

目的国强制性非财务信息披露与中国供应商绿色并购* ——来自中国出口贸易的证据

• 吴滋润¹ 李青原²

(1 华南师范大学经济与管理学院 广州 510006; 2 武汉大学经济与管理学院 武汉 430072)

【摘要】在气候危机日益严峻、可持续发展共识不断深化的背景下，伴随着中国深度融入全球价值链分工体系，国际强制性非财务信息披露政策如何通过出口贸易渠道影响中国企业绿色战略行为，是亟待深入探索的问题。本文以出口目的国实施的强制性环境、社会和治理（ESG）披露政策为准自然实验，采用交错双重差分（DID）模型，系统考察此类政策通过出口贸易渠道对中国供应商绿色并购决策的影响及其机制、异质性和经济后果。（1）基准回归结果显示，出口目的国强制性 ESG 披露政策显著促进了中国供应商的绿色并购行为，该结论经过平行趋势检验、替换变量、控制混淆政策、安慰剂测试等一系列稳健性检验后依然成立。（2）机制分析表明，政策效果通过双重路径实现：一是客户倒逼压力，即下游客户为规避供应链 ESG 风险向供应商传递合规要求；二是供应商主动传递绿色转型信号，即借助绿色并购向国际市场展示环境承诺。（3）异质性分析发现，该促进效应在污染型企业、非国有企业及面临较强政府环境监管的企业中更为显著。（4）经济后果检验证实，绿色并购有助于提高企业对政策实施国的出口水平及其自身环境信息披露质量。此外，资产剥离也是企业响应该政策的重要方式。本文为理解强制性非财务信息披露的跨境影响以及企业在国际 ESG 规制下的绿色转型提供新的实证依据，研究结论对完善相关政策、推动企业绿色转型具有重要启示。具体而言，政府应完善非财务信息披露法规，加强环境监管与绿色转型国际合作；客户企业应提升自身绿色绩效，以带动供应链可持续发展；企业自身也可通过绿色并购传递转型信号，同时需防范盲目并购与“漂绿”行为，切实助力“双碳”目标实现。

【关键词】强制性非财务信息 强制性 ESG 披露 出口贸易 跨国供应链 绿色并购
中图分类号：F742 文献标识码：A

* 基金项目：国家自然科学基金重点项目“环境治理目标下的公司财务、会计和审计行为研究”（项目批准号：72332003）。

作者简介：吴滋润（1998—），特聘副研究员，主要研究资本市场财务与会计、环境会计。李青原（1977—），教授，主要研究资本市场会计、环境会计、审计、税收。

通讯作者：李青原，E-mail: qyli@whu.edu.cn。

1. 引言

在气候危机日益严峻、可持续发展共识不断深化的背景下，企业的非财务表现已成为衡量其长期价值与风险的关键维度。这一趋势推动了监管模式的转变，即从自愿性披露走向强制性非财务信息披露。此类政策旨在通过法律法规，强制要求企业公开其财务报表以外的环境与社会影响信息，以提升透明度。大部分研究以全球多国（地区）实施的环境、社会和治理（ESG）披露政策为准自然实验，探讨了强制性非财务信息披露对本国企业的直接影响，包括盈利能力、污染排放水平（Chen et al., 2018）和股票流动性（Krueger et al., 2024）等。然而，在全球监管浪潮下，国际客户日益将环境或气候标准嵌入供应商管理体系，使得强制性非财务信息披露政策沿着跨国供应链传递（Schiller, 2018），无法适应政策变化和客户需求的供应商将面临供应链中断风险，并丧失国际竞争优势。以苹果公司为例，2022 年苹果公司发布的《供应链中的人与环境报告》表明，有 24 家供应商因未达到其 ESG 要求而被移出供应链，另有 9% 的潜在供应商因 ESG 风险较高而失去参与其供应链的资格。中国作为世界贸易大国，在全球价值链分工体系中承担重要角色，不可避免地通过出口暴露于外国政策冲击和客户压力之下。面对这一压力，企业必须采取行动以实现绿色转型。其中，绿色并购作为一种能快速获取绿色技术的手段（潘爱玲等，2019），其战略地位逐渐凸显。

绿色并购因其速度优势和“眼球效应”，已成为企业寻求绿色转型的重要选择，具备向市场传递积极信号的功能（陈海强等，2024；李善民等，2020）。在国际客户与中国供应商存在信息不对称的情况下，中国供应商可通过绿色并购的形式，向客户展示自身的绿色转型能力和意愿，以区别于其他供应商，增强自身竞争力。事实证明，绿色并购对企业环境绩效具有积极影响，能够推动企业实现低碳转型。近年来，不少企业利用并购来获取绿色技术，例如，2022 年 5 月，紫金矿业收购 ST 龙净，取得其控制权，ST 龙净在除尘及脱硫烟气治理、工业废水及植被修复技术等领域与紫金矿业矿山、冶炼板块的环保治理业务产生协同效应，紫金矿业也获得了能源领域的装备制造技术，环保竞争力进一步提升。Barros 等（2022）研究表明，在并购之后，企业 ESG 表现提升，同时更多地从事有社会责任的活动。然而，既有文献大多关注本国气候风险或相关政策对企业并购活动的直接影响（Bai et al., 2024；Chen et al., 2024），忽视了强制性非财务信息披露政策通过跨国供应链对上游企业绿色并购战略产生的溢出效应。鉴于此，本文重点关注国际强制性非财务信息披露政策，能否通过出口贸易联系激励中国出口供应商发起绿色并购，以向市场传递绿色转型信号。

具体而言，本文基于出口贸易联系，利用 2007—2016 年中国上市公司与海关匹配数据，以及全球多国强制性 ESG 披露政策的实施时间，采用交错 DID 方法，考察目的国强制性非财务信息披露对中国出口供应商绿色并购的影响。研究发现，在受到目的国相关政策影响后，中国出口供应商的绿色并购显著增加。机制检验表明，客户倒逼压力和供应商向市场传递绿色转型信号是重要动因。异质性分析发现，在污染型、非国有及面临较强政府环境监管的企业中，出口目的国强制性 ESG 披露

政策对绿色并购的促进作用更为显著。进一步分析表明, 中国出口供应商开展绿色并购有助于提升出口竞争力和环境信息披露质量。同时, 除了参与绿色并购这一重组类型之外, 中国出口供应商还会通过资产剥离的方式来实现绿色发展, 以响应目的国客户的关注和需求。

本文的边际贡献有: 第一, 从国际供应链视角拓展了企业绿色并购动因的相关研究。现有文献大多从正式和非正式环境规制两方面探讨企业绿色并购的驱动因素, 主要关注政府 (邱金龙等, 2018)、投资者 (潘爱玲等, 2024) 和媒体 (潘爱玲等, 2019) 的作用, 对国际客户这一关键利益相关者的关注相对不足。本文突破这一局限, 论证了外国客户 ESG 披露政策会显著促进中国供应商的绿色并购, 表明绿色并购是中国供应商应对跨国 ESG 压力的一种战略性行为反应模式, 为理解企业绿色并购动因提供了新视角。在实证上, 本文基于外国政策冲击和本国供应商数据, 运用交错双重差分方法, 有效缓解了内生性问题 (Wang, 2023; Chen et al., 2024), 为上述因果关系提供了稳健的证据。

第二, 本文深化了对供应链上 ESG 政策溢出效应的认识。尽管已有研究证实强制性 ESG 披露政策会沿供应链产生溢出效应, 但大多数聚焦于供应商的综合 ESG 绩效 (Schiller, 2018), 未能充分讨论其如何通过出口贸易渠道影响中国供应商的具体绿色战略选择, 也未能深入揭示供应商为应对压力所采取的具体战略行为。本文以绿色并购这一战略性调整为切入点, 与内部研发投入不同, 绿色并购是企业快速获取关键绿色技术、资产与能力的重要战略手段 (潘爱玲等, 2019)。本文发现外国客户的强制性 ESG 披露政策能通过出口贸易显著推动中国供应商开展绿色并购, 这不仅揭示了出口贸易是 ESG 政策跨国溢出的重要路径, 也表明供应商会采取战略性资产重组来响应客户 ESG 压力。因此, 本文为 ESG 政策的跨国溢出效应提供了新证据, 研究视角也从传统的绩效评估延伸至具体战略调整与能力重塑。

