

所属领域：资源与环境经济

同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响研究

摘要：作为绿色转型和创新驱动两大国家战略的结合点，绿色创新已经成为新时代中国经济发展的根本要求和关键动力。在环境信息披露对企业环境治理重要性日益凸显的背景下，本文从同行环境信息披露溢出效应的角度出发，以 2009-2020 年中国 A 股上市公司为样本，研究了同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响。研究发现：同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间存在“U 型”关系。机制分析发现：同行环境信息披露水平通过知识效应、社会责任效应、监督效应和资源效应影响焦点企业绿色创新。进一步分析发现：重污染企业、信息不对称、环境规制正向调节同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U 型”关系。本文的研究为理解企业环境信息披露的影响后果提供了经验证据，也为促进企业绿色创新提供了新思路。

关键词：环境信息披露；绿色创新；同行企业；焦点企业

同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响研究

张欣琦 杨胜刚 王芍

摘要：作为绿色转型和创新驱动两大国家战略的结合点，绿色创新已经成为新时代中国经济发展的根本要求和关键动力。在环境信息披露对企业环境治理重要性日益凸显的背景下，本文从同行环境信息披露溢出效应的角度出发，以 2009-2020 年中国 A 股上市公司为样本，研究了同行环境信息披露对焦点企业^①绿色创新的影响。研究发现：同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间存在“U 型”关系。机制分析发现：同行环境信息披露水平通过知识效应、社会责任效应、监督效应和资源效应影响焦点企业绿色创新。进一步分析发现：重污染企业、信息不对称、环境规制正向调节同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U 型”关系。本文的研究为理解企业环境信息披露的影响后果提供了经验证据，也为促进企业绿色创新提供了新思路。

关键词：环境信息披露；绿色创新；同行企业；焦点企业

一、引言

改革开放以来，经济的快速增长带来了巨大物质财富，但也使环境污染问题变得越来越严峻，并成为制约当下经济高质量发展的短板。进入“十四五”时期，面临结构性、根源性、趋势性的生态环境保护压力，重点区域、重点行业的污染问题以及“碳达峰”、“碳中和”的艰巨任务，我国对新一轮的污染防治工作提出了更高要求，生态环境保护任重道远。在环境治理的长期探索中，我国经历了采用行政管制手段和引入市场工具两个阶段，并开启了采取环境信息披露政策的新阶段（卢娟等，2020）。近年来，我国相继出台《环境信息公开办法（试行）》、《上市公司环境信息披露指南》、《企业事业单位环境信息公开办法》、《企业环境信息依法披露管理办法》等一系列制度文件，旨在通过提高企业环境信息披露水平调动多元主体共同推动我国环境治理进程。在合法性压力下，环境信息披露逐渐受到企业的重视，并成为学术界的热点话题。作为与外界交流的重要窗口，环境信息不仅反映了企业的环境表现，还反映了企业的信息透明度、经营管理水平和发展潜力，可能对企业经营发展产生广泛而深层次的影响。已有学者聚焦于企业融资（倪娟和孔令文，2016；蔡佳楠等 2018）、企业价值（唐勇军等，2021；李慧云等，2016）、市场反应（Griffin 和 Sun，2013；Meng 和 Zhang，2012）、污染减排（Shi 等，2021；Zhang 和 Xie，2020）等方面，对环境信息披露的影响效果持有不同观点。因此，进一步探究环境信息披露的有效性和作用机理，对于构建适应我国生态文明建设的环境信息披露管理体系具有重要意义。

绿色创新能够通过技术革新来实现节能减排和环境改善，还有助于企业进行差异化竞争、扩大市场份额（Barney，1991），是推动企业可持续发展的重要引擎。然而，绿色创新带来

* 张欣琦，湖南大学金融与统计学院，电子信箱：xinqizh77@163.com；杨胜刚，湖南大学工商管理学院；王芍，暨南大学经济学院、广发银行博士后科研工作站。

① 沿用已有文献中的表述，将“焦点企业”定义为研究中主要考察和讨论的企业。

的环保外部性和知识外部性，意味着企业将公共环境的治理成本内化于自身的创新过程，却无法独享创新收益，这种双重外部性导致企业绿色创新的积极性并不高。在越来越追求长远利益和整体利益的背景下，如何推动企业积极投身于绿色创新成为重点研究领域，开始有学者将环境信息披露与企业绿色创新联系起来。Ding 等（2022）以城市层面的污染源监管信息公开指数（PITI）衡量环境信息披露水平，研究发现环境信息披露有助于提高企业绿色创新。李慧云等（2022）研究发现企业层面的环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新之间存在“U型”关系。但是，却鲜有文献从企业环境信息披露的溢出效应角度出发，研究同行环境信息披露对企业绿色创新的影响。

习近平总书记多次强调，解决突出的环境问题必须“构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系”。绿色创新是一项极其复杂的系统性工程，更需要多主体协同推进。环境信息披露为市场参与者的行为决策提供了关键依据，也为动员多方力量、建立广泛环保联系提供了重要载体。因此，有必要探究同行环境信息披露可能对焦点企业绿色创新产生的溢出效应。一方面，基于同群效应理论，同行环境信息披露直接影响焦点企业绿色创新。由于绿色创新的高度不确定性，企业进行绿色创新决策时会参考与其相似的群体行为（王旭和褚旭，2022），因而同行环境信息中的有效信息含量和价值导向可能导致焦点企业做出截然相反的绿色创新战略选择。另一方面，基于有限注意力理论，同行环境信息披露通过外部利益相关者间接影响焦点企业绿色创新。在有限注意力约束下，同行企业环境信息披露可能挤占外部利益相关者注意力（Hirshleifer 等，2009），但高质量的同行企业环境信息披露也可以为外部利益相关者提供增量信息，提高信息处理效率（Ni 等，2023）。两种情况下外部利益相关者对焦点企业的了解与信任程度迥异，这将进一步体现在焦点企业受到的监督压力与资源支持上，最终影响焦点企业绿色创新。由此可见，同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响可能并非简单的线性关系，二者之间的关系依赖于同行环境信息披露水平的高低。

基于此，本文以 2009-2020 年中国 A 股上市公司为研究样本，研究了同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响。结果表明，同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间存在“U型”关系。机制分析发现，从焦点企业的角度来看，同行环境信息披露水平通过知识效应和社会责任效应影响焦点企业绿色创新；从外部利益相关者的角度来看，同行环境信息披露水平通过监督效应和资源效应影响焦点企业绿色创新。进一步分析发现，重污染企业、信息不对称、环境规制正向调节同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U型”关系。

