

机构投资者对ESG披露价值效应的调节作用

谢枝芬

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年2月21日; 录用日期: 2024年3月1日; 发布日期: 2024年5月9日

摘要

随着绿色可持续发展理念逐渐深入人心, ESG信息披露也受到社会各界的关注。本文立足于自愿披露的现实背景, 以我国2011~2020年1073家A股上市公司为样本, 使用固定效应模型实证分析了ESG信息披露透明度对企业价值的影响和机构投资者及其异质性对该影响的调节作用。并进一步分析了不同情境下调节作用的差异。结果表明: (1) 国内上市公司ESG信息披露具有企业价值提升的功能; (2) 机构投资者能够正向调节ESG信息披露与企业价值的关系, 且相较于压力敏感型机构投资者, 该调节效应在压力抵制型机构投资者中更显著; (3) 不同情景下机构投资者的调节作用存在差异, 在高市场化程度、国有企业以及低污染行业企业调节作用更显著; (4) 拓展性研究发现, 压力抵制型机构投资者能够促进ESG信息披露, 而压力敏感型机构投资者则起到相反的作用。

关键词

ESG信息披露, 企业价值, 机构投资者, 异质性

The Moderating Effect of Institutional Investors on the Value Effect of ESG Disclosure

Zhifen Xie

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Feb. 21st, 2024; accepted: Mar. 1st, 2024; published: May 9th, 2024

Abstract

With the concept of green and sustainable development gradually gaining popularity, ESG information disclosure has also attracted the attention of all sectors of society. Based on the realistic background of green and low-carbon development, this paper takes 1073 A-share listed compa-

nies in my country from 2011 to 2020 as samples, and uses the fixed effect model to empirically analyze the impact of ESG information disclosure transparency on corporate value and institutional investors and their heterogeneity. The differences in regulatory effects in different contexts were further analyzed. The results show that: (1) ESG information disclosure of domestic listed companies has the function of enhancing corporate value; (2) Institutional investors can positively adjust the relationship between ESG information disclosure and corporate value, and compared with pressure-sensitive institutional investors, the Moderating effect is more significant in pressure-resistant institutional investors; (3) There are differences in the regulatory effect of institutional investors in different scenarios, and the regulatory effect is more significant in high marketization, state-owned enterprises, and low-pollution industries; (4) The extended study found that pressure-resistant institutional investors can promote ESG information disclosure, while pressure-sensitive institutional investors have the opposite effect.

Keywords

ESG Disclosure, Firm Value, Institutional Investors, Heterogeneity

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2020年7月21日下午,中共中央总书记习近平在企业家座谈会讲话:“企业既有经济责任、法律责任,也有社会责任、道德责任。”随着我国经济进入新的发展阶段,企业社会责任也逐渐受到社会各界的高度关注。ESG作为一种综合考量企业环境绩效、社会责任承担以及公司治理的绩效评价标准,代表更绿色、更负责、更高效的公司治理模式,高度切合可持续发展和高质量发展要求。ESG披露作为ESG体系的核心和基石[1],是ESG评级和ESG投资的重要依据和参考。在国家的高度关注下,ESG披露意识得到了快速的提升,但相较于国外,我国目前仍处于自愿披露阶段,强制性披露范围小且力度不足,这导致我国企业披露数量少,披露动力不足。因此,探讨我国企业以何种动力进行ESG信息披露,成为推动可持续发展和高质量发展的重要议题。

有研究指出,我国企业进行ESG披露的内在动力仍是实现企业价值的提升和创造[2]。但目前有关二者关系的研究尚未得出一致结论,主要包括正向相关性[3]、负向相关性[4]和没有相关性[5]三种结论。二者错综复杂的关系给企业为何要披露ESG信息带来了巨大的困惑。因此,澄清二者之间的关系对于增强我国企业ESG信息披露动力十分关键。然而,在自愿披露背景下,仅用内部动力解释ESG披露的驱动因素还远远不够。因此,有学者从媒体舆论[6]和制度约束[7]视角表明我国企业增强社会责任披露内在动力还需外部施压,但已有文献较少聚焦于作为ESG报告受众的机构投资者及其异质性。

有鉴于此,本文以2011~2020年A股上市企业为研究样本,揭示了企业ESG信息披露可能存在的主要内在动力,以及机构投资者对ESG披露与企业价值关系存在何种作用。