第三, 本文揭示了强制性非财务信息披露政策产生积极溢出效应的重要保障或辅助机制, 为企业绿色转型提供政策启示和借鉴意义。本文的研究结果表明, 在地方政府环境监管力度较强、外国客户议价能力较高的情境下, 政策效果更为显著, 这说明政府环境规制和客户压力均具有明显的环境治理功能, 二者共同形成推进企业绿色转型的市场与非市场力量。因此, 本文为理解强制性非财务信息披露政策的作用提供了依据, 也对双循环格局下寻求企业绿色转型路径具有参考价值。

2. 文献综述、理论分析与研究假说

2.1 文献综述

绿色并购是企业开展绿色投资的一种实现方式, 指企业通过并购重组获得绿色资源或清洁技术, 以实现绿色转型 (邱金龙等, 2018)。现有文献主要从绿色并购的经济后果和影响因素两方面展开分析。从经济后果看, 绿色并购可以改善企业的形象和声誉, 助力其获取组织合法性, 进而赢得利益相关方支持, 推动绿色技术创新 (Liang et al., 2022)。对于重污染企业而言, 绿色并购能够改善环境绩效 (Zhao et al., 2022), 增强其风险承担能力 (Li et al., 2020)。从影响因素看, 既有文献主

要围绕制度压力、区域非正式制度与外部市场力量三大维度展开。在制度压力方面，环境规制工具类型显著影响企业绿色并购策略（邱金龙等，2018）。以环境空气质量标准（吴烨伟等，2023）和环境保护税（Hu et al.，2023）为代表的环境法规均展现了对企业绿色并购的促进效应，而减税激励政策（吴烨伟等，2023）和绿色金融政策（陈海强等，2024；Yi et al.，2024）则通过信号效应和财务激励提高了企业参与绿色并购的意愿和能力。区域非正式制度通过文化嵌入与政商关系驱动企业绿色转型。一方面，儒家文化会对企业的发展意识产生显著影响，使其自发性抑制环境不友好行为，促进绿色并购（潘爱玲等，2021）。另一方面，亲清政商关系能够改变寻租型企业的传统经营理念，强化政府的环境治理职责，从而激励企业进行绿色并购（罗进辉等，2023）。在外部市场力量方面，媒体和投资者扮演了重要的角色，企业面临的媒体负面报道压力越大，其越倾向于发起绿色并购以规避压力（潘爱玲等，2019）。同时，中小投资者环境关注增加了企业的监管压力和声誉风险，提升了管理层的环保意识，从而有助于促进重污染企业开展绿色并购（潘爱玲等，2024）。综合以往文献可发现，鲜有研究关注供应链上的利益相关者对企业绿色并购行为的影响。为此，本文借助全球多国强制性 ESG 信息披露政策冲击，试图从外国客户的角度探究企业绿色并购的驱动因素，以期弥补相关研究的不足。

2.2 理论分析与研究假说

近几十年来，众多国家和地区相继实施了强制性环境、社会和治理（ESG）披露法规，以推动企业提供更加规范、透明的非财务信息，满足利益各方的信息需求。本文参照 Krueger 等（2024）的研究，收集全球强制性 ESG 披露法规的实施时间。截至 2022 年，全球共有 38 个国家和地区实施了此类政策，普遍提升了企业对 ESG 相关问题的重视程度。同时，大多数法规要求企业披露供应链相关的尽职调查程序和风险（Lu et al.，2023），这为外国客户强制性 ESG 披露政策影响出口供应商 ESG 行为提供了制度基础。供应商在 ESG 方面的声誉和法律风险已成为客户 ESG 风险的重要组成部分，因此，客户有强烈的动机迫使供应商改善 ESG 管理实践。基于此，本文接下来从客户倒逼效应与信号传递效应两个维度，阐释目的国强制性 ESG 披露政策如何驱动中国出口供应商开展绿色并购。

2.2.1 客户倒逼效应

出口目的国实施的强制性 ESG 披露政策通过供应链将下游客户的合规压力传导至上游，从而倒逼供应商进行绿色转型，采取绿色并购行动。该政策直接改善了受规制企业的信息透明度，强化了外部利益相关者对企业环境和社会绩效的监督，使企业暴露于更严格的声誉与合规风险之下（Schiller，2018）。当客户必须公开其环境相关数据时，为改善自身披露表现，应对投资者、监管者等利益相关者的期望，其有效策略之一便是主动管理供应链的环境风险。因为供应商任何不负责任的行为都会损害客户自身的声誉，影响其绿色形象（Shi et al.，2026），这促使客户将环境要求纳入供应商评估与管理流程。在客户-供应商的垂直关系中，客户承受的 ESG 政策压力可通过合同条款及订单威胁等渠道直接传导。若供应商环境绩效不达标，客户可能终止合作关系，这促使供应商寻求

绿色转型。已有研究表明, 供应商的负面 ESG 事件会给客户经营带来不利后果 (Sun et al., 2024; Pankratz and Schiller, 2024), 且当实际冲击超过预期时, 客户终止与现有供应商合作关系的可能性将提高 6%~11% (Pankratz and Schiller, 2024)。例如, 当国际供应商发生环境和社会事件时, 美国企业削减进口的比例高达 31.8%, 终止贸易关系的可能性显著增加 (Bisetti et al., 2026)。对于出口供应商而言, 为了维持合作关系与供应链稳定, 其会积极响应客户需求, 进行绿色转型。内部研发可能面临成本过高、能力不足或速度太慢等问题, 绿色并购便成为供应商快速获取绿色技术和资源的战略性解决方案。

上述压力传导受到供应商-客户关系的影响。对于客户依赖度高的供应商, 其核心收入来源较为集中, 转换成本高昂, 维系与核心客户的合作关系关乎生存与发展。因此, 这类企业对客户需求变动的敏感性更高, 面临因环境不合规而丢失订单的风险较大。若响应客户倒逼压力是主要影响机制, 则对于客户依赖度更高的供应商而言, 其发起绿色并购以满足客户需求的动机越强, 政策效应也应更为显著。据此, 本文提出假说 1:

H1: 出口目的国强制性 ESG 披露政策会促进中国供应商的绿色并购, 该效应在对外国客户依赖度更高的企业中更为显著。

2.2.2 信号传递效应

在信息不对称背景下, 信号理论为理解企业战略行为提供了重要视角。例如, 企业发行绿色债券可被视为向市场释放其环境承诺的信号, 从而吸引重视可持续发展的绿色投资者, 降低融资成本 (陈奉功和张谊浩, 2023; 吴育辉等, 2022; Flammer, 2021)。并购是资本市场中备受瞩目的事件, 能够作为某种信号向市场传递信息, 影响市场中企业利益相关者的决策。在强制性非财务信息披露政策压力下, 企业亟须转型升级, 对环境和社会绩效的关注与日俱增。外国客户作为直接受政策影响的主体, 为管理自身环境风险与声誉, 将加强对其供应商的环境审查与筛选。这迫使供应商采取可信的、可观测的行动, 向客户主动传递绿色转型的积极信号, 以维系供应链关系。在诸多可选战略中, 绿色并购展现出独特的优势。相较于内部环保投资, 绿色并购具有快速释放绿色信号、信号传递效应强烈、可见度高的特点 (潘爱玲等, 2019)。具体而言, 企业自身进行绿色技术创新具有投资周期长、不确定性高、难以被外部客户发觉等特点, 可能并非为释放信号的最佳选择。而绿色并购已被证明是企业向利益相关者传递积极信号的重要途径, 不仅帮助企业在较短时间内获得标的企业的绿色技术, 节省自身进行研发所需的时间成本, 还能通过公开的信息披露将企业的实际绿色行动向市场传递, 改善企业在环境领域的声誉, 获得公众环境关注度 (陈海强等, 2024)。

信号传递的动机强度在企业间具有异质性。那些长期未公布环境信息的供应商, 与客户之间在环境绩效方面的信息不对称问题更严重, 因而其向市场传递绿色转型信号的动机更为强烈。换言之, 若传递绿色转型信号是目的国强制性 ESG 披露政策引致中国出口供应商绿色并购的原因, 则这一效应在环境信息更不透明的供应商企业中应该更为显著。据此, 本文提出假说 2:

H2: 出口目的国强制性 ESG 披露政策会促进中国供应商的绿色并购, 该效应在环境信息透明度较低的企业中更为显著。

3. 数据与变量定义

3.1 数据来源

由于 2006 年会计准则的变化及海关数据库在 2016 年前有较为详细的数据，本文选取 2007—2016 年作为样本期。初始样本包括 2007—2016 年中国 A 股上市公司，根据研究需要，本文采取如下处理：（1）剔除金融行业的样本；（2）剔除 ST、* ST 样本；（3）剔除资产负债率大于等于 1 或小于等于 0 的样本；（4）剔除存在缺失值的样本；（5）为消除异常值的影响，对连续变量进行上下 1% 缩尾处理。本文最终得到 2007—2016 年 20510 个企业-年度观测值。企业的财务信息和并购信息主要来源于国泰安经济金融研究数据库（CSMAR），企业出口信息来源于海关数据库，参照金祥义和戴金平（2019）的做法，将上市公司数据与海关数据库进行匹配，以识别企业的出口目的国^①。

3.2 模型设定与变量定义

为检验出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购决策的影响，本文构建如下计量模型：

$$GMA_{i,t} = \alpha + \beta Reg_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式（1）中， i 表示企业， t 表示年份，被解释变量 GMA 表示绿色并购数量，由 t 年企业 i 的绿色并购次数加 1 取自然对数计算得到。绿色并购的定义参照潘爱玲等（2019）和陈海强等（2024）的研究，搜集上市公司的并购公告，要求上市公司为买方，剔除重组类型为资产剥离、资产置换、债务重组、股份回购的样本，然后采用文本分析法对每次并购的背景和目的、主并企业和标的企业经营范围进行综合分析，判断该项并购事件是否为绿色并购，并据此统计企业的绿色并购次数。核心解释变量 Reg 表示企业是否通过出口暴露于目的国强制性 ESG 披露政策冲击下，其构建方式如下：（1）剔除企业当年出口比例（在 n 国的出口额/当年出口总额）低于 10% 的目的国，以尽可能使目的国强制性 ESG 披露政策对中国出口企业具有约束作用^②；（2）参照 Krueger 等（2024）的研究确定样本期间企业出口目的国实施强制性 ESG 披露政策的年份；（3）借鉴 Iliev 和 Roth（2023）的研究设计确定处理组，即一旦一家企业出口至实行了强制性 ESG 披露政策的国家，则视为开始接受处理， Reg 在该年及以后取值为 1，否则为 0。 $Controls$ 为一系列控制变量，参照陈海强等（2024）的研究，主要包括：企业规模（Size），以总资产的自然对数衡量；资产负债率（Lev），为总负债与总资产的比值；现金资产比率（Cash），为期末现金及现金等价物余额与总资产的比值；资产收益率

① 剔除了目的地为中国香港地区、中国台湾地区和中国澳门地区的样本。

② 在国际贸易中，出口规模占比超过 10% 的目的国可视作为重要市场，故以 10% 为阈值。本文将阈值更改为 5% 或采取保留所有出口目的国的做法，主要结果依然稳健。

(Roa)；董事会规模 (Boardsize)，以董事会人数衡量；独立董事占比 (Indep)；董事长是否兼任总经理 (Dual) 以及销售增长率 (Growth) 等 8 个公司财务与治理变量^①。

3.3 描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。GMA 的均值为 0.1621，说明平均而言，样本企业每年有 0.1621 次绿色并购，是否进行绿色并购 (Is_GMA) 的均值为 0.0937，即样本期间有超过 9% 的样本进行了绿色并购。Reg 的均值为 0.2179，说明约有 22% 的样本企业由于出口贸易受到外国强制性 ESG 披露政策的影响。其他变量同已有研究类似，不再赘述。

表 1		描述性统计				
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	均值	标准差	25 分位	75 分位	50 分位	样本量
GMA	0.0886	0.2933	0.0000	0.0000	0.0000	20510
GMA Num	0.1621	0.5933	0.0000	0.0000	0.0000	20510
Is_GMA	0.0937	0.2914	0.0000	0.0000	0.0000	20510
Reg	0.2179	0.4129	0.0000	0.0000	0.0000	20510
Size	21.8781	1.2754	20.9573	22.6069	21.7187	20510
Lev	0.4406	0.2142	0.2693	0.6088	0.4390	20510
Roa	0.0409	0.0538	0.0141	0.0672	0.0377	20510
Cash	0.1801	0.1497	0.0749	0.2372	0.1334	20510
Growth	0.2176	0.5866	-0.0227	0.2927	0.1194	20510
Dual	0.2376	0.4256	0.0000	0.0000	0.0000	20510
Boardsize	8.8469	1.7475	8.0000	9.0000	9.0000	20510
Indep	0.3699	0.0522	0.3333	0.4000	0.3333	20510

4. 实证结果与分析

4.1 基准回归结果

本文基准回归结果如表 2 所示。其中，第 (1)、(3) 列回归不包含控制变量，第 (2)、(4) 列

^① 本文借助出口贸易识别外国 ESG 政策冲击对本国供应商的影响，最终数据属于企业层面。而关注对一国企业的影响能有效缓解跨国研究中常见的数据非可比性、测量误差及遗漏变量等 (Chen et al., 2024)。

回归包含一系列企业层面的控制变量，就固定效应而言，第（1）、（2）列控制了企业和年份固定效应，第（3）、（4）列进一步控制行业×年份和企业固定效应。在全部四列中，Reg 系数均显著为正，表明目的国强制性 ESG 披露政策有助于促进中国出口供应商的绿色并购。以第（2）列为例，Reg 系数为 0.0212，说明在受到目的国强制性 ESG 披露政策影响后，中国出口供应商的绿色并购显著增加，占样本均值的 23.93%。

表 2 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GMA	GMA	GMA	GMA
Reg	0.0271 *** (2.8113)	0.0212 ** (2.2240)	0.0224 ** (2.3299)	0.0169 * (1.7749)
Size		0.0245 *** (4.0497)		0.0247 *** (3.9849)
Lev		0.0553 ** (2.3880)		0.0611 *** (2.6039)
Roa		0.1132 ** (2.5376)		0.1168 *** (2.5962)
Cash		-0.0973 *** (-4.6123)		-0.0880 *** (-4.0777)
Growth		-0.0008 (-0.2257)		-0.0018 (-0.4962)
Dual		0.0090 (1.1358)		0.0080 (0.9949)
Boardsize		-0.0002 (-0.0560)		-0.0000 (-0.0009)
Indep		0.0744 (1.0493)		0.0639 (0.9035)
Constant	0.0827 *** (39.4190)	-0.4918 *** (-3.6101)	0.0837 *** (39.9403)	-0.4960 *** (-3.5693)
年份固定效应	是	是	否	否
企业固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	否	否	是	是
样本量	20510	20510	20504	20504
调整 R ²	0.2106	0.2139	0.2122	0.2151

注：*** 代表 $p < 0.01$ ，** 代表 $p < 0.05$ ，* 代表 $p < 0.1$ 。括号内为在企业层面聚类的稳健 t 值。下同。

4.2 稳健性检验

为进一步验证上述基准结论的稳健性, 本文进行了如下稳健性检验。

4.2.1 事前趋势检验

平行趋势是 DID 估计的基本前提假设, 本文通过传统的动态检验方法来提供一些基本的证据。具体而言, 将 Reg 替换为一组时间虚拟变量, 反映企业受出口目的国强制性 ESG 披露政策影响的相对年份 (在图形中表示为 -5、-4、-3、-2、-1、0、1、2、3、4、5), 使用前 5 期及以前为基期 (-5)^①。图 1 汇报了目的国强制性 ESG 披露政策对中国出口供应商绿色并购决策随时间变化的动态处理效果 (95% 置信区间)。可以看到, 在受到政策影响前, 处理组和控制组企业在绿色并购数量上无显著差异, 没有明显的事前趋势; 而在受到政策影响后, 两组企业的绿色并购数量出现明显分化, 相对于控制组企业而言, 受出口目的国强制性 ESG 披露政策影响的中国出口供应商, 其绿色并购显著增加。