本文的边际贡献主要有以下三点：第一，丰富了企业非财务信息披露的相关研究。财务信息和非财务信息均是企业信息披露的重要组成部分，现有文献针对财务信息产生的影响后果展开了深入研究。相比之下，受限于非财务信息在测量上的难度，关于非财务信息披露影响后果的讨论还较少。在环境问题日益严峻的背景下，本文对企业环境信息披露所产生的影响后果进行研究，是对企业非财务信息披露相关文献的有益补充。第二，拓展了环境信息披露影响后果的相关研究。现有文献大多围绕环境信息披露对企业自身经济绩效（倪娟和孔令文，2016；蔡佳楠等 2018；唐勇军等，2021；李慧云等，2016；Griffin 和 Sun，2013；Meng 和 Zhang，2012）和环境绩效（Shi 等，2021；Zhang 和 Xie，2020）的影响进行研究，本文

则关注到环境信息披露在行业内的溢出效应,探究了同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响,并发现二者间存在“U型”关系,有助于进一步认识环境信息披露的价值。第三,为推动企业绿色创新提供了一个全新视角。绿色创新对于我国生态文明建设和经济可持续发展具有重大现实意义,在企业绿色创新影响因素的探讨中,现有研究主要集中于环境规制(Palmer等,1995;Porter和Linde,1995)、利益相关者压力(肖小虹等,2021)以及企业内部特征(Galbreath,2019;卢建词和姜广省,2022;Amore和Bennedsen,2016;肖红军等,2022),本文以行业内企业相互影响为切入点,发现同行环境信息披露与焦点企业绿色创新之间存在显著关系,对如何推动企业绿色创新具有指导意义。

本文的后续安排为:第二部分是文献回顾与理论假设,第三部分是研究设计,第四部分是实证结果讨论,第五部分是进一步分析,第六部分是结论与建议。

二、文献回顾与理论假设

(一) 文献回顾

1. 环境信息披露的影响后果研究

现有文献大多围绕企业环境信息披露对自身的影响展开研究,且在影响效果的讨论中存在分歧。在企业融资方面,倪娟和孔令文(2016)以中国A股重污染行业上市公司为样本,研究发现环境信息披露有利于增加银行贷款,并且减少融资成本。蔡佳楠等(2018)则从风险暴露的角度出发,认为重污染企业环境信息披露将暴露更多环境风险,加重银行对于企业经营状况和还款能力的担忧,导致企业获取的银行信贷减少。Fonseka等(2019)进一步证明了燃气、热力发电、水电、石油等企业的环境风险较大,环境信息披露水平的提高会增加企业债务成本。此外,Plumlee等(2015)指出自愿环境信息披露与企业资本成本之间可能同时存在正向和负向的关系,这取决于企业环境信息披露的类型和性质;Clarkson等(2013)研究发现自愿环境信息披露并没有给投资者带来增量信息,与企业资本成本之间不相关。在企业价值方面,唐勇军等^[4]基于信号传递理论和社会责任理论,认为企业环境信息披露能缓解信息不对称,提升企业社会形象,与外部利益相关者保持良好合作关系,在经济收益和社会效应方面均具有正面影响,有助于提升企业价值。李慧云等(2016)研究发现碳信息披露与企业价值之间具有“U型”关系,只有当碳信息披露水平达到临界值后,才会使得投资者乐观情绪所带来的收益超过披露成本,从而提升企业价值。在市场反应方面,Aerts等(2008)基于欧洲和北美的企业样本,研究发现环境信息披露有助于提高分析师对企业的预测精度。Griffin和Sun(2013)通过研究企业社会责任新闻披露的环境信息发现,企业自愿进行社会责任信息披露,尤其是那些公开信息有限的小公司,有助于提升股票收益率,为股东带来积极回报。Meng和Zhang(2022)在排除披露年度报告的影响后,发现企业环境信息披露导致市场回报率的下降,对投资者产生负面影响。在污染减排方面,Shi等(2021)指出环境信息披露具有污染减排效应,环境信息披露通过优化能源结构和改善资本要素的投入结构减少了企业的二氧化硫排放量。Zhang和Xie(2020)指出由于发展中国家缺乏公众参与与问责机制,地方政府提供了污染庇护所,环境信息披露只能促进没有政治关联企业的缓解污染投资,而对政治关联企业没有影响。

另一方面，由于信息披露具有外部性特征，市场参与者的信息披露不仅影响自身的战略选择，还会影响与其相关联企业的战略选择。因此，企业的信息披露在行业间具有溢出效应。前期，已有文献对于企业财务信息的行业溢出效应进行了较多讨论，如 Roychowdhury 等（2019）认为同行财务信息披露可以帮助企业减少增长机会的不确定性、获得额外信息，进而影响企业的投资决策。在非财务信息有效性日益引起学术界广泛关注的背景下，开始有学者针对环境信息披露的溢出效应展开研究。Aerts 等（2006）基于制度理论框架，研究了模仿性和强制性的制度压力对企业环境信息披露行业模仿倾向的影响。Li 等（2023）基于 ESG 信息披露的行业溢出效应，研究发现焦点企业 ESG 信息披露对行业绿色创新具有正向溢出效应，其中发挥作用的机制是缓解融资约束和提高同行企业的环境保护意识。Ni 等（2023）研究发现同行社会责任信息披露具有信息价值，能显著降低分析师对焦点企业的预测误差。

2. 企业绿色创新的影响因素研究

关于企业绿色创新影响因素的研究，现有文献主要从企业内部特征和外部环境两方面着眼。在内部特征方面，首先，作为企业的经营决策者，性别、环保经历等管理人员特质对企业绿色创新具有重要影响（Galbreath 等，2019；卢建词和姜广省，2022）。其次，公司治理对绿色创新也具有显著影响。Amore 和 Bennedsen（2016）以美国反收购立法的变化作为外生冲击，研究发现相较于公司治理水平更好的公司，公司治理水平较低的公司申请的绿色专利更少。最后，立足于企业战略导向，肖红军等（2022）指出企业社会责任表现通过增加环保投资促进企业绿色创新。