2. 理论分析与研究假设

2.1. ESG信息披露与企业价值

从信号传递理论来看,为了与未践行ESG信息披露责任的企业区分开来,主动披露ESG信息的企

业更愿意向社会公众展现其在环境保护、社会责任以及公司治理方面的行为，通过此方式向市场传递其稳定向好的积极信号，从而增强投资者的投资意愿和信心，为企业带来更高资本溢价。

具体地，透明的 ESG 信息披露能够传递如下积极信号：一是说明企业具有绿色、负责、高效的公司治理模式，并且能够通过这种负责任的治理模式履行职责，满足企业各方的合法权益，具有长期稳定向好发展的潜力；二是说明企业当前拥有良好的绩效，ESG 披露会增加企业额外的成本，相较于小规模或者绩效不佳的企业，实力更强，资金更雄厚以及规模越大的企业更有意愿和能力其披露其 ESG 信息。因此，越透明的 ESG 信息披露越能够降低与利益相关者之间的信息不对称，同时，越能增强投资者信心，降低融资约束，进而提升企业价值。基于此，本文提出：

H1：ESG 信息披露对企业价值具有正向影响。

2.2. 机构投资者在 ESG 披露与企业价值关系中的调节作用

组织合法性理论认为，企业与其利益相关者间有着一种无形的社会契约[8]，企业的经营必须符合契约要求，否则就会受到来自利益相关者和公众的惩罚。为了降低惩罚成本，在不改变原本组织架构的前提下，企业往往会通过披露更多的环境、社会责任和公司治理方面的信息，以满足利益相关者的要求。因此，来自外部的压力在企业价值与 ESG 信息披露间可能存在调节作用。

机构投资者作为 ESG 报告的受众和企业的利益相关者之一，同样拥有影响企业 ESG 信息披露的能力，机构股东相较于个股股东，持股比例更高，能够通过出售企业股票的形式间接影响公司的治理和 ESG 信息披露行为。同时，机构投资者能够凭借其强大的信息收集和分析能力及时发现企业是否存在虚假披露，进而决定是否继续持有或是抛售公司股票，以此影响企业的股价和其在资本市场上的竞争力[9]，最终迫使企业高层提高 ESG 信息披露透明度。基于此，本文提出：

H2：机构投资者能够在 ESG 信息披露与企业价值间发挥调节作用。

2.3. 不同类型机构投资者在 ESG 披露与企业价值关系中的调节作用

不同类型机构投资者其投资目标及参与公司治理方式存在差异，从而对企业 ESG 披露也可能持不同态度，因此，仅通过机构投资者整体持股比例分析其在 ESG 披露与企业价值关系中的调节作用可能还不够准确。Brickley 等(2007)将与企业存在商业关系的机构投资者定义为压力敏感型，反之定义为压力抵抗型[10]。前者由于其便利性，较压力抵抗型机构投资者更容易取得其投资组合中企业的内部信息，而对于企业公开的 ESG 信息可能关注度较低，同时可能会为了维持其信息优势而阻碍企业披露信息；后者资金来源特定且受严格法制监管，且与持股机构没有商业关系，导致内部信息获取困难，信息不对称风险更大，而透明的 ESG 信息披露，能够降低不确定性风险，能够为压力抵抗型机构投资者做出有效的持股决策提供保障，因此，会更关注企业的 ESG 信息，在监督管理层上显示出更大积极性。基于此，本文提出：

H3：相较于压力敏感型机构投资者，压力抵抗型机构投资者更能够调节 ESG 信息披露与企业价值的关系。

3. 研究设计

3.1. 变量选择与定义

(1) 被解释变量

本文主要探讨企业 ESG 信息披露对企业的资产在资本市场上的反应，因此，本文选择使用较多的托宾 Q 值衡量企业价值。美国经济学家 James Tobin 将托宾 Q 系数定义为该系数为企业股票市值对股票所代表的资产重置成本的比值。比值的大小能够反映市场投资者对企业管理前景的看好程度，比值越大，表