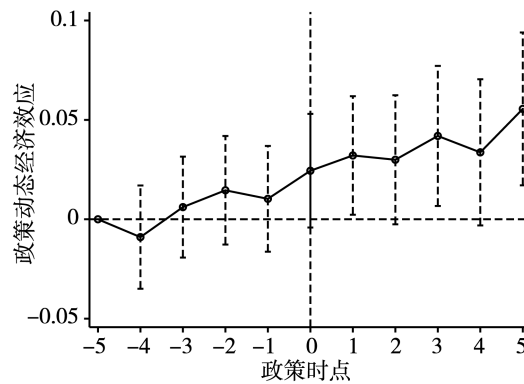


图 1 事前趋势检验

4.2.2 交错 DID 有效性检验

为了解决交错 DID 估计中的潜在偏差 (Baker et al., 2022), 本文进行了以下检验: 第一, 利用 Goodman-Bacon 分解测试 (Goodman-Bacon, 2021) 来检查交错 DID 估计是否因低效的比较而有偏差; 第二, 采用堆叠 DID (Stacked DID) 估计来缓解在交错 DID 估计中对异质性处理效果的担忧。

首先, 基于 Goodman-Bacon (2021) 的研究, 本文分解了交错 DID 估计中各类跨组别比较的权重。表 3 中的结果表明, 以从未接受处理的企业作为控制组的组别 (treatment vs. never treated) 权重为 0.8021, 平均估计处理效应为 0.0161, 这表明本文估计的处理效果大多来自处理组和从未接受处

^① 使用以 -1 期为基期的结果也依然支持平行趋势假设。

理组之间的比较（80.21%）。而其他组别所占权重和平均估计系数均较小。因此，本文的交错 DID 估计不因低效的比较而有较大偏差。

表 3 Goodman-Bacon 分解

组 别	估计系数	权重
treatment vs. already treated	-0.0020	0.0944
earlier treatment vs. later control	-0.0006	0.0479
later treatment vs. earlier control	0.0002	0.0556
treatment vs. never treated	0.0161	0.8021

其次，为缓解交错 DID 估计中关于异质性处理效应的担忧，本文参考 Cengiz 等（2019）的研究设计，采用堆叠 DID 估计。具体来说，对于每个处理年（事件年），构建一个队列（cohort）集，该队列集包括在事件前 4 年到事件后 4 年的窗口内所有企业-年的观测值。同时，本文要求所有队列中的控制组为从未接受处理的企业，然后将所有队列集堆叠在一起，并使用堆叠的面板估计如下方程：

$$GMA_{i, c, t} = \alpha + \beta Reg_{i, c, t} + \gamma Controls_{i, c, t} + \delta_{i, c} + \mu_{c, t} + \varepsilon_{i, c, t} \tag{2}$$

其中，下标 i 表示企业、 c 表示队列、 t 表示年份。模型中包含企业和队列交乘固定效应 $\delta_{i, c}$ 、队列和年份交乘固定效应 $\mu_{c, t}$ ，其余变量同基准回归一致，标准误在企业层面聚类。为保证结论的稳健性，本文也在企业-队列层面进行聚类。

表 4 汇报了堆叠回归的估计结果。全部两列结果中，Reg 系数均在 5% 的水平上显著为正，表明本文的基准结论对堆叠 DID 估计仍然是稳健的，也证实了交错 DID 估计对异质性处理效果不敏感。

表 4 堆叠估计结果

变 量	(1)	(2)
	GMA	GMA
Reg	0.0245 ** (2.4116)	0.0245 ** (2.5748)
Constant	-0.3801 ** (-2.3483)	-0.3801 *** (-5.3408)
控制变量	是	是
队列×年份固定效应	是	是
企业×队列固定效应	是	是
样本量	92818	92818
调整 R^2	0.2307	0.2307
聚类层级	企业	企业-队列

4.2.3 替换变量

为进一步确保基准结论的稳健性, 本文采取以下检验: 一是替换被解释变量, 分别使用绿色并购虚拟变量 Is_GMA (若企业当年发起了绿色并购则取值为 1, 否则取值为 0)、原始次数 GMA_{Num} (使用泊松分布模型进行回归) 及金额 GMA_{Value} (取自然对数) 重新进行回归。表 5 的结果显示, Reg 系数均显著为正, 表明目的国强制性 ESG 披露政策增加了中国出口供应商进行绿色并购的可能性和规模。二是重新定义关键解释变量 $Reg1$, 若企业 t 年由于出口受到目的国强制性 ESG 披露政策的影响, 则 $t+1$ 年及以后取值为 1, 否则为 0 (不包括 t 年)。表 5 第 (4) 列的回归结果显示, $Reg1$ 系数显著为正, 与基准回归一致^①。

表 5 替 换 变 量

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Is_GMA	GMA_{Num}	GMA_{Value}	GMA
Reg	0.0263 *** (2.6874)	0.1978 * (1.6541)	0.4104 ** (2.3542)	
$Reg1$				0.0191 * (1.9542)
Constant	-0.5392 *** (-4.0390)	-2.8412 * (-1.8419)	-10.3417 *** (-4.0377)	-0.4937 *** (-3.6239)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	20510	8078	20510	20510
调整/伪 R^2	0.1947	0.1918	0.1904	0.2138

4.2.4 进一步限制样本

首先, 为了排除样本企业缺乏兴趣实施绿色并购, 本文要求企业在样本期间发起过至少一起绿色并购, 再重新进行回归, 表 6 第 (1) 列的结果显示, Reg 系数显著为正, 支持基准结论。其次, 为了排除样本自选择问题, 即环境绩效较好的企业选择出口至实施了强制性 ESG 披露政策的国家, 本文要求企业在目的国实施政策前后至少有一年的出口 (保留所有出口目的国的基础上), 再来确定处理组和进行回归, 结果如表 6 第 (2) 列所示, 与基准回归结果一致。最后, 为了确保目的国强制

^① 本文更换回归样本, 尝试考虑子公司出口数据进行分析, 发现核心结论依然不变。

性 ESG 披露政策通过供应链压力对中国供应商产生影响，本文参照 Lu 等（2023）的研究，识别目的国强制性 ESG 披露政策是否带有供应链尽职调查条款，并将处理组样本限制为主要目的国相关政策带有供应链尽职调查条款的企业，结果依然稳健（见表 6 第（3）列）。

表 6 限制样本

变 量	(1)	(2)	(3)
	GMA	GMA	GMA
Reg	0.0442 * (1.9513)	0.0222 ** (2.4507)	0.0301 ** (2.1186)
Constant	-0.6874 ** (-2.2636)	-0.4997 *** (-3.6698)	-0.4359 *** (-2.9378)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
样本量	8078	20510	17220
调整 R ²	0.1172	0.2139	0.2160

4.2.5 排除中国强制性 ESG 披露政策的影响

首先，2008 年 5 月上海证券交易所发布《上海证券交易所上市公司环境信息披露指引》，要求符合条件的上市公司披露 ESG 相关信息，该指引成为要求中国上市公司强制披露 ESG 信息的法规。本文采取以下做法来检验在控制中国这一相关政策后，外国强制性 ESG 披露政策是否仍会通过出口对中国企业产生显著影响：第一，在回归模型中控制中国强制性 ESG 披露政策，即加入是否为上交所上市公司和是否为 2008 年以后的交互项 Reg_China；第二，直接剔除政策覆盖样本（所有上交所上市公司）。回归结果见表 7 第（1）、（2）列，可以发现，在控制或排除中国强制性 ESG 披露政策的影响后，Reg 系数显著为正，本文主要结果依然稳健。

其次，2008 年 12 月，上海证券交易所和深圳证券交易所开始要求在各自交易所上市的部分公司披露企业社会责任，这可能对本文的结果产生干扰。为此，本文采取控制是否为受政策影响企业以及是否为 2008 年以后的交互项 CSRPoly 或剔除直接受政策影响企业的做法（在上交所“公司治理板块”上市、海外上市和金融公司，以及深交所“深证 100 指数”公司），以控制中国强制性 CSR 披露政策的影响。表 7 第（3）、（4）列的回归结果与前文基准回归一致，表明排除中国强制性 CSR 披露政策的影响后，本文结论依然稳健。

表 7 排除中国 2008 年实施的相关披露政策

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GMA	GMA	GMA	GMA
Reg	0.0211 ** (2.2143)	0.0201 * (1.7117)	0.0211 ** (2.2132)	0.0229 ** (2.1079)
Reg_China	-0.0011 (-0.0997)			
CSRPolicy			-0.0200 * (-1.6511)	
Constant	-0.4911 *** (-3.5982)	-0.5754 *** (-3.2808)	-0.5018 *** (-3.6787)	-0.5272 *** (-3.4446)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	20510	12106	20510	15384
调整 R^2	0.2138	0.2333	0.2140	0.2213