在外部环境方面，首先，已有文献从环境规制的角度进行了广泛讨论，但尚未得出一致结论。一方面，新古典学派与“波特假说”之间存在分歧。新古典学派认为环境规制增加了企业制度遵循成本，企业需为其生产过程中污染环境的行为缴纳排污费，因此加重了企业资金负担，挤占了企业用于绿色创新的资源（Palmer 等，1995）；而“波特假说”认为，适宜的环境规制有助于倒逼企业绿色技术革新，形成超过环境规制成本的补偿性收益（Porter 和 Linde，1995）。另一方面，还有部分学者试图研究异质性环境规制对企业绿色创新的影响。目前，环境规制大体可以分为命令型环境规制、市场激励型环境规制和公众参与型环境规制。杨光勇和计国军（2021）区分具有命令性的碳排放上限规制与具有市场激励性的碳排放交易规制，比较了两种类型规制在不同情境下对企业绿色创新的影响。陈宇科等^[31]则探究了命令型环境规制、市场激励型环境规制和公众参与型环境规制对企业绿色创新影响的区域差异。其次，基于利益相关者理论，部分学者从不同市场主体的角度，探究了外部利益相关者对企业绿色创新的影响。企业的环境行为受到来自监管、市场和社会等利益相关者的压力影响（Darnall 等，2018），研究表明，顾客环境意识（杨光勇和计国军，2021）[30]、个人投资者绿色关注（熊熊等，2023）、媒体关注（罗进辉和巫奕龙，2023）等均对企业绿色创新产生重要影响。

通过对相关文献的回顾，可以发现：一方面，从环境信息披露的影响后果来看，关于企业环境信息披露对自身影响的研究已较为丰富，但立足于信息披露的外部性特征，对环境信息披露溢出效应的讨论还不够充分。同时，对于环境信息披露的有效性研究尚无定论，基于不同样本、不同场景得出的结论往往大相径庭，这表明信息披露的传导路径较为复杂，因而

有必要结合我国发展现状进一步探究环境信息披露的有效性。另一方面，从企业绿色创新的影响因素来看，已有文献从多个角度研究了绿色创新的影响因素，但仍旧缺乏将行业内所有企业纳入同一分析框架，系统考察同行环境信息披露在企业绿色创新中作用的相关研究。因此，本文将从环境信息披露的溢出效应出发，基于中国上市企业的微观数据，探究同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响，进一步丰富和深化现有研究。

（二）理论分析与研究

1. 同行环境信息披露与焦点企业关注

处于同一行业的企业具有显著的同群效应，由于外部环境的不确定性和个体信息掌握的局限，企业会关注与其相似的群体或竞争对手的行为决策，然后进行模仿和学习（Manski, 1993; Lieberman 和 Asaba, 2006）。同行环境信息披露将吸引到焦点企业的更多关注，并在模仿和学习的过程中产生较为复杂的经济后果，一是可能放大早期行动者的错误，对焦点企业绿色创新产生负向激励；二是可能带来竞争与创新的良性互动，对焦点企业绿色创新产生正向激励。

当同行环境信息披露水平较低时，主要给焦点企业绿色创新带来负向激励。低水平的环境信息披露具有两个特征，一是缺乏定量信息，对于环境理念、目标、愿景等定性描述较多，而对于环保投资金额、污染物排放量等实质性的定量描述较少（沈洪涛和李余晓璐，2013）。二是具有选择性和自利性，对于难以验证的、正面的信息披露较多，而对于污染物排放产生的后果、面临的法律诉讼以及或有负债等负面信息披露不足（王霞等，2013）。因此，低水平的同行环境信息披露更容易向焦点企业传递误导性信息和错误的价值观。首先，误导性信息不利于焦点企业构建绿色创新的知识网络。从知识层面来看，绿色创新本质上是以知识为基础的技术开发与改进，建立丰富多元的知识储备库是开展绿色创新活动的关键（肖红军等，2022）。知识来源于信息，是对信息的加工和解释，只有那些论据充分、真实可信且有价值的信息才能转化为知识（Toften 和 Ottar, 2003）。同行环境信息披露是焦点企业获取并学习绿色创新相关知识的重要渠道，低水平的同行环境信息包含的无效成分较多，可能误导焦点企业，增加信息处理和知识转化难度，且造成时间成本大幅提高，阻碍企业绿色创新进程。其次，错误的价值导向降低焦点企业绿色创新的热情。环境表现较差的企业更喜欢通过低水平的环境信息披露来掩盖真实情况，从而维护自身合法性（Hummel 和 Schlick, 2016），这些企业在环境治理中没有进行实质性的技术革新，而仅仅是通过粉饰环境信息披露内容来塑造良好社会形象。基于制度理论的研究表明，在企业的环境信息披露中存在明显的模仿行为，且企业通常会模仿其他企业的平均水平，而不是模仿领先者（沈洪涛和苏亮德，2012），因而企业的“漂绿”行为呈现从模仿到扩散的演化趋势（黄溶冰和赵谦，2018）。低水平的同行环境信息披露向焦点企业传递的绿色信号较弱，焦点企业更可能同样采取粉饰环境信息披露内容或类似的形式主义策略，来作为其承担社会责任的掩饰工具，而放弃进行难度较大的绿色创新。

随着同行环境信息披露水平的不断提高，对焦点企业绿色创新产生的正向激励超过负向激励。高水平的同行环境信息披露内容详实、形式规范、可读性较强，能更好的展示企业在生产经营中所秉持的环保理念以及对绿色发展的探索与尝试。同时，高水平的同行环境信息披露还代表了当前市场对企业节能环保的强烈诉求，并且会逐渐强化全社会的环保意识，从

而提高对企业合法性的评价标准。因此，高水平的同行环境信息披露加大了焦点企业的竞争压力。首先，同行竞争带动了知识溢出的水平传导，促进焦点企业绿色知识存量的增加（毕克新和申楠，2016）。在激烈的市场竞争环境下，企业会更加主动搜寻并学习新的知识，然后通过与原有知识相结合来推动绿色创新。高水平的环境信息披露便于焦点企业获取所需的知识，提高学习效率，快速建立绿色创新的知识储备库。其次，同行竞争激发焦点企业的绿色创新动力。高水平的同行环境信息披露意味着同行企业环境表现较好，这类企业通过提高环境信息披露水平让外部投资者能准确评估其可持续发展能力，进而提升企业价值（Clarkson 等，2008），这使焦点企业意识到环境绩效对企业发展的重要意义。为避免在同行竞争中落后和被淘汰，焦点企业会更积极地承担社会责任，绿色创新的主观能动性增强（Li 等，2023）。