明市场投资者越看好企业的管理前景，因此也更愿意用超过该企业资产价值的价格来购买其股票，反之。

托宾 Q 比值的计算公式如下：

$$\text{托宾 Q 值} = \frac{\text{总资产的市场价值}}{\text{总资产的重置成本}} = \frac{(\text{股权的市值} + \text{负债的账面值})}{\text{总资产的账面值}}$$

(2) 解释变量

本文重点考察 ESG 信息披露程度对企业价值的影响，以往的研究多用权威机构的 ESG 评级数据衡量公司的 ESG 披露水平。但这种方法有两个缺点：一是没有统一的评级标准和评级要求[11]，评级机构由于选取的 ESG 关键词和权重不同，对同一家公司的 ESG 评级也不同，可能导致结论偏颇[12]。二是企业管理者可能会采取策略和行动，如贿赂评级机构、隐瞒有害信息和“洗绿”来提高 ESG 评级得分，将损害企业的长期价值[13]。因此，本文选取来自彭博(Bloomberg)数据库中的 ESG 披露得分数据作为解释变量。彭博(Bloomberg) ESG 信息披露得分用于衡量一家企业公开报告的 ESG 数据的数量，并不衡量企业在环境、社会和治理(ESG)问题上的实际表现，更加契合本文的研究。

(3) 调节变量

随着我国证券市场规模的不断扩大，机构投资者持股市值占比逐年提升，在新冠疫情时期，ESG 信息披露质量高的企业表现出更强的抗压性，疫情爆发之后，机构投资者在做投资决策时也愈发关注企业的 ESG 信息披露。本文借鉴袁冬梅等(2021) [14]的做法，选取整体机构投资者持股比例作为机构投资者的代理变量。并借鉴赵钰桓(2019) [15]的做法，将机构投资者分为压力敏感型和压力抵抗型。

(4) 控制变量

考虑到其他变量对实证结果可能带来的影响，借鉴已有文献[16]，引入如下控制变量：公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、现金流比率(CF)、营业收入增长率(Growth)、第一大股东持股比率(Top1)、固定资产比率(Fixed)、虚拟变量产权性质(SOE)、两职兼任虚拟变量(DUAL)、市场化程度(MP)。具体变量定义如表 1 所示。

Table 1. Variable definition table

表 1. 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业价值	TobinQ	(流通股市值 + 非流通股市值 + 负债账面值)/总资产
解释变量	ESG 披露得分	ESG	公司 ESG 披露数量，数量越多，得分越高
调节变量	机构投资者持股	INVH	机构投资者持股总数/流通股本
	压力敏感型投资者	INVH (Presenti)	(保险公司持股数量 + 信托公司持股数量 + 企业年金持股数量 + 券商持股数量 + 券商理财产品持股数量)/A 股合计
	压力抵制型投资者	INVH (Preresi)	(基金持股数量 + 社保基金持股数量 + QFII 持股数量)/A 股合计
控制变量	企业规模	Size	年总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
	现金流比率	CF	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	营业收入增长率	Growth	(本年营业收入 - 上一年营业收入)/上一年营业收入
	第一大股东持股比率	Top1	第一大股东持股数量/总股数
	固定资产比率	Fixed	固定资产/总资产
	产权性质	SOE	虚拟变量，国有控股企业取值为 1，其他为 0
	两职兼任	DUAL	虚拟变量，董事长与总经理是同一个人取值为 1，否则为 0
	市场化程度	MP	虚拟变量，根据《中国分省份市场化指数报告(2018)》各省份市场化指标排名，所在省份市场化指数大于年度中位数为 1，反之为 0

3.2. 模型设定

本文基于前文分析，建立如下模型以检验 ESG 信息披露对企业价值的直接影响：

$$\text{TobinQ}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ESG}_{it} + \alpha_2 \text{Controls}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 代表企业， t 代表年份， TobinQ_{it} 代表了企业 i 在第 t 年的企业价值， Controls_{it} 为 i 企业第 t 年的 ESG 信息披露得分， Controls_{it} 代表控制变量，使用包含公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、现金流比率(CF)、营业收入增长率(Growth)、第一大股东持股比例(Top1)、固定资产比率(Fixed)、产权性质(SOE)、两职兼任(DUAL)控制公司的规模、负债的水平、偿债能力、可持续发展能力、股权集中度、固定资产闲置水平、产权性质、董事会权力制衡水平等方面的差异，考虑到市场化程度可能会对 ESG 信息披露与企业价值关系产生影响，故在控制变量中加入了市场化程度(MP)。详细的变量定义可见表 1。 $\sum \text{Year}$ 和 $\sum \text{Firm}$ 分别代表时间固定效应和个体固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。本文重点关注模型(1)、模型(2)和模型(3)中的系数 α_1 、 θ_3 和 β_1 。