4.2.6 排除海外投资子公司和董事联系

本文结果可能由公司董事会成员具有外国 ESG 相关经验（例如，企业董事会中有董事为实行强制性 ESG 披露政策国家的国籍）或企业海外投资子公司驱动（例如，企业在实行强制性 ESG 披露政策的国家投资设立了海外子公司，并通过子公司产生影响）。依据 Reg 的构建方式，即一旦一家企业有董事具有实行强制性 ESG 披露政策国家的国籍或在强制性 ESG 披露国家投资设立子公司，则视该企业开始具有董事联系或海外子公司联系，本文生成海外投资子公司联系（Sub）和董事联系（Director）变量，加入基准回归方程进行检验。表 8 的结果显示，当控制这两者的影响后，Reg 系数依然显著为正，表明本文的结果并不是由董事联系或海外子公司联系所驱动。

表 8 排除海外投资子公司和董事联系

变 量	(1)	(2)	(3)
	GMA	GMA	GMA
Reg	0.0207 ** (2.1656)	0.0212 ** (2.2247)	0.0207 ** (2.1661)
Sub	0.0109 (0.9030)		0.0110 (0.9083)

续表			
变 量	(1)	(2)	(3)
	GMA	GMA	GMA
Director		-0.0025 (-0.1119)	-0.0032 (-0.1415)
Constant	-0.4820 *** (-3.5357)	-0.4919 *** (-3.6108)	-0.4820 *** (-3.5359)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
样本量	20510	20510	20510
调整 R^2	0.2139	0.2138	0.2138

4.2.7 控制区域性冲击

企业进行绿色并购可能受到地区相关环保法律法规的影响，如低碳城市试点、空气质量标准和大气十条等。本文构建低碳城市试点政策冲击、空气质量标准和大气十条 3 个政策冲击变量，加入回归方程进行稳健性检验。表 9 第（1）列的结果显示，Reg 系数依然显著为正，与基准回归结果接近。为进一步控制地区固定因素或区域性政策冲击，本文在基准回归的基础上控制省份和年份或城市和年份的交乘固定效应，从而控制地区层面随时间变化因素的影响。表 9 第（2）、（3）列的结果显示，Reg 系数均显著为正，表明控制区域性冲击后，本文的基准研究结论依然成立^①。

表 9 控制环境相关法规和其他区域性冲击

变 量	(1)	(2)	(3)
	GMA	GMA	GMA
Reg	0.0209 ** (2.1890)	0.0163 * (1.6557)	0.0198 * (1.7942)
低碳城市试点	-0.0066 (-0.7736)		
空气质量标准	-0.0048 (-0.5097)		

^① 本文也尝试控制主要目的国的环境政策严格程度，结果依然稳健。

续表

变 量	(1)	(2)	(3)
	GMA	GMA	GMA
大气十条	0.0030 (0.2593)		
Constant	-0.4887*** (-3.5908)	-0.5080*** (-3.8657)	-0.5060*** (-3.4791)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	否	否
省份×年份固定效应	否	是	否
企业固定效应	是	是	是
城市×年份固定效应	否	否	是
样本量	20510	20510	19119
调整 R^2	0.2106	0.2136	0.1964

4.2.8 安慰剂检验

为排除不可观测因素的影响，本研究还进行了安慰剂检验。具体来讲，打乱核心解释变量政策时点 Reg，即将 Reg 全部值取出暂存，然后随机赋给每一个样本，进而构建安慰剂检验虚拟变量 Reg_False，在此基础上进行回归。对上述过程重复 500 次，回归结果如图 2 所示。可以发现，伪回归系数分布在 0 附近，小于真实估计值，且估计 P 值大多高于 0.1，表明本文估计结果不是由不可观测因素所驱动的。

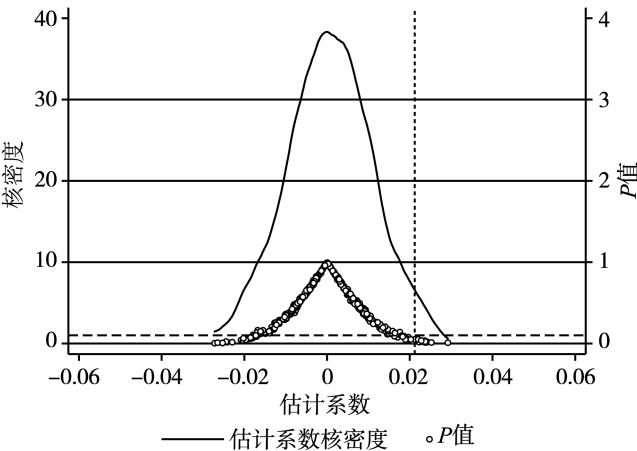


图 2 安慰剂检验

5. 机制检验与异质性分析

5.1 机制检验

前文已经证实，目的国强制性 ESG 披露政策对中国出口供应商绿色并购具有显著的促进作用，本文接下来基于客户倒逼效应和信号传递效应进行机制检验。

5.1.1 客户倒逼效应检验

在强制性 ESG 披露政策的压力下，外国客户对供应商的环境绩效要求提高，若供应商无法满足其要求，将面临客户终止合作的威胁。供应商对外国客户的依赖程度越高，客户的议价能力越强，由此形成的倒逼压力也越大，供应商也就越倾向于做出有利于客户的决策（Chen et al., 2022）。因此，当供应商对外国客户的依赖度较高时，出口目的国强制性 ESG 披露政策的效应将更为显著。为检验这一观点，本文利用处理组企业开始接受处理年份对主要目的国的出口额占当年出口总额的比值来度量出口规模^①，根据其中位数分别定义 High_cusdep（若出口规模高于中位数则取值为 1，否则为 0）和 Low_cusdep 变量，并构建它们与 Reg 的交互项进行回归分析。表 10 第（1）列的结果显示，Reg×High_cusdep 系数在 1% 的水平上显著为正，而 Reg×Low_cusdep 系数不显著，表明当中国供应商对外国客户的依赖度更高时，客户施加的压力越大，从而导致目的国强制性 ESG 披露政策对中国出口供应商的绿色并购促进效应更为显著。

5.1.2 信号传递效应检验

为检验绿色并购背后的信号传递机制，本文利用企业面临政策冲击前 1 年的环境信息披露行为作为关键识别变量。其理论逻辑在于，未发布独立环境报告的企业，客户缺乏了解其绿色绩效的公开可信渠道，当面临外国客户强制性 ESG 披露政策的压力时，此类企业有更紧迫的动机传递绿色转型的积极信号。因此，本文推测，出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购的促进作用在未独立发布环境报告的企业中更为显著。本文定义企业在接受处理前 1 年是否发布单独环境报告的虚拟变量，若发布了环境报告，则 Envreport_yes 取值为 1，否则为 0；若未发布环境报告，则 Envreport_no 取值为 1，否则为 0。在此基础上，将上述变量分别与 Reg 进行交互，同时放入回归模型进行分析。表 10 的结果显示，Reg×Envreport_yes 系数不显著，而 Reg×Envreport_no 系数显著为正，说明未单独发布环境报告的企业，受到的政策效应更为显著，从而验证了信号传递效应。本文也用企业在面临政策冲击前 1 年 CSR 报告中是否披露环境信息来检验（与前述是否单独发布环境报告的做法一致，分别构造了 Reg×Csreport_yes 和 Reg×Csreport_no 两个交互项），结果依然支持信号传递机制。

^① 主要目的国即使企业接受处理的目的国（决定国家或主要国家），若接受处理当年企业出口至多个实行强制性 ESG 披露政策的国家，则将出口规模最大的目的国确定为主要国家。

此外,当企业在政策冲击之前已经释放过类似信号时,信号效应会减弱,企业选择类似信号的动机较弱。为此,预计在政策冲击之前未发生过绿色并购的处理组企业受到的影响更为显著,其更能通过绿色并购来向市场释放积极的绿色信号。本文根据企业在政策冲击前两年是否发生过绿色并购来定义 PreGMA_yes 和 PreGMA_no 变量,若企业受到政策影响前两年有绿色并购活动则 PreGMA_yes 取值为 1,否则为 0;若企业受到政策影响前两年没有绿色并购活动则 PreGMA_no 取值为 1,否则为 0。接下来,将上述两个虚拟变量分别与 Reg 进行交互,同时放入回归模型进行检验。表 10 第(4)列的结果显示,Reg×PreGMA_yes 系数不显著,而 Reg×PreGMA_no 系数显著为正,说明出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购的促进作用,的确在事前未通过绿色并购传递类似信号的企业中更为显著,再次证明了中国供应商通过绿色并购向客户传递积极信号的观点。