因此，从焦点企业的角度来看，同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间存在“U型”关系。当同行环境信息披露水平较低时，主要给焦点企业带来错误引导，对焦点企业产生的负向激励大于正向激励，从而阻碍焦点企业的绿色创新；当同行环境信息披露水平较高时，主要给焦点企业带来良性竞争，对焦点企业产生的正向激励大于负向激励，从而促进焦点企业的绿色创新。

2.同行环境信息披露与外部利益相关者关注

根据有限注意力理论，注意力是一种十分稀缺的资源，外部利益相关者无法关注到市场中的所有企业或者将注意力平均分配给每一家企业，且对信息的处理能力也受到限制（Hirshleifer 和 Teoh，2003）。同行环境信息披露将吸引到外部利益相关者的更多关注，可能产生两种结果，一是挤占了外部利益相关者对焦点企业的关注，从而对焦点企业绿色创新产生挤出效应；二是有助于外部利益相关者提升信息处理效率，通过同行环境信息披露强化对焦点企业的了解，从而对焦点企业绿色创新产生挤入效应。

当同行环境信息披露水平较低时，主要对焦点企业绿色创新产生挤出效应。随着绿色发展理念的深入人心，外部利益相关者对企业的环境信息越来越感兴趣，同行环境信息披露分散了外部利益相关者对焦点企业的注意力。同时，低水平的同行环境信息披露降低外部利益相关者信息解读的准确性，难以对焦点企业产生正向的信息溢出效应。在注意力有限的情况下，外部利益相关者对企业的关注减少。首先，导致外部利益相关者对焦点企业的监督力度减弱。由于绿色创新存在成本与收益的非对称性，加之污染排放定价机制仍不健全，企业污染成本相对较低，这使得企业开展绿色创新的动力并非完全内生（郭捷和杨立成，2020），适当的外部压力在减少代理成本、克服组织惰性、培养创新思维等方面发挥重要作用（Porter 和 Linde，1995）。但是，当外部利益相关者关注减少，则会对该企业信息的反应严重不足（Hirshleifer 等，2009），企业感受到的监督压力降低，主动进行绿色创新的意愿不强。其次，导致外部利益相关者对焦点企业的资源支持减弱。外部利益相关者为焦点企业提供资源支持是建立在深度信任的基础上，外部利益相关者关注的减少不利于与焦点企业间建立信任关系，焦点企业获取资源支持的机会减少，而资源短缺将制约企业的绿色创新进程。

随着同行环境信息披露水平的不断提高，对焦点企业绿色创新产生的挤入效应超过挤出效应。同一行业内的企业具有相似的基本面特征且面临着相同的外部环境。同行环境信息披露水平越高，其中包含的市场现状和行业发展趋势相关信息越多，不仅能全面反映企业自身

的环境表现与基本面特征,还间接向利益相关者展示了与之具有关联企业的环境表现与基本面特征。因此,高水平的同行环境信息披露具有较高的信息价值,能提供更多的增量信息并改善行业信息环境(Shroff等,2017)。在注意力有限的情况下,外部利益相关者的信息处理效率提高,有助于增强对企业的了解。首先,可以缓解焦点企业的信息不对称程度。外部利益相关者对焦点企业的监督能力得到提升,绿色创新的代理成本降低(王馨和王莹,2020)。同时,外部利益相关者面临的逆向选择和道德风险降低,要求的风险溢价相应降低,焦点企业获取资源支持的机会增多、成本减少,从而有利于其进行绿色创新。其次,帮助焦点企业获取外部利益相关者的正面评价。高水平的同行环境信息披露树立了经营管理规范、重视节能环保、关注利益相关者诉求的行业整体形象,为行业内所有企业赢得了良好社会声誉。即使披露负面消息,只要是有效信息也能够给外界留下积极履行“社会契约”的印象,并且可以规避法律诉讼风险,获得市场认可(金祥义和戴金平,2019)。这使得外部利益相关者对焦点企业持有更为乐观的判断,从而进一步缓解焦点企业绿色创新的资源约束。

因此,从利益相关者的角度来看,同样可以支持同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U型”关系。当同行环境信息披露水平较低时,分散了外部利益相关者对焦点企业的关注,对焦点企业产生的挤出效应大于挤入效应,从而阻碍焦点企业绿色创新;当同行环境信息披露水平较高时,提高了外部利益相关者信息处理能力,对焦点企业产生的挤入效应大于挤出效应,从而促进焦点企业绿色创新。

综上所述,本文提出如下假设:

H1: 同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间存在“U型”关系。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2009-2020年中国A股上市公司为样本,并进行了如下处理:剔除ST、ST*和PT的非正常交易上市公司,剔除资产负债率小于0和大于1的上市公司,剔除金融行业上市公司,剔除主要变量数据缺失的上市公司。为排除异常值的影响,对连续变量进行1%的双侧缩尾处理。绿色创新数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库,企业环境信息披露数据和财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,企业专利IPC分类号数据来自文构(WinGo)文本数据库,环境规制数据来自《中国城市统计年鉴》。

(二) 实证模型与变量定义

为实证检验同行环境信息披露水平对焦点企业绿色创新的影响,本文建立模型(1)。

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_{peer_{i,t-1}} + \alpha_2 EID_{peer_{i,t-1}}^2 + \alpha_k Controls_{i,t-1} + Year_t + Industry_i + Province_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示企业, t 表示年份, ε_{it} 是未观测到的残差项。

被解释变量是焦点企业绿色创新(GI),参考王馨和王莹(2020)、李慧云等(2022),考虑到专利申请数据比专利授权数据更稳定、及时和可靠,以绿色专利申请数量来衡量绿色创新,并在计算时进行对数处理。具体包括绿色专利总量(GI_{total})、绿色发明专利数量(GI_{inv})、绿色实用新型专利数量(GI_{uti})。

核心解释变量是同行环境信息披露水平 (EID_peer)，采用除焦点企业之外的其他同行企业环境信息披露水平的平均值衡量。参考王婉菁等 (2021)，企业环境信息披露水平采用内容评分法，对不同维度的环境信息披露情况进行赋分，并作对数处理。将企业环境信息划分为货币化信息和非货币化信息，货币化信息包括环境负债披露、环境业绩与治理披露，非货币化信息包括环境管理披露、认证披露以及环境信息披露载体。货币化信息按照有定量和定性描述的记 2 分、仅含有定性描述的记 1 分、未披露的记为 0 分进行赋分，非货币化信息按照有披露的记 2 分、未披露的记 0 分进行赋分。