本文进一步构建调节效应模型以检验机构投资者持股对 ESG 披露与企业价值关系的调节作用。借鉴 Balli and Sørensen (2013) [17]，建立如下调节效应模型：

$$\text{TobinQ}_{it} = \theta_0 + \theta_1 \text{ESG}_{it} + \theta_2 \text{INVH}_{it} + \theta_3 (\text{ESG}_{it} * \text{INVH}_{it}) + \gamma_4 \text{Controls}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

另外，为了回答机构投资者是否会对企业 ESG 披露行为产生影响，以及不同类型的机构投资者对 ESG 信息披露产生的影响是否存在差异性，存在何种差异性问题建立模型：

$$\text{ESG}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{INVH}_{it} + \beta_2 \text{Controls}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.3. 样本选择与数据来源

本文选择 2011~2020 年我国沪深 A 股上市公司为研究样本。并对原始样本做了以下处理：(1) 剔除了 ST 和*ST 类样本数据以及金融保险类企业；(2) 删除了相关数据缺失的样本；(3) 为了避免异常值对结果的干扰，本文对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。最终获得包含 1073 家上市企业，共 8737 个样本观测值的非平衡面板数据。ESG 信息披露数据选自彭博数据库中 ESG 信息披露得分；财务数据来自 CSMAR；市场化程度的划分借鉴王小鲁的《中国分省份市场化指数报告(2018)》。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

由表 2 的描述性统计结果可知，样本企业 TobinQ 的均值为 2.1261，标准差为 1.5812，最大值超过 9，而最小值只有 0.8116，说明我国 A 股上市公司的企业价值存在较大差异。在 ESG 信息披露方面，最 ESG 披露的均值在 20.8777，说明我国 A 股上市企业 ESG 披露整体水平不高。变量之间的差异性为本文的研究提供了契机。同时，机构投资者持股比例 INVH 的均值为 50.8%，表明了机构投资者在 A 股上市公司的股权结构中的重要地位，所以其对企业管理者经营决策的影响不可小视。其他控制变量的描述性统计结果与已有文献基本保持一致，在此不再进行详细的说明。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
TobinQ	8737	2.1261	1.5812	9.7897	0.8116	1.5783
ESG	8737	20.8777	6.7022	44.6281	9.5041	20.2479

续表

INVH	8737	0.5081	0.2177	0.8804	0.0208	0.5306
INVH(Presenti)	8737	0.0096	0.0280	0.5883	0.0000	0.0004
INVH(Preresi)	8737	0.0507	0.0647	0.5580	0.0000	0.0261
Size	8737	23.1630	1.3055	27.0010	20.5443	23.0475
Lev	8737	0.4810	0.1958	0.8688	0.0789	0.4922
CF	8737	0.0578	0.0665	0.2458	-0.1250	0.0548
Growth	8737	0.1352	0.3058	1.6069	-0.4978	0.0938
Top1	8737	0.3685	0.1593	0.7695	0.0814	0.3566
Fixed	8737	0.2339	0.1810	0.7476	0.0021	0.1921
SOE	8737	0.5193	0.4997	1.0000	0.0000	1.0000
DUAL	8737	0.1906	0.3928	1.0000	0.0000	0.0000
MP	8737	0.7849	0.4109	1.0000	0.0000	1.0000

4.2. 基准回归分析

本文首先研究了 ESG 信息披露与企业价值的关系,表 3 汇报了使用非平衡面板数据回归分析的结果,经检验,各变量间的 VIF 均值为 1.26,最大值为 1.77,远小于 10,故模型不存在多重共线性。第(1)列为未加入控制变量的回归结果,ESG 信息披露的回归系数为 0.0143,在 1%的显著水平显著为正。第(2)列为加入控制变量,但未控制年份固定效应的回归结果,ESG 信息披露的回归系数为 0.0139,仍然在 1%的显著水平显著为正。第(3)列加入控制变量且控制了年份和个体固定效应之后 ESG 信息披露回归系数为 0.0203,依然 1%的水平显著,表明 ESG 信息披露透明度越高的企业,提高企业价值的可能性越大。