表 10 机制检验

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	对外国客户的依赖度	接受处理前 1 年是否单独披露环境报告	接受处理前 1 年 CSR 报告是否披露环境信息	接受处理前 2 年是否有绿色并购
	GMA	GMA	GMA	GMA
Reg×High_cusdep	0.0433 *** (3.1017)			
Reg×Low_cusdep	0.0002 (0.0142)			
Reg×Envreport_yes		-0.0322 (-0.3924)		
Reg×Envreport_no		0.0245 ** (2.4046)		
Reg×Csreport_yes			0.0190 (1.1563)	
Reg×Csreport_no			0.0257 ** (2.3444)	
Reg×PreGMA_yes				0.0027 (0.0848)
Reg×PreGMA_no				0.0255 *** (2.8820)
Constant	-0.4902 *** (-3.5979)	-0.5523 *** (-3.7706)	-0.5521 *** (-3.7687)	-0.4933 *** (-3.6243)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

续表				
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	对外国客户的依赖度	接受处理前 1 年是否单独披露环境报告	接受处理前 1 年 CSR 报告是否披露环境信息	接受处理前 2 年是否有绿色并购
	GMA	GMA	GMA	GMA
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	20510	19159	19159	20510
调整 R^2	0. 2141	0. 2168	0. 2168	0. 2139

注：由于企业是否单独发布环境报告的数据始于 2008 年，故该回归观测值少于基准回归。

如果绿色并购的确具有向市场传递绿色信号的作用，那么，在绿色并购发生后，企业应该受到更多的市场关注。为此，本文用企业的新闻报道数量和百度搜索指数来衡量市场对企业的关注度，将其作为被解释变量，并将企业绿色并购数量或是否进行绿色并购作为解释变量，以进一步验证信号效应。表 11 中的结果表明，企业在进行绿色并购后，其市场关注度显著增加，从而证明绿色并购的信号传递作用。

表 11 绿色并购与市场关注

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Newsnum	Newsnum	Baidu_index	Baidu_index
GMA	0. 1215 *** (8. 1944)		0. 0222 * (1. 6683)	
Is_GMA		0. 1230 *** (8. 3488)		0. 0268 ** (1. 9673)
Constant	0. 3875 (0. 9252)	0. 3930 (0. 9388)	4. 4308 *** (13. 5102)	4. 4362 *** (13. 5187)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	20170	20170	14129	14129
调整 R^2	0. 7895	0. 7896	0. 7393	0. 7393

注：百度指数数据始于 2011 年，因此第 (3)、(4) 列观测值较少。

表 10 和表 11 中的结果共同表明，在出口目的国强制性 ESG 披露政策的压力下，向外部市场，尤其是外国客户传递绿色信号，是中国出口供应商发起绿色并购的主要目的。通过参与绿色并购，中国出口供应商向外部市场传递了绿色转型的积极信号，获得更多的市场关注，改变了外国客户对企业的认识和评价，有效提升了企业的声誉和竞争力。

5.2 异质性分析

前文研究发现, 出口目的国强制性 ESG 披露政策能够引发中国供应商的绿色并购行为, 客户倒逼压力和传递绿色转型信号是重要的机制。那么, 是否存在其他特征或因素能够辅助政策作用的发挥呢? 本文进一步考察行业属性、企业性质和地方政府环境监管强度的影响。

5.2.1 行业属性

由于污染型企业或传统制造业绿色转型成本较高, 同时受到较为严格的环境监管, 其实施绿色并购战略的动机更为强烈, 因此, 出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购的影响在污染型或传统制造业企业中应该更为显著。为验证这一观点, 本文根据陈海强等 (2024) 的做法, 将采矿业、制造业、电力、热力、燃气及水生产和供应业的上市公司界定为污染型企业, 并据此定义 Pollution (属于污染型企业则取值为 1, 否则为 0) 和 no_Pollution (不属于污染型企业则取值为 1, 否则为 0) 变量, 分别与 Reg 交互, 同时放入回归模型。表 12 第 (1) 列的结果显示, 出口目的国强制性 ESG 披露政策的确对污染型企业绿色并购的促进作用更为显著。

5.2.2 企业性质

政府可能通过国有企业直接参与环境治理, 对其环境绩效施加要求, 进而导致国有企业的环境表现优于非国有企业 (Hsu et al., 2023)。因此, 非国有企业的环境治理基础可能相对薄弱, 环境信息披露水平较低, 在面对国际客户的 ESG 压力时, 其通过绿色并购快速弥补绿色短板、提升合规能力的边际收益更大, 转型动机也更为迫切。为检验这一观点, 本文将样本划分为国有和非国有企业, 并定义 Soe (属于国有企业则取值为 1, 否则为 0) 和 Nsoe (属于非国有企业则取值为 1, 否则为 0) 变量, 分别与 Reg 交互, 同时放入回归模型。表 12 第 (2) 列的结果显示, Reg $\times$ Soe 系数不显著, 而 Reg $\times$ Nsoe 系数显著为正, 由此说明在出口目的国强制性 ESG 披露政策压力下, 非国有企业更有动机实施绿色并购。

5.2.3 地方政府环境监管强度

在地方政府重视环境保护的情况下, 企业对于绿色转型的必要性与紧迫性有更深的认知 (吴烨伟等, 2023)。因此, 当来自外国客户的 ESG 压力与国内既有的环境监管压力同时叠加时, 企业开展绿色并购的动机显著增强。本文推测, 地方政府的环境监管力度越强, 出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购的促进效应越强。本文利用处理组企业受政策冲击前 1 年的监管距离 (参考肖红军等 (2021) 的研究, 计算企业注册地与所在地证监局的地理距离) 和企业排污费支出强度 (参考吴清扬 (2021) 的研究, 排污费支出强度计算方式为企业排污费支出/营业收入, 排污费是中国环境税收的主要方式, 其征管强度可衡量政府环境执法力度) 来表示企业面临的地方政府环境监管力度, 并根据它们的中位数生成 High_dist/pwf (高于中位数取值为 1, 否则为 0) 和 Low_dist/pwf (低于中位数取值为 1, 否则为 0) 等虚拟变量, 分别与 Reg 进行交互, 同时放入回归模型。表

12 第（3）列的结果显示， $\text{Reg} \times \text{High_dist}/\text{pwf}$ 系数不显著，而 $\text{Reg} \times \text{Low_dist}/\text{pwf}$ 系数显著为正，说明当监管距离较近时（即企业受到的监管较强时），出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购的激励效应更为显著。表 12 第（4）列的结果显示， $\text{Reg} \times \text{High_dist}/\text{pwf}$ 系数显著为正，而 $\text{Reg} \times \text{Low_dist}/\text{pwf}$ 系数不显著，进一步证明当企业面临更强的政府环境监管时，出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购的促进作用更为显著。

表 12 异质性检验

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	行业属性	企业性质	监管距离	企业排污费支出强度
	GMA	GMA	GMA	GMA
$\text{Reg} \times \text{Pollution}$	0.0236 ** (2.3712)			
$\text{Reg} \times \text{no_Pollution}$	-0.0029 (-0.1411)			
$\text{Reg} \times \text{Soe}$		-0.0023 (-0.1694)		
$\text{Reg} \times \text{Nsoe}$		0.0313 *** (2.6771)		
$\text{Reg} \times \text{High_dist}/\text{pwf}$			0.0084 (0.6523)	0.0226 * (1.9120)
$\text{Reg} \times \text{Low_dist}/\text{pwf}$			0.0339 ** (2.5418)	0.0147 (0.9835)
Constant	-0.4968 *** (-3.6469)	-0.4841 *** (-3.5608)	-0.4918 *** (-3.6091)	-0.4900 *** (-3.5928)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	20510	20510	20510	20510
调整 R^2	0.2139	0.2140	0.2139	0.2138