控制变量 ($Controls$)，参考王馨和王莹 (2020)、李慧云等 (2022)、Ding 等 (2022)，包括企业规模 ($Size$)、企业年龄 (Age)、财务杠杆 (Lev)、盈利能力 (Roa)、现金流量 (Cfo)、托宾 Q ($Tobinq$)、成长性 ($Growth$)、董事会规模 ($Board$)、二职合一 ($Dual$)、固定资产比例 (Ppe)、资本支出比例 ($Capital$)、账面市值比 (Bm)、管理层持股比例 ($Stock$)、研发支出比例 (Rd)。

由于绿色创新的周期较长，从绿色创新项目启动到专利形成往往需要一定时间，同时也为降低内生性干扰，本文对核心解释变量和控制变量进行滞后一期处理。另外，本文还控制了时间固定效应 ($Year$)、行业固定效应 ($Industry$) 和省份固定效应 ($Province$)。主要变量具体定义见表 1。

变量符号	变量名称	度量方式
GI_total	绿色专利总量	企业申请绿色专利数量加 1 的自然对数
GI_inv	绿色发明专利数量	企业申请绿色发明专利数量加 1 的自然对数
GI_uti	绿色实用新型专利数量	企业申请绿色实用专利数量加 1 的自然对数
EID_peer	同行环境信息披露水平	除焦点企业之外的其他同行企业环境信息披露水平的平均值
$Size$	企业规模	总资产的自然对数
Age	企业年龄	企业年龄的自然对数
Lev	财务杠杆	总负债/总资产
Roa	盈利能力	净利润/总资产
Cfo	现金流量	经营活动产生的现金流量净额/总资产
$Tobinq$	托宾 Q	总市值/总资产
$Growth$	成长性	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
$Board$	董事会规模	董事会人数的自然对数
$Dual$	两职兼任	若董事长与总理由同一人兼任取值为 1，否则取 0
Ppe	固定资产比例	固定资产/总资产
$Capital$	资本支出比例	购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产
Bm	账面市值比	总资产/总市值
$Stock$	管理层持股比例	管理层持股数量/总股数
Rd	研发支出比例	研发投入/营业收入

四、实证结果

(一) 描述性统计分析

表 2 是主要变量描述性统计分析结果。从企业绿色创新来看,绿色专利总量均值为 0.784,中位数为 0,表明我国上市企业的绿色创新总体水平偏低。绿色发明专利数量和绿色实用新型专利数量均值分别为 0.520 和 0.529,表明我国上市企业的实质性绿色创新低于策略性绿色创新,绿色创新质量仍有待于提升。从同行环境信息披露水平来看,同行环境信息披露水平平均值为 1.405,最小值为 0.388,最大值为 2.721,表明各行业环境信息披露水平偏低。

表 2 主要变量描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>GI_total</i>	22469	0.784	1.121	0.000	0.000	4.304
<i>GI_inv</i>	22469	0.520	0.908	0.000	0.000	3.850
<i>GI_utili</i>	22469	0.529	0.880	0.000	0.000	3.466
<i>EID_peer</i>	22469	1.405	0.510	0.388	1.357	2.721
<i>Size</i>	22469	22.146	1.301	19.507	21.967	26.021
<i>Age</i>	22469	2.825	0.356	1.386	2.890	3.497
<i>Lev</i>	22469	0.439	0.207	0.053	0.435	0.896
<i>Roa</i>	22469	0.038	0.058	-0.239	0.036	0.194
<i>Cfo</i>	22469	0.047	0.071	-0.178	0.046	0.251
<i>Tobinq</i>	22469	1.934	1.189	0.877	1.553	8.338
<i>Growth</i>	22469	0.401	1.123	-0.711	0.128	7.902
<i>Board</i>	22469	2.147	0.198	1.609	2.197	2.708
<i>Dual</i>	22469	0.245	0.430	0.000	0.000	1.000
<i>Ppe</i>	22469	0.227	0.169	0.002	0.192	0.725
<i>Capital</i>	22469	0.052	0.049	0.000	0.037	0.249
<i>Bm</i>	22469	0.640	0.243	0.120	0.644	1.141
<i>Stock</i>	22469	0.115	0.189	0.000	0.001	0.681
<i>Rd</i>	22469	0.030	0.040	0.000	0.018	0.223

(二) 基准回归分析

运用模型 (1) 检验同行环境信息披露水平对焦点企业绿色创新的影响,回归结果如表 3 所示。列 (1) - (3) 中的被解释变量分别为绿色专利总量、绿色发明专利数量和绿色实用新型专利数量,同行环境信息披露水平的二次项系数分为 0.132、0.058、0.126,均在 1% 水平上显著。进一步地,参考 Lind 和 Mehlum (2010),对回归结果进行 U-test 检验,检验结果均在 1% 的水平上显著,且“U 型”曲线转折点分别为 1.342、1.612、1.242,落在本文研究样本的数值区间[0.388, 2.721]内。以上结果表明同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新存在“U 型”关系,支持了本文的假设 1。

表 3 基准回归结果

	(1) <i>GI_total</i>	(2) <i>GI_inv</i>	(3) <i>GI_utili</i>
<i>EID_peer</i>	-0.354*** (0.074)	-0.189*** (0.061)	-0.314*** (0.060)
<i>EID_peer</i> ²	0.132*** (0.022)	0.058*** (0.018)	0.126*** (0.018)
<i>Size</i>	0.423*** (0.008)	0.351*** (0.007)	0.293*** (0.007)

<i>Age</i>	-0.069*** (0.021)	-0.027 (0.018)	-0.082*** (0.017)
<i>Lev</i>	0.144*** (0.038)	0.067** (0.032)	0.115*** (0.031)
<i>Roa</i>	0.254** (0.119)	0.127 (0.097)	0.115 (0.094)
<i>Cfo</i>	-0.115 (0.089)	-0.077 (0.073)	-0.070 (0.071)
<i>Tobinq</i>	0.002 (0.008)	0.008 (0.007)	0.014** (0.006)
<i>Growth</i>	0.013** (0.005)	0.013*** (0.004)	0.006 (0.004)
<i>Board</i>	0.111*** (0.034)	0.097*** (0.029)	0.044 (0.027)
<i>Dual</i>	-0.020 (0.014)	0.002 (0.012)	-0.029** (0.011)
<i>Ppe</i>	-0.183*** (0.048)	-0.256*** (0.039)	-0.002 (0.038)
<i>Capital</i>	0.305** (0.129)	0.224** (0.110)	0.247** (0.102)
<i>Bm</i>	-0.340*** (0.053)	-0.312*** (0.045)	-0.139*** (0.043)
<i>Stock</i>	-0.153*** (0.037)	-0.140*** (0.030)	-0.085*** (0.029)
<i>Rd</i>	2.221*** (0.216)	2.234*** (0.191)	0.616*** (0.162)
常数项	-7.637*** (0.192)	-6.631*** (0.168)	-5.110*** (0.160)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
N	22469	22469	22469
Adj. R ²	0.409	0.360	0.370

