较高的地区经济发展水平会增强自愿型环境规制对企业高质量发展的促进作用。原因在于经济发展水平较高的地区具有更加健全的环境监管体系与环保治理制度,在更多的环保支持和环境监管下,企业会更加注重绿色创新和质量效益。对于经济发展水平较低的地区,企业基础相对薄弱,主要依靠主业经营,而企业绿色治理与发展战略密切相关,绿色治理导致的战略偏差会挤压企业主业,阻碍企业平衡经济效益和社会效益。

(三) 媒体关注度

环境监管不仅受到政府的关注还会受到媒体的关注。媒体作为企业和外部市场之间的信息桥梁,较高的媒体关注会增加企业的曝光率、降低公司管理者隐瞒负面新闻的倾向。企业为了获取利益相关者的资源支持以及避免负面新闻被报道甚至被监管处罚,会主动披露信息、积极履行社会责任。基于此,为探究在外界媒体关注下自愿型环境规制能否助力企业高质量发展,本文使用企业被媒体报道的内容新闻总数量是否高于其中位数来构造媒体关注度高低的虚拟变量($Media$)。具体而言,若企业被媒体报道的内容新闻总数量高于其中位数,则为媒体关注度较高组,赋值为1,反之为0。表9第(3)列回归结果显示,相比低媒体关注度企业,自愿型环境规制对高媒体关注度企业的促进作用更强。这可能是因为在外界高媒体关注压力下,企业为了满足利益相关者环保需求,会通过开展绿色创新活动、主动披露

环境信息等行为进行绿色转型,以确保利益相关者的资源持续流入,从而提高企业的核心竞争力。此时企业进行自愿型环境规制所带来的资源效应,在一定程度上能够帮助企业缓解媒体关注带来的压力,推动企业高质量发展。

(四) 企业污染程度

污染物排放量不同的企业自愿参与环境规制、主动提升可持续发展的意愿也不同。与其他类型的环境规制政策相比,命令型或市场型环境规制的监管重点在于重污染行业企业,而自愿型环境规制要求企业发挥主动性和灵活性。本文以是否为重污染行业企业^①构建企业污染程度虚拟变量(*Pollution*)。具体而言,若企业所属行业为重污染行业则赋值为1,反之为0。从表9第(4)列可以看到,自愿型环境规制可以显著促进非重污染行业企业高质量发展的提升,即自愿型环境规制会阻碍重污染行业企业高质量发展。这可能是由于重污染行业企业很难满足环境认证和环境披露需求,强制达到排放要求可能会降低企业生产能力。因此,治理重污染行业企业可能需要自愿型环境规制与其他类型环境规制工具的配合。

表9 异质性分析的回归结果

	<i>HQD</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>VEP</i>	0.092*** (0.006)	0.082*** (0.007)	0.087*** (0.007)	0.128*** (0.008)
<i>EPS</i> × <i>VEP</i>	0.037*** (0.006)			
<i>EPS</i>	-0.004** (0.001)			
<i>GDP</i> × <i>VEP</i>		0.059*** (0.008)		
<i>GDP</i>		-0.010*** (0.002)		
<i>Media</i> × <i>VEP</i>			0.039*** (0.007)	
<i>Media</i>			-0.003** (0.001)	
<i>Pollution</i> × <i>VEP</i>				-0.044*** (0.013)
<i>Pollution</i>				-0.002 (0.005)
常数项	-0.242*** (0.083)	-0.300*** (0.080)	-0.239*** (0.082)	-0.243*** (0.082)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	21 627	21 627	21 627	21 627
<i>Adj. R</i> ²	0.339	0.343	0.339	0.338

八、结论与政策建议

本文以自愿型环境规制为研究视角,利用2010—2020年中国沪深A股上市公司的数

^①本文依据生态环境部(原环境保护部)2008年6月公布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,主要涉及火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸等16个行业与A股企业所在行业匹配,以此划分重污染行业企业。