6. 进一步分析

本部分进一步探究出口目的国强制性 ESG 披露政策引致的中国供应商绿色并购，是否有助于增

加企业出口、是否出于漂绿动机以及政策对中国供应商资产剥离的影响。首先, 本文分析企业在绿色并购后的出口情况。参与绿色并购的企业通过向市场释放积极信号, 表达其绿色承诺和行动, 以区别于其他竞争企业, 从而获得更多注重绿色绩效的外国客户的认同和支持, 其向实行强制性 ESG 披露政策国家的出口将增加。其次, 本文分析绿色并购后的环境信息披露质量, 若企业出于“漂绿”动机进行绿色并购, 即企业将绿色并购视为应对外部市场的印象管理手段, 而不进行任何实质性的环保投资, 则企业的环境信息披露质量不会得到提升, 其更可能披露“软环境信息”, 而非“硬环境信息”(潘爱玲等, 2019)。最后, 资产剥离和绿色并购均属于企业并购重组的类型, 在受到目的国客户的关注和压力后, 除了绿色并购之外, 中国出口供应商也可能采取污染资产剥离的方式, 来降低自身的污染排放水平和强度(Ecker and Keeve, 2025)。

第一, 为检验企业出口行为的变化, 本文根据企业在当年及之前的年份是否参与过绿色并购, 将样本限制在绿色并购企业, 对当期及未来一期企业出口至实行强制性 ESG 披露政策国家的出口比例进行检验。表 13 第 (1)、(2) 列的结果显示, 进行绿色并购后, 无论是当期出口还是未来出口都得到了显著增加, 说明绿色并购有助于企业获得外国客户的青睐。

第二, 为检验绿色并购后企业的环境信息披露质量情况, 同样将样本限制在当年及之前的年份发起过绿色并购的企业。借鉴王茂斌等(2024)的做法, 根据环境信息是否可货币化将其分为两类, 即货币化信息和非货币化信息, 并将各类别中的具体项目得分加总取对数以得到企业环境信息披露质量指标(Envidq), 指标数值越高表示企业环境信息披露质量越高。表 13 第 (3) 列的结果显示, 绿色并购后企业的环境信息披露质量得到显著提升, 意味着企业进行绿色并购并非纯粹的“漂绿”行为。同时, 若企业进行绿色并购是出于“漂绿”动机, 则其更可能披露“软环境信息”或一般性非货币信息, 而更少披露与实际环保投资支出相关的“硬信息”或货币信息(潘爱玲等, 2019)。环境业绩与治理披露情况属于货币化的信息, 本文将被解释变量替换为企业是否披露废气减排治理情况(Wastegas)和废水减排治理情况(Wastewater), 表 13 第 (4)、(5) 列的结果表明, 绿色并购后企业披露环境业绩与治理情况等“硬信息”的可能性显著增加, 从而进一步排除了绿色并购的“漂绿”动机。

表 13 对企业出口和环境信息披露的影响

变 量	绿色并购样本				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Exportpercent	Exportpercent_1	Envidq	Wastegas	Wastewater
Reg	0.3653 *** (14.5148)	0.1159 *** (3.7952)	0.1871 *** (2.7780)	0.0838 ** (2.3967)	0.0665 * (1.7396)
Constant	0.1977 (1.1691)	0.4089 ** (2.3529)	-0.1826 (-0.1947)	-0.0188 (-0.0483)	0.3754 (0.9613)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

续表

变 量	绿色并购样本				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Exportpercent	Exportpercent_1	Envidq	Wastegas	Wastewater
企业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	4491	4050	4157	4157	4157
调整 R^2	0. 5958	0. 5432	0. 6690	0. 5166	0. 5068

第三，为检验目的国强制性 ESG 披露政策对中国出口供应商资产剥离的影响，本文从 CSMAR 数据库获取企业并购重组的详细交易数据，保留重组类型为资产剥离、上市企业为卖方的交易，并剔除交易失败和关联交易，据此统计企业的资产剥离次数和金额。参照 Ecker 和 Keeve（2025）的研究，构建企业是否发生资产剥离（Is_divest）、资产剥离次数+1 取自然对数（Dnum）及资产剥离价值对数（Dvalue）等变量，作为回归的被解释变量进行检验，结果如表 14 列（1）~（3）所示。在全部 3 列结果中，Reg 的估计系数均显著为正，表明目的国强制性 ESG 披露政策加剧了中国出口供应商的资产剥离，尤其是污染型企业的资产剥离行为更加显著（表 14 列（4）~（6）显示，Reg×Pollution 系数显著为正，而 Reg×no_Pollution 系数不显著）。

表 14 对资产剥离的影响

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Dnum	Dvalue	Is_divest	Dnum	Dvalue	Is_divest
Reg	0. 0165 ** (2. 0113)	0. 3946 ** (1. 9915)	0. 0238 ** (2. 0113)			
Reg×Pollution				0. 0193 ** (2. 3232)	0. 4395 ** (2. 1772)	0. 0278 ** (2. 3232)
Reg×no_Pollution				-0. 0112 (-0. 4639)	-0. 0547 (-0. 0947)	-0. 0162 (-0. 4639)
Constant	0. 2850 ** (2. 3901)	6. 7750 ** (2. 3428)	0. 4112 ** (2. 3901)	0. 2794 ** (2. 3402)	6. 6829 ** (2. 3083)	0. 4030 ** (2. 3402)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	20510	20510	20510	20510	20510	20510
调整 R^2	0. 1179	0. 1049	0. 1179	0. 1179	0. 1049	0. 1179

7. 结论与政策启示

本文以世界多国相继执行强制性 ESG 披露政策为研究背景,探讨了跨国供应链上客户的非财务信息披露政策传递对供应商绿色转型的影响。研究表明,出口目的国强制性 ESG 披露政策显著促进了中国供应商的绿色并购。客户倒逼压力和供应商向外部市场传递绿色转型信号是重要的驱动机制。异质性分析显示,污染型企业、非国有企业及面临更强政府环境监管的企业,受到的影响更为显著。进一步分析发现,绿色并购提高了企业向实行强制性 ESG 披露政策国家的出口和环境信息披露质量,这说明企业绿色并购并非纯粹的“漂绿”行为。根据研究结论,本文得到如下政策启示:

第一,政策制定者应该完善相应的非财务信息披露政策或法规,加强绿色转型的国际合作。其一,强制性非财务信息披露不仅能引导政策范围内的企业实现绿色发展,还具有积极的溢出效应,通过供应链促进上游供应商的绿色转型,因此,政策制定者应进一步完善相关披露政策和法规,引导企业进行绿色转型。其二,本文的研究表明,在当今互联互通的世界中,一个国家的 ESG 政策冲击可以通过供应链和贸易网络传播到其他国家,充分证明了加强国际合作以支持经济体向绿色低碳转型的重要性,也说明在高水平对外开放的背景下,强化中国与全球贸易的联系互动有助于中国“出海”企业高质量发展目标的实现。

第二,充分发挥多方力量对企业绿色转型的作用,重视政府和客户的引领作用。本文的研究结果表明,当企业所在地的政府环保重视程度较高或外国客户议价能力较强时,出口目的国强制性 ESG 披露政策对中国供应商绿色并购的激励效应更加显著。因此,地方政府应当结合实际情况增强区域的环境监管力度,综合使用激励和约束政策助力企业实现绿色转型;客户企业也应发挥带头作用,不断提升自身绿色发展能力和可持续绩效,以促进供应链的绿色可持续发展。

第三,鼓励企业通过绿色并购实现绿色转型发展。本文的研究证明绿色并购能够释放积极信号,增强企业对客户的竞争力,且强制性 ESG 披露政策压力下的绿色并购并非出于“漂绿”动机。从这个角度来讲,应充分发挥绿色并购的治理作用,推动环保产业以并购的形式嵌入更为广阔的行业中,为更多行业龙头提供清洁能源技术,并依托供应链传导带动更多企业低碳转型,助力我国“双碳”目标的实现。同时,也应防范盲目并购和“漂绿”并购行为。

然而,尽管本文为理解跨国 ESG 监管政策的溢出效应提供了新的证据,但受限于数据与方法,本文仍可能存在以下局限:①在构建核心解释变量时,本文的研究设计未能充分考虑企业受到政策影响程度的差异;②将上市公司数据与海关数据库进行匹配,这一主流文献的做法虽能有效识别上市母公司直接主导的贸易活动,但可能并未涵盖未上市子公司的出口行为,从而可能导致结果被低估。然而,在稳健性检验中,本文尝试考虑子公司数据进行分析,发现核心结论依然不变;③本文聚焦于强制性 ESG 披露政策的影响,但出口目的国的其他环保政策也可能产生影响。尽管通过动态检验和安慰剂检验能部分缓解对混淆政策的担忧,但囿于数据限制,本文难以完全分离外国其他环