注：***、**、*表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号中是稳健标准误，下同。

（三）稳健性检验

（1）工具变量法。在同群效应的研究中往往存在“反射问题”（Manski, 1993），同一行业内的企业行为受到共同冲击的影响，而不单纯受行业内其他企业行为的影响，因而可能遗漏同时影响同行环境信息披露水平和焦点企业绿色创新的共同外部因素。此外，焦点企业的绿色创新也可能影响同行企业的环境信息披露策略，从而产生反向因果导致的内生性问题。因此，为保证结果的稳健性，运用工具变量法缓解可能存在的内生性干扰。本文选取以下两个工具变量：

一是参考 Leary 和 Roberts（2014），以同行股票特质收益率（*IR_peer*）为工具变量。一方面，该工具变量仅包含同行企业的自身特质，与同行企业环境信息披露水平相关，如辛

清泉等（2014）^[53]研究表明企业信息透明度与股票回报高度相关，满足工具变量的相关性条件；另一方面，该工具变量剔除了行业和市场因素的影响，在同行企业间不相关，不会直接影响企业的绿色创新决策，满足工具变量的外生性要求。同行股票特质收益率的计算过程如下：

首先，采用下述模型估计股票特质收益率：

$$r_{i,j,t} - rf_t = \alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t}^{IND} (\bar{r}_{i,j,t} - rf_t) + \beta_{i,j,t}^M MKT_t + \beta_{i,j,t}^{SMB} SMB_t + \beta_{i,j,t}^{HML} HML_t + \beta_{i,j,t}^{MOM} MOM_t + \eta_{i,j,t} \quad (2)$$

其中， $r_{i,j,t}$ 表示 j 行业的 i 企业第 t 月的股票收益率，以考虑现金红利再投资的月个股回报率衡量； rf_t 表示无风险收益率，以一年期存款利率衡量； $\bar{r}_{i,j,t}$ 表示 i 企业的同行业企业第 t 月平均股票收益率； MKT_t 、 SMB_t 、 HML_t 、 MOM_t 分别表示 Carhart 四因子模型中的市场、规模、账面市值比和动量因子。

其次，在每年的年初，使用前 36 个月的数据估计模型（2）。在年度内的每个月，使用相同的回归系数，计算每只股票每月超额收益率的期望值（ $\hat{r}_{i,j,t} - rf_t$ ）和股票特质收益率 $\hat{\eta}_{i,j,t}$ 。

$$\hat{r}_{i,j,t} - rf_t = \hat{\alpha}_{i,j,t} + \hat{\beta}_{i,j,t}^{IND} (\bar{r}_{i,j,t} - rf_t) + \hat{\beta}_{i,j,t}^M MKT_t + \hat{\beta}_{i,j,t}^{SMB} SMB_t + \hat{\beta}_{i,j,t}^{HML} HML_t + \hat{\beta}_{i,j,t}^{MOM} MOM_t \quad (3)$$

$$\hat{\eta}_{i,j,t} = (r_{i,j,t} - rf_t) - (\hat{r}_{i,j,t} - rf_t) \quad (4)$$

最后，计算除焦点企业之外的其他同行企业的股票特质收益率平均值。

二是参考李慧云等（2022），以同行企业由国际四大会计师事务所审计的比例（*Big4_peer*）为工具变量。一方面，国际四大会计师事务所更重视环境信息披露，受国际四大会计师事务所审计的同行企业越多，同行环境信息披露水平越高，满足工具变量的相关性条件；另一方面，同行企业是否受国际四大会计师事务所审计只会对同行企业自身产生约束，不会直接影响焦点企业的绿色创新，满足工具变量的外生性要求。该工具变量采用除焦点企业之外的其他同行企业由国际四大会计师事务所审计的比例衡量。

表 4 为工具变量的回归结果。列（1）-（2）是第一阶段的回归结果，列（1）中两个工具变量的一次项系数均显著为正，列（2）中两个工具变量的二次项系数均显著为正。此外，*Kleibergen-Paap rk LM* 值为 130.096，*Cragg-Donald Wald F statistic* 值为 154.965，*Hasen J* 检验的 P 值分别为 0.475、0.389、0.622，通过不可识别检验、弱工具变量检验和过度识别检验，表明本文选取的两个工具变量是有效的。列（3）-（5）是第二阶段的回归结果，同行环境信息披露水平的二次项系数仍显著为正，U-test 的检验结果均显著，且“U 型”曲线转折点落在本文研究样本的数值区间内。以上结果表明，在控制内生性后同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新的“U 型”关系依然存在。

表 4 工具变量回归结果

	工具变量回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	第一阶段		第二阶段		
	<i>EID_peer</i>	<i>EID_peer</i> ²	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_utili</i>
<i>EID_peer</i>			-2.809*** (0.318)	-2.265*** (0.275)	-2.026*** (0.251)
<i>EID_peer</i> ²			0.828*** (0.121)	0.605*** (0.110)	0.614*** (0.099)

<i>IR_peer</i>	0.056***	0.222***			
	(0.019)	(0.060)			
<i>IR_peer</i> ²	0.090	1.361***			
	(0.111)	(0.346)			
<i>Big4_peer</i>	0.877***	0.533*			
	(0.093)	(0.314)			
<i>Big4_peer</i> ²	0.268**	3.068***			
	(0.121)	(0.468)			
常数项	0.468***	-0.218*	-6.282***	-5.480***	-4.164***
	(0.032)	(0.116)	(0.259)	(0.223)	(0.212)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22469	22469	22469	22469	22469
Adj. R ²	0.898	0.865	0.236	0.213	0.191
Kleibergen-Paap					
rk LM 值			130.096		
Cragg-Donald					
Wald F statistic 值			154.965		
Hasen J 检验 P 值			0.475	0.389	0.622