Table 3. Benchmark regression results

表 3. 主回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	TobinQ	TobinQ	TobinQ
ESG	0.0143*** (3.04)	0.0139*** (3.24)	0.0203*** (4.57)
Cons	1.8232*** (18.59)	17.1592*** (14.76)	15.1703*** (10.75)
N	8725	8725	8725
R-squared	0.728	0.697	0.751
Controls	NO	YES	YES
Year	YES	NO	YES
Firm	YES	YES	YES

注: *、**、*** 分别表示值在 0.1、0.05、0.01 水平以上的值,在括弧内表示估计的稳健标准差。下表亦同。

4.3. 调节效应回归分析

4.3.1. 机构投资者对 ESG 披露与企业价值的调节作用

机构投资者调节效应的检验结果如表 4 所示。为了显示机构投资者对 ESG 信息披露与企业价值的调

节机制，对模型(2)进行了回归，回归结果如表 4 第(1)~(4)列所示。为了检验该调节效应在不同类型机构投资者中的差异，本文将机构投资者按照压力抵制型($INVH_{Preresi}$)和压力敏感型($INVH_{Presenti}$)进行分类，代入模型(2)重新回归，回归结果如表 4 第(5) (6)列所示。为避免交互项与自变量和调节变量之间产生高度共线而导致模型估计产生偏差，又对相关变量进行了中心化处理。

第(1) (2)列 $INVH$ 的回归系数均在 1%水平显著为正，说明机构投资者能够提升企业价值。主回归检验结果表明 ESG 信息披露亦能提升企业价。ESG * $INVH$ 的回归系数是本文检验 ESG 信息披露、机构投资者对企业价值交互影响的重要证据。根据表 4 第(3) (4)列发现，在加入控制变量前后 ESG * $INVH$ 的回归系数分别为 0.0436 和 0.0268，且在 1%和 5%的水平显著，说明机构投资者能够对 ESG 信息披露与企业价值的关系起到正向调节作用。第(5)列交互项的系数为 0.1547，且在 1%的水平显著为正，第(6)列交互项的系数为-0.0570，但不显著，表明压力抵制型机构投资者能够对 ESG 披露与企业价值关系的起到正向的调节作用，而压力敏感型机构投资者对二者没有调节作用，表明相较于与企业存在商业关系的机构投资者，不存在商业关系的机构投资者更能够迫使企业披露更多的 ESG 信息，从而提升企业价值。

Table 4. Conditioning effect regression results

表 4. 调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ
ESG			0.0096*** (3.03)	0.0173*** (5.65)	0.0154*** (5.41)	0.0202*** (6.76)
$INVH$	1.2656*** (13.12)	1.3886*** (14.89)	1.3389*** (13.54)	1.4272*** (14.99)		
$ESG \times INVH$			0.0436*** (3.87)	0.0268** (2.49)		
$INVH_{Preresi}$					6.2053*** (28.69)	
$ESG \times INVH_{Preresi}$					0.1547*** (5.45)	
$INVH_{Presenti}$						0.0070 (0.01)
$ESG \times INVH_{Presenti}$						-0.0570 (-0.57)
Cons	1.4782*** (29.62)	15.3875*** (22.63)	1.2249*** (15.34)	15.3257*** (22.53)	14.2946*** (21.73)	15.1727*** (22.04)
N	8725	8725	8725	8725	8725	8725
R-squared	0.733	0.757	0.734	0.758	0.776	0.751
Controls	NO	YES	NO	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES

4.3.2. 机构投资者的调节作用在不同情景下的差异

市场化程度差异。市场化程度的高低在一定程度上能够反映该地区政府和市场之间的关系，同时也代表了市场在资源配置过程中所起作用的大小。一般而言，市场化较低地区的政府对企业的干预偏多，因此，企业为了获取更多的政治资源需要花费成本维护与政府之间的良好关系，过度承担社会责任，这就导致企业整体成本增加。同时市场化较低地区的法治环境较差，企业发布虚假信息所需要付出的代价较低，机构投资者对企业披露的 ESG 信息难以查证，很难做出积极的反馈。