据,详细分析自愿型环境规制对企业高质量发展的影响。研究发现,自愿型环境规制显著促进了企业高质量发展,并且对于所属地方政府环保支持较大和经济发展水平较高的地区、媒体关注度较高、非重污染行业的企业,自愿型环境规制对企业高质量发展的提升效果更显著。机制分析表明,自愿型环境规制会通过缓解信息不对称、降低企业漂绿风险显著促进企业高质量发展。基于以上结论,本文提出如下建议:

第一,政府应积极鼓励和引导企业自愿参与环境规制。本文结论揭示了自愿型环境规制对环境保护和企业发展的兼顾性,且主要依赖于政府的环保支持与外部关注。因此,政府应通过出台各项激励措施鼓励和强化企业自愿参与环境规制,加快推进企业 ESG 信息披露平台建设,拓宽企业和投资者的沟通渠道,降低企业漂绿风险,为通过认证的企业提供政策性支持,如对企业提供环保补贴,或实施税收减免等。

第二,强化绿色创新和环境信息披露对企业高质量发展的支撑作用。政府应制定相关政策引导和鼓励企业通过绿色创新实现环境治理的目标,促使企业自愿参与环境规制并完善公司环境治理机制。同时,企业作为中国经济活力的主要贡献者,应结合外部环境和自身成本压力灵活协调企业环境战略,加大对绿色技术研发的投入,通过绿色技术创新形成竞争优势并获得更多的绿色支持,以推动企业高质量发展。此外,企业应主动披露环境信息,缓解企业与外界间的信息不对称程度,以获取更多的绿色金融支持。

第三,充分发挥媒体关注的环境治理功能。重视外部媒体关注的信息传递功能在促进企业环境治理和转型升级中的积极作用,为企业高质量发展营造有利的市场环境。重污染企业应主动参与环境治理,自觉接受社会和媒体监督,形成良好的社会声誉。

参考文献:

1. 黄勃、李海彤、刘俊岐、雷敬华, 2023:《数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据》,《经济研究》第3期。
2. 黄速建、肖红军、王欣, 2018:《论国有企业高质量发展》,《中国工业经济》第10期。
3. 潘翻番、徐建华、薛澜, 2020:《自愿型环境规制:研究进展及未来展望》,《中国人口·资源与环境》第1期。
4. 宋敏、周鹏、司海涛, 2021:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期。
5. 苏冬蔚、刘子茗, 2023:《绿色金融改革是否影响企业绿色绩效与漂绿风险?》,《国际金融研究》第4期。
6. 田丹、丁宝, 2023:《企业高质量发展的测度及作用机制研究:基于组织韧性的视角》,《中国软科学》第9期。
7. 万攀兵、杨冕、陈林, 2021:《环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角》,《中国工业经济》第9期。
8. 王垒、李正阳、沙一凡, 2023:《协同还是合谋:异质机构共同持股与企业“漂绿”行为》,《财经论丛》第8期。
9. 王小华、宋檬、杨亦兰, 2023:《金融科技、金融监管与企业高质量发展》,《财经问题研究》第4期。
10. 王一鸣, 2020:《百年大变局、高质量发展与构建新发展格局》,《管理世界》第12期。
11. 王贞洁、王惠, 2022:《低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益二维视角的检验》,《经济管理》第6期。
12. 吴龙、于千惠、平靓, 2023:《中国制造业绿色转型的自愿型环境规制路径——以 ISO14001 环境管理体系认证的作用与局限性为例》,《财贸经济》第4期。
13. 肖仁桥、陈小婷、钱丽, 2022:《异质环境规制、政府支持与企业绿色创新效率——基于两阶段价值链视角》,《财贸研究》第9期。
14. 杨冕、王恩泽、叶初升, 2022:《环境管理体系认证与中国制造业企业出口“增量提质”》,《中国工业经济》第6期。
15. 于连超、董晋亭、张卫国、毕茜, 2022:《ISO14001 环境认证对企业全要素生产率的影响研究》,《管理学报》第9期。
16. 于蔚、汪森军、金祥荣, 2012:《政治关联和融资约束:信息效应与资源效应》,《经济研究》第9期。