(2) 安慰剂检验。企业的绿色创新可能是对宏观环境或政策的反应，如政府实施环境规制刺激企业的绿色创新。如果焦点企业的绿色创新是由宏观因素引起的，那么无论处于哪个群组，同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新的关系都应存在。为排除宏观因素的影响，参考李秋梅和梁权熙（2020），本文进行安慰剂检验，即定义“伪同行企业”，将企业随机分配到不同行业中，并保持行业类别数量和同一行业的企业数量相同。回归结果如表 5 所示，列（1）-（3）中仅加入同行环境信息披露水平的一次项，列（4）-（6）中进一步加入同行环境信息披露水平的二次项。结果显示，同行环境信息披露水平的一次项和二次项系数均不显著，这表明焦点企业绿色创新并非是由于遗漏的宏观因素导致的，从同行企业行为的角度探究企业绿色创新是有意义的。

表 5 安慰剂检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_utili</i>	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_utili</i>
<i>EID_peer</i>	-0.007	-0.020	0.008	-0.490	-0.052	-0.325
	(0.036)	(0.030)	(0.029)	(0.414)	(0.343)	(0.331)
<i>EID_peer</i> ²				0.162	0.011	0.112
				(0.139)	(0.115)	(0.111)
常数项	-7.825***	-6.704***	-5.300***	-7.469***	-6.680***	-5.055***
	(0.196)	(0.171)	(0.163)	(0.359)	(0.302)	(0.292)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

N	22469	22469	22469	22469	22469	22469
Adj. R ²	0.408	0.360	0.368	0.408	0.360	0.368

(3) 替换解释变量。参考王婉菁等 (2021), 一是将企业环境信息披露指标划分为充分性、显著性和可靠性三个维度, 充分性包括环境负债披露、环境业绩与治理披露和环境管理披露, 显著性包括环境信息披露载体, 可靠性包括认证披露, 并更改不同维度的组合方式, 分别以充分性、充分性和显著性、充分性和可靠性衡量企业环境信息披露水平, 然后计算除焦点企业之外的其他同行企业环境信息披露水平的平均值 (EID_peer1 、 EID_peer2 、 EID_peer3); 二是考虑不同维度的环境信息评分指标的重要性差异, 以不同维度的变异系数作为权重, 赋权加总各维度的评分得到企业环境信息披露水平, 然后计算除焦点企业之外的其他同行企业环境信息披露水平的平均值 (EID_peer4)。回归结果如表 6 所示, 同行环境信息披露水平的二次项系数仍显著为正, 结论与前文一致。

表 6 替换解释变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	GI_total	GI_inv	GI_uti	GI_total	GI_inv	GI_uti	GI_total	GI_inv	GI_uti	GI_total	GI_inv	GI_uti
EID_peer1	-0.187*** (0.063)	-0.115** (0.053)	-0.145*** (0.051)									
EID_peer1^2	0.094*** (0.022)	0.041** (0.018)	0.086*** (0.018)									
EID_peer2				-0.375*** (0.073)	-0.203*** (0.060)	-0.336*** (0.059)						
EID_peer2^2				0.137*** (0.022)	0.061*** (0.018)	0.132*** (0.018)						
EID_peer3							-0.157** (0.066)	-0.088 (0.054)	-0.113** (0.053)			
EID_peer3^2							0.086*** (0.022)	0.035* (0.018)	0.078*** (0.018)			
EID_peer4										-0.427*** (0.081)	-0.207*** (0.067)	-0.404*** (0.065)
EID_peer4^2										0.156*** (0.026)	0.062*** (0.022)	0.160*** (0.021)
常数项	-7.770*** (0.188)	-6.702*** (0.165)	-5.230*** (0.157)	-7.646*** (0.190)	-6.636*** (0.167)	-5.115*** (0.159)	-7.762*** (0.189)	-6.699*** (0.166)	-5.228*** (0.158)	-7.590*** (0.193)	-6.615*** (0.168)	-5.056*** (0.161)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22469	22469	22469	22469	22469	22469	22469	22469	22469	22457	22457	22457
Adj. R ²	0.409	0.360	0.369	0.409	0.360	0.370	0.409	0.360	0.369	0.409	0.360	0.370

(4) 替换被解释变量。齐绍洲等 (2018) 提出专利授权数量更能反映企业当期的实际

创新能力。因此，本文采用绿色专利授权数量衡量企业绿色创新，并同时计算绿色专利授权总量（*GI_grant_total*）、绿色发明专利授权数量（*GI_grant_inv*）、绿色实用新型专利授权数量（*GI_grant_util*）。由于绿色专利授权通常比绿色专利申请滞后一至两年，因而采用提前两期的绿色专利授权数据^[8]。回归结果如表 7 列（1）-（3）所示，同行环境信息披露水平的二次项系数仍显著为正，结论与前文一致。

表 7 替换被解释变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>GI_grant_total</i>	<i>GI_grant_inv</i>	<i>GI_grant_util</i>
<i>EID_peer</i>	-0.410*** (0.077)	-0.084* (0.049)	-0.427*** (0.072)
<i>EID_peer</i> ²	0.152*** (0.024)	0.027* (0.016)	0.164*** (0.022)
常数项	-6.306*** (0.202)	-4.294*** (0.138)	-5.051*** (0.192)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
N	18547	18547	18547
Adj. R ²	0.398	0.284	0.364

（5）控制同行特征变量。企业绿色创新还可能受到同行其他特征的影响，本文进一步控制同行特征变量，包括除焦点企业之外的其他同行企业的规模、年龄、财务杠杆、盈利能力、现金流量、托宾 Q、成长性、董事会规模、固定资产比例、资本支出比例、账面市值比、管理层持股比例、研发支出比例的平均值。回归结果如表 8 列（1）-（3）所示，同行环境信息披露水平的二次项系数仍显著为正，结论与前文一致。

（6）采用 Tobit 模型。考虑企业绿色专利申请在 0 处具有左侧截断特征，采用 Tobit 模型进行回归。回归结果如表 8 列（4）-（6）所示，同行环境信息披露水平的二次项系数仍显著为正，结论与前文一致。