保政策的影响,未来研究可基于更细颗粒度的数据进行探索。

◎ 参考文献

- [1] 陈奉功,张谊浩.绿色债券发行、企业绿色转型与市场激励效应 [J].金融研究,2023 (3).
- [2] 陈海强,胡晓雪,李东旭.金融考核“绿色化”与污染企业绿色并购——基于信号效应的视角 [J].金融研究,2024 (2).
- [3] 金祥义,戴金平.有效信息披露与企业出口表现 [J].世界经济,2019,42 (5).
- [4] 李善民,黄志宏,郭菁晶.资本市场定价对企业并购行为的影响研究——来自中国上市公司的证据 [J].经济研究,2020,55 (7).
- [5] 罗进辉,巫奕龙,刘海潮,等.亲清政商关系的绿色治理效应——来自绿色并购的证据 [J].财经研究,2023,49 (11).
- [6] 潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型 [J].中国工业经济,2019 (2).
- [7] 潘爱玲,王慧,邱金龙.儒家文化与重污染企业绿色并购 [J].会计研究,2021 (5).
- [8] 潘爱玲,张启浩,李广鹏.中小投资者环境关注会影响重污染企业绿色并购吗? [J].南开管理评论,2024,27 (7).
- [9] 邱金龙,潘爱玲,张国珍.正式环境规制、非正式环境规制与重污染企业绿色并购 [J].广东社会科学,2018 (2).
- [10] 王茂斌,叶涛,孔东民.绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验 [J].经济研究,2024,59 (2).
- [11] 吴清扬.僵尸企业如何影响企业污染排放:微观环境数据实证 [J].中国人口·资源与环境,2021,31 (11).
- [12] 吴烨伟,郝若鸿,韩宇航.增值税留抵退税的环境治理效应:绿色并购的视角 [J].管理科学,2023,36 (5).
- [13] 吴育辉,田亚男,陈韞妍,等.绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究 [J].管理世界,2022,38 (6).
- [14] 肖红军,阳镇,凌鸿程.“鞭长莫及”还是“遥相呼应”:监管距离与企业社会责任 [J].财贸经济,2021,42 (10).
- [15] Bai, J. J., Chu, Y., Shen, C., et al. Managing climate change risks: Sea-level rise and mergers and acquisitions [J]. The Quarterly Journal of Finance, 2024, 14 (1).
- [16] Baker, A. C., Larcker, D. F., Wang, C. C. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144 (2).
- [17] Barros, V., Verga Matos, P., Miranda Sarmiento, J., et al. M&A activity as a driver for better

- ESG performance [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022 (175).
- [18] Bisetti, E. , She, G. , Zaldokas, A. ESG shocks in global supply chains [J]. *The Review of Financial Studies*, 2026, hhag001.
- [19] Cengiz, D. , Dube, A. , Lindner, A. , et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134 (3).
- [20] Chen, Y.C. , Huang, M.Y. , Wang, Y.X. The effect of mandatory CSR disclosure on firm profitability and social externalities: Evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65 (1).
- [21] Chen, G. , Tian, X. , Yu, M. Redact to protect? Customers' incentive to protect information and suppliers' disclosure strategies [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2022, 74 (1).
- [22] Chen, R. , El Ghoul, S. , Guedham, O. Conducting research in international accounting and finance: Opportunities, challenges, and recommendations [J]. *Journal of International Accounting Research*, 2024, 23 (1).
- [23] Chen, Y. , Zhang, D. , Guo, K. , et al. Emission trading schemes and cross-border mergers and acquisitions [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2024 (124).
- [24] Ecker, F. , Keeve, T. Managing corporate emission disclosures through divestitures [R]. SSRN Working Paper, 2025.
- [25] Flammer, C. Corporate green bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142 (2).
- [26] Goodman-Bacon, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2).
- [27] Hsu, P. , Liang, H. , Mato, P. Leviathan inc. and corporate environmental engagement [J]. *Management Science*, 2023, 69 (12).
- [28] Hu, J. , Fang, Q. , Wu, H. Environmental tax and highly polluting firms' green transformation: Evidence from green mergers and acquisitions [J]. *Energy Economics*, 2023 (127).
- [29] Iliev, P. , Roth, L. Director expertise and corporate sustainability [J]. *Review of Finance*, 2023, 27 (6).
- [30] Krueger, P. , Sautner, Z. , Tang, D. Y. , et al. The effects of mandatory ESG disclosure around the world [J]. *Journal of Accounting Research*, 2024, 62 (5).
- [31] Li, B. , Xu, L. , Mciver, R. , et al. Green M&A, legitimacy and risk-taking: Evidence from China's heavy polluters [J]. *Accounting & Finance*, 2020, 60 (1).
- [32] Liang, X. , Li, S. , Luo, P. , et al. Green mergers and acquisitions and green innovation: An empirical study on heavily polluting enterprises [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29 (32).
- [33] Lu, H. , Peng, Q. , Shin, J.E. , et al. Migration of global supply chains: A real effect of

- mandatory ESG disclosure [R]. SSRN Working Paper, 2023.
- [34] Pankratz, N. M. C. , Schiller, C. M. Climate change and adaptation in global supply-chain networks [J]. The Review of Financial Studies, 2024, 37 (6).
- [35] Schiller, C. M. Global supply-chain networks and corporate social responsibility [R]. SSRN Working Paper, 2018.
- [36] Shi, Y. , Wu, J. , Zhang, Y. , et al. Supply chain washing: Strategic disclosure of corporate suppliers [R]. Journal of Accounting and Economics, 2026, 101883.
- [37] Sun, Y. , Zhang, W. , Liu, Y. , et al. Do suppliers' adverse ESG incidents affect corporate customers? [R]. SSRN Working Paper, 2024.
- [38] Wang, L. L. Transmission effects of ESG disclosure regulations through bank lending networks [J]. Journal of Accounting Research, 2023, 61 (3).
- [39] Yi, Z. , Liu, H. , Wang, Y. , et al. How does green finance policy affect firms' pro-environmental mergers and acquisitions? [J]. Accounting & Finance, 2024, 64 (5).
- [40] Zhao, X. , Jia, M. Sincerity or hypocrisy: Can green M&A achieve corporate environmental governance? [J]. Environmental Science and pollution Research, 2022, 29 (18).

Mandatory Non-financial Disclosure in Destination Countries and Chinese Suppliers' Green Mergers & Acquisitions —Evidence from China's Export Trade

Wu Zirun¹ Li Qingyuan²

(1 School of Economics & Management, South China Normal University, Guangzhou, 510006;

2 Economics and Management School of Wuhan University, Wuhan, 430072)

Abstract: This paper employs the mandatory environmental, social, and governance (ESG) disclosure policies implemented in export destination countries as a quasi-natural experiment. Using a staggered DID approach, it empirically examines how such international non-financial disclosure policies affect the green merger and acquisition (M&A) decisions of Chinese suppliers through export trade channel. The results show that the mandatory ESG disclosure policy in export destination countries has a significant facilitating effect on Chinese suppliers' green M&A. The policy effects are particularly evident among Chinese suppliers who are highly dependent on foreign customers and have low transparency of environmental information, indicating that customer pressure and suppliers proactively conveying signals of green transformation are important driving mechanisms. Heterogeneity analysis shows that the policy has a more significant impact on polluting, non-state-owned Chinese suppliers and those facing stronger government environmental regulation. Further analysis shows that green M&As help improve firms' exports performance to countries with mandatory ESG disclosure policies, as well as the quality of their environmental disclosure. Moreover, in addition to green M&A, asset

divestiture also serves as a means for firms to respond to the concerns and needs of customers in destination countries. This paper enriches the literature on drivers of green M&A, deepens understanding of mandatory non-financial disclosure, and provides novel insights for corporate green transformation strategies.

Key words: Mandatory Non-financial Disclosure; Mandatory ESG Disclosure; Export Trade; Cross-border Supply Chain; Green M&A

专业主编: 潘红波