- 17.张涛,2020:《高质量发展的理论阐释及测度方法研究》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 18.朱朝晖、林雯、曾爱民、胡英杰,2023:《“绿色工厂”认定对企业绿色创新的影响研究》,《当代财经》第7期。
- 19.Daddi, T., I. Heras-Saizarbitoria, L. Marrucci, F. Rizzi, and F. Testa. 2021. “The Effects of Green Supply Chain Management Capability on the Internalization of Environmental Management Systems and Organization Performance.” *Corporate Social Responsibility and Environmental Management* 28(4): 1241–1253.
- 20.Farrukh, A., S. Mathrani, and A. Sajjad. 2022. “A Natural Resource and Institutional Theory–Based View of Green–lean–six Sigma Drivers for Environmental Management.” *Business Strategy and the Environment* 31(3): 1074–1090.
- 21.Freeman, K. M. 2023. “Overlapping Ownership along the Supply Chain.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, DOI:10.1017/S0022109023001266.
- 22.Goulden, S., M. Negev, S. Reicher, and T. Berman. 2019. “Implications of Standards in Setting Environmental Policy.” *Environmental Science and Policy* 98: 39–46.
- 23.Jiang, Z., Z. Wang, and Y. Zeng. 2020. “Can Voluntary Environmental Regulation Promote Corporate Technological Innovation?” *Business Strategy and the Environment* 29(2): 390–406.
- 24.Kuo, F. I., W. T. Fang, and B. A. Lepage. 2021. “Proactive Environmental Strategies in the Hotel Industry: Eco–innovation, Green Competitive Advantage, and Green Core Competence.” *Journal of Sustainable Tourism* 30(6): 1240–1261.
- 25.Lannelongue, G., J. Gonzalez – Benito, O. Gonzalez – Benito, and C. Gonzalez – Zapatero. 2015. “Time Compression Diseconomies in Environmental Management: The Effect of Assimilation on Environmental Performance.” *Journal of Environmental Management* 147(1): 203–212.
- 26.Lin, X., H. Zhu, and Y. Meng. 2023. “ESG Greenwashing and Equity Mispricing: Evidence from China.” *Finance Research Letters* 58: 1–14.
- 27.Montmartin, B., and M. Herrera. 2015. “Internal and External Effects of R&D Subsidies and Fiscal Incentives: Empirical Evidence Using Spatial Dynamic Panel Models.” *Research Policy* 44(5): 1065–1079.

Voluntary Environmental Regulation and High Quality Development of Enterprises

Song Qinghua¹, Lyu Taiheng² and Zheng Linlin¹

(1:School of Finance,Zhongnan University of Economics and Law;

2:China Energy International Group Co., Ltd.)

Abstract: Enterprises are the micro foundation of economic development. Environmental regulation plays an important role in promoting ecological civilization construction and high–quality economic development. Based on the data of Chinese A–share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2020, this paper empirically examines the impact of voluntary environmental regulation on the high–quality development of enterprises and its mechanism. The results show that voluntary environmental regulation can significantly promote the high–quality development of enterprises. The mechanism analysis shows that voluntary environmental regulation promotes the high–quality development of enterprises by alleviating information asymmetry and reducing the risk of greenwash. Further research finds that voluntary environmental regulation has a greater role for areas with greater environmental support from local governments, higher levels of regional economic development, as well as in higher media attention enterprises and non–heavily polluting enterprises. This study has certain reference value for clarifying the economic consequences of voluntary environmental regulation and promoting high–quality development of enterprises.

Keywords: Voluntary Environmental Regulation, High – quality Development of Enterprises, Information Asymmetry, Greenwash Risk

JEL Classification: M1, L2

(责任编辑:赵锐、彭爽)