综上，本文预期在高市场化程度地区机构投资者对二者关系的调节作用更显著。回归结果如表 5 (1) (2) 列所示，交乘项的分组回归系数分别为 0.0334 和 0.0063，且前者在 1% 的显著水平显著为正，后者不显著，说明机构投资者在高市场化程度地区对二者关系具有明显的正向调节作用，但未能证明其在低市场化程度地区的调节作用。

Table 5. Differences in the moderating role of institutional investors in different scenarios

表 5. 机构投资者的调节作用在不同情景下的差异

变量	市场化程度		产权性质		污染程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高	低	国有	非国有	高	低
	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ
ESG	0.0164*** (4.75)	0.0187*** (2.61)	0.0073** (2.07)	0.0397*** (7.47)	0.0102** (2.14)	0.0236*** (5.99)
INVH	1.5771*** (14.46)	0.8033*** (3.90)	0.8925*** (8.14)	2.1842*** (13.57)	1.1875*** (7.81)	1.7572*** (14.23)
ESG × INVH	0.0334*** (2.75)	0.0063 (0.24)	0.0005 (0.04)	0.1111*** (5.58)	-0.0144 (-0.90)	0.0722*** (4.88)
Cons	16.1969*** (20.44)	13.7866*** (9.48)	10.2356*** (11.84)	18.4903*** (17.09)	9.9264*** (7.72)	16.6827*** (19.63)
N	6832	1877	4519	4182	3077	5619
R-squared	0.767	0.768	0.738	0.772	0.786	0.755
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES

产权性质差异。不同产权性质的企业在经营战略和管理方式上存在差异，非国有企业较于国有企业受到更少的政府干预。其追求企业价值最大化的动机可能更为明显，因此，机构投资者较于国有企业，对于非国有企业可能更具有参与公司治理的动力。机构投资者迫使企业披露 ESG 信息以减少信息不对称，降低代理成本，最终实现企业价值的提升。

综上，本文预期在非国有企业中机构投资者的调节作用更明显。回归结果如表 5 (3) (4) 列所示，第(3)列交乘项的回归系数为正但不显著，不能说明其调节作用，第(4)列交乘项的回归系数为 0.1111，在 1% 水平显著，说明机构投资者能够在非国有企业中正向调节 ESG 披露与企业价值的关系。

污染程度差异。所处行业的环境脆弱程度可能会影响机构投资者对企业 ESG 披露的态度。本文按照

企业所处行业的污染程度将企业划分为高污染企业和低污染企业¹。迫于环境规制的压力，高污染企业更可能愿意改善企业的环境绩效来减少高额的罚款。此外，相较于低污染企业，社会公众和机构投资者可能会更多地关注高污染企业的环境表现。

综上，本文预期机构投资者在高污染企业中的调节作用更明显。表 5 (5) (6)列汇报了分组回归结果，其中高污染企业交乘项回归系数为负，但不显著，低污染企业交乘项的系数在 1%的水平显著为正，与预期相反。其原因可能是：一方面，高污染企业在改善环境绩效的过程中会投入比不改善环境绩效之前更多的成本，使得很多企业不愿意改善环境绩效，因此也不愿意进行 ESG 信息披露。第二，高污染企业从投资改善环境绩效到环境绩效带给企业利润的周期过长，削弱了机构投资者对高污染企业披露 ESG 信息的热情。

4.4. 稳健性分析

(1) 替换变量。为了保证本文结论的可靠性，参考王波(2022) [16]和王蓉(2022) [18]的做法，将被解释变量托宾 Q (TobinQ)替换成资产收益率(ROA)和市净率(PB)重新进行回归。回归结果如表 6 (1)~(4)列所示，第(1) (3)列未加入控制变量，ESG 披露的回归系数在 1%显著水平显著为正，第(3) (4)列为加入控制变量之后的回归结果，虽然回归系数大小发生变化，但并未改变系数的符号，ESG 披露的系数依然在 1%的水平显著为正。替换变量的结果与主回归结果一致。

Table 6. Robustness check

表 6. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PB	PB	ROA	ROA	TobinQ	TobinQ
ESG	0.0252*** (3.80)	0.0428*** (6.84)	0.0005*** (3.64)	0.0004*** (2.87)		
L.ESG					0.0119*** (3.62)	0.0160*** (4.99)
cons	2.4859*** (17.81)	-0.1528*** (-5.28)	0.0349*** (11.25)	37.1462*** (25.64)	1.8107*** (26.41)	12.4290*** (14.78)
Observations	8717	8717	8725	8725	7376	7376
R-squared	0.620	0.666	0.554	0.681	0.749	0.765
Controls	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(2) 滞后处理。考虑到企业从开始进行 ESG 信息披露到 ESG 信息披露对企业的价值产生影响这一过程可能存在延迟，加上 ESG 信息披露与企业价值之间本身可能存在内生性问题，因此本文对 ESG 信息披露作了滞后一期的处理。回归结果如表 6 第(5) (6)列所示，第(5)列未加入控制变量，滞后期的 ESG 信息披露回归系数在 1%的水平显著为正，第(6)列加入控制变量后结果仍显著。再次证明了本文结论的稳健性。

¹根据中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》和环保部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》，将以下行业定义为重污染行业：B06、B07、B08、B09、C15、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44、D45。

5. 拓展性研究

机构投资者异质性对 ESG 信息披露影响

不同类型机构投资者持股与企业 ESG 信息披露关系的检验结果如表 7 所示。其中，第(1) (3)列是未加入控制变量的回归结果，回归结果显示， $INVH_{Presenti}$ (压力敏感性机构投资者)和 $INVH_{Preresi}$ (压力抵制型机构投资者)的回归系数为-5.6593 和 2.1942，且在 1%水平显著。第(2) (4)列是在综合考虑全样本变量的基础上的回归结果，回归结果显示， $INVH_{Presenti}$ 和 $INVH_{Preresi}$ 的回归系数为-6.8180、2.7693，依然在 1%的水平显著。结果表明，首先，不同类型机构投资者对企业 ESG 信息披露的影响存在差异；其次，压力抵制型机构投资者更加关注企业的长远利益，能够对企业 ESG 信息披露起到积极的促进作用。而压力敏感性机构投资者起到相反的作用，原因可能在于，压力敏感型机构投资者与被投资企业之间存在商业关系或利益联系，所以具有信息优势，因此对披露的 ESG 信息关注较少。

Table 7. The impact of heterogeneous institutional investor shareholdings on ESG disclosure

表 7. 异质性机构投资者持股对 ESG 披露的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
$INVH_{Presenti}$	-5.6593*** (-2.86)	-6.8180*** (-3.45)		
$INVH_{Preresi}$			2.1942*** (2.64)	2.7693*** (3.29)
Cons	20.9349*** (529.25)	-4.6872* (-1.77)	20.7695*** (380.82)	-4.8244* (-1.82)
N	8725	8725	8725	8725
R-squared	0.796	0.798	0.795	0.798
Controls	NO	YES	NO	YES
Year	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES

6. 结论与启示

本文利用彭博 ESG 披露得分数据分析了在以中国为代表的新兴市场中 ESG 信息披露对企业价值的创造和提升功能，并进一步探析了机构投资者及其异质性对 ESG 披露与企业价值关系的调节作用，以及这种调节作用在不同情景中的差异。研究发现：(1) 国内上市公司 ESG 信息披露对企业价值具有显著的正向影响，表明 ESG 信息披露具有价值创造和提升功能；(2) 机构投资者能够正向调节 ESG 信息披露与企业价值的关系，且这种调节作用在不同类型机构投资者中存在明显差异，相较压力敏感型机构投资者，压力抵制型机构投资者更能够迫使企业披露 ESG 信息，进而提升企业价值；(3) 机构投资者的调节作用在不同情境下存在明显差异，在高市场化程度地区，低污染程度行业以及非国有企业中机构投资者的调节作用更明显；(4) 不同类型机构投资者对企业 ESG 信息披露存在截然不同的影响，压力抵制型机构投资者更加关注企业的长远利益对企业 ESG 披露具有显著正向影响，压力敏感型机构投资者反之。

基于上述结论，本文的启示在于：第一，ESG 信息披露具有提升企业价值的功能。因此，加快 ESG 信息披露的顶层设计，依法推动企业强制性披露 ESG 信息，建立符合中国国情和各行业特点、具有中国

特色具体且灵活的披露标准、指引及监督机制刻不容缓。政府需要在按照信息披露相关原则的基础上建立具有全面性、一致性和高质量的信息披露标准的同时, 兼顾完善 ESG 披露监督机制, 防止上市企业弄虚作假。第二, 考虑到机构投资者对 ESG 信息披露与企业价值关系的调节作用, 应该积极带动市场的投资理念主动向 ESG 靠拢。第三, 充分考虑机构投资者异质性对 ESG 信息披露的不同影响, 为了推动企业 ESG 信息披露的发展, 应该规范投资行为, 优化机构投资者的结构。

参考文献

- [1] 白牧蓉, 张嘉鑫. 上市公司 ESG 信息披露制度构建路径探究[J]. 财会月刊, 2022(7): 90-99.
- [2] 李华燊, 吴家曦, 李京文. 浙江省中小企业社会责任调查报告[J]. 管理世界, 2011(9): 1-6+73.
- [3] 王琳, 李亚伟. 强化社会责任信息披露能提升企业价值么?——基于违约风险和同群效应的实证研究[J]. 投资研究, 2022, 41(5): 105-119.
- [4] Wong, J.B. and Zhang, Q. (2022) Stock Market Reactions to Adverse ESG Disclosure via Media Channels. *The British Accounting Review*, **54**, Article ID: 101045. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2021.101045>
- [5] Landi, G. and Sciarelli, M. (2019) Towards a More Ethical Market: The Impact of ESG Rating on Corporate Financial Performance. *Social Responsibility Journal*, **15**, 11-27. <https://doi.org/10.1108/SRJ-11-2017-0254>
- [6] 翟胜宝, 程妍婷, 许浩然, 童丽静, 曹蕾. 媒体关注与企业 ESG 信息披露质量[J]. 会计研究, 2022(8): 59-71.
- [7] 刘穷志, 张莉莎. 制度约束、激励政策与企业环境信息披露[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(4): 32-48.
- [8] Brown, N. and Deegan, C. (1998) The Public Disclosure of Environmental Performance Information—A Dual Test of Media Agenda Setting Theory and Legitimacy Theory. *Accounting and Business Research*, **29**, 21-41. <https://doi.org/10.1080/00014788.1998.9729564>
- [9] 丁方飞, 范丽. 我国机构投资者持股与上市公司信息披露质量——来自深市上市公司的证据[J]. 软科学, 2009, 23(5): 18-23.
- [10] Brickley, J.A., Lease, R.C. and Smith, C.W. (1988) Ownership Structure and Voting on Antitakeover Amendments. *Journal of Financial Economics*, **20**, 267-291. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90047-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90047-5)
- [11] 李晓蹊, 胡杨麟, 史伟. 我国 ESG 报告顶层制度设计初探[J]. 证券市场导报, 2022(4): 35-44.
- [12] Clementino, E. and Perkins, R. (2021) How Do Companies Respond to Environmental, Social and Governance (ESG) Ratings? Evidence from Italy. *Journal of Business Ethics*, **171**, 379-397. <https://doi.org/10.1007/s10551-020-04441-4>
- [13] Avetisyan, E. and Hockerts, K. (2017) The Consolidation of the ESG Rating Industry as an Enactment of Institutional Retrogression. *Business Strategy and the Environment*, **26**, 316-330. <https://doi.org/10.1002/bse.1919>
- [14] 袁冬梅, 王海娇, 肖金利. 机构投资者持股、信息透明度与企业社会责任[J]. 重庆社会科学, 2021(10): 82-107.
- [15] 赵钰桓, 郭茂蕾. 机构投资者持股对企业价值影响研究——基于机构投资者异质性视角的实证研究[J]. 价格理论与实践, 2019(9): 88-91.
- [16] 王波, 杨茂佳. ESG 表现对企业价值的影响机制研究 C 来自我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 软科学, 2022, 36(6): 78-84.
- [17] Balli, H.O. and Sørensen, B.E. (2013) Interaction Effects in Econometrics. *Empirical Economics*, **45**, 583-603. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0604-2>
- [18] 王蓉. 成本——收益视角下 ESG 信息披露与企业价值关系研究[J]. 上海对外经贸大学学报, 2022, 29(4): 74-86.