表 8 控制同行特征变量和 Tobit 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_util</i>	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_util</i>
<i>EID_peer</i>	-0.232*** (0.078)	-0.117* (0.064)	-0.195*** (0.062)	-0.624*** (0.183)	-0.376* (0.201)	-0.761*** (0.187)
<i>EID_peer</i> ²	0.093*** (0.023)	0.035* (0.019)	0.089*** (0.019)	0.228*** (0.051)	0.113** (0.056)	0.298*** (0.053)
常数项	-5.824*** (0.794)	-4.821*** (0.665)	-3.303*** (0.652)	-16.106*** (0.374)	-17.684*** (0.407)	-13.501*** (0.377)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
同行特征变量	Yes	Yes	Yes	No	No	No
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

N	22432	22432	22432	22469	22469	22469
Adj./Pseudo R ²	0.410	0.361	0.371	0.192	0.200	0.198

(四) 机制分析

前文已验证同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间存在“U型”关系，因而有必要进一步探究其中的作用机制。基于理论分析，本文认为存在知识效应、社会责任效应、监督效应和资源效应四条机制。

(1) 知识效应

不断学习和掌握多元化的外部知识、并对原有知识基础进行整合和重构是推动绿色创新进程的有效方式（于飞等，2021）。企业环境信息披露是绿色创新相关知识传播的重要载体，同行环境信息披露可能通过知识效应影响焦点企业的绿色创新。当同行环境信息披露水平较低时，导致焦点企业知识管理难度增大、成本提高，知识多样化程度下降，不利于焦点企业绿色创新。当同行环境信息披露水平较高时，为焦点企业进行知识管理提供了便利条件，知识多样化程度提高，从而促进企业绿色创新。因此，本文以知识多样性代表知识效应。参考于飞等（2021），知识多样性采用各大类专利占比的熵值来衡量。计算公式如下：

$$KB_{it} = \sum_{k=1}^n p_{ikt} \ln \frac{1}{p_{ikt}}$$

其中， p_{ikt} 为 t 年企业 i 的 k 专利大类数量占所有专利数量的比值，专利大类通过国际专利分类（IPC）代码的前四位进行识别，如果前四位 IPC 代码相同，则属于同一专利大类。熵值越大，表明企业专利类别越多，涉及的知识领域越多，知识多样性程度越高。回归结果如表 9 列（1）所示，同行环境信息披露水平的二次项系数在 5% 水平上显著为正，U-test 的检验结果在 5% 水平上显著，且“U型”曲线转折点落在本文研究样本的数值区间内。以上结果表明同行环境信息披露水平与焦点企业知识多样性之间存在“U型”关系，验证了同行环境信息披露水平通过知识效应影响焦点企业绿色创新的推理。

(2) 社会责任效应

企业社会责任表征为在特定制度环境下的一种可持续导向与可持续实践，是驱动企业开展绿色创新的重要因素（肖红军等，2022）。企业以追求利润最大化为目的，而承担社会责任面临着风险不确定性，这使得企业进行社会责任决策时十分依靠社会关系网络，将会参考同行企业的社会责任表现（刘柏和卢家锐，2018）。企业环境信息披露展示了企业社会责任履行情况，同行环境信息披露水平可能通过社会责任效应影响焦点企业的绿色创新。当同行环境信息披露水平较低时，焦点企业判断同行企业社会责任表现较差，从而降低自身社会责任履行标准，不利于焦点企业绿色创新；当同行环境信息披露水平较高时，焦点企业判断同行企业社会责任表现较好，竞争压力下履行社会责任积极性提高，有利于促进焦点企业绿色创新。因此，本文以企业社会责任表现代表社会责任效应。参考肖红军等（2022），一是采用和讯网上市公司企业社会责任评分的自然对数衡量企业社会责任表现（CSR1），二是采用润灵环球企业社会责任评价综合结果的自然对数衡量企业社会责任表现（CSR2）。回归结果如表 9 列（2）-（3）所示，同行环境信息披露水平的二次项系数均在 1% 水平上显著为正，U-test 的检验结果在 10% 和 5% 水平上显著，且“U型”曲线转折点落在本文研究样本的数值区间内。以上结果表明同行环境信息披露水平与焦点企业社会责任表现之间存在“U型”关系，验证了同行环境信息披露水平通过社会责任效应影响焦点企业绿色创新的推理。

（3）监督效应

企业与外部利益相关者之间在绿色创新问题上存在潜在利益冲突，企业主动进行绿色创新的动力不足，外部监督是影响企业绿色创新意愿的关键（王永贵和李霞，2023）。外部利益相关者对企业环境行为进行有效监督的前提是充分掌握企业环境信息，同行环境信息披露水平可能通过监督效应影响焦点企业的绿色创新。当同行环境信息披露水平较低时，分散外部利益相关者注意力的同时，产生的信息溢出作用较小，降低了外部利益相关者对焦点企业的监督力度，不利于焦点企业绿色创新；当同行环境信息披露水平较高时，增量信息价值有利于提升外部利益相关者对企业的监督能力，从而倒逼焦点企业进行绿色创新。在企业外部监督方面，机构投资者和证券分析师扮演着重要角色。机构投资者资金实力雄厚、投资规模大、投资行为相对理性和专业化，更关注企业的长期发展；证券分析师作为沟通企业与投资者的桥梁，出具反映企业内在价值的分析报告，为市场参与者提供重要投资参考。二者的行为决策直接关系到企业的经营发展，对企业环境行为具有一定约束力。因此，本文以机构投资者持股比例和证券分析师跟踪代表监督效应。机构投资者持股比例（*Institution*）采用机构投资者持股数量与上市公司总股数的比值衡量，证券分析师跟踪分别以证券分析师关注强度（*Analyst1*）和研报关注强度（*Analyst2*）衡量，证券分析师关注强度由证券分析师覆盖数量取自然对数计算而得，研报关注强度由证券分析师出具的研报数量取自然对数计算而得。回归结果如表9列（4）-（6）所示，同行环境信息披露水平的二次项系数均在1%水平上显著为正，U-test的检验结果分别在5%、1%、1%水平上显著，且“U型”曲线转折点落在本文研究样本的数值区间内。以上结果表明同行环境信息披露水平与焦点企业机构投资者持股比例、证券分析师关注强度、研报关注强度之间均存在“U型”关系，验证了同行环境信息披露水平通过监督效应影响焦点企业绿色创新的推理。

（4）资源效应

资源约束和激励不足是阻碍企业绿色创新的首要难题，充足的资源尤其是财务资源为企业绿色创新提供有效保障（Xiang等，2022）。外部利益相关者在资源分配中会考虑企业的环境绩效（黎文靖和路晓燕，2020），同行环境信息披露水平可能通过资源效应影响焦点企业的绿色创新。当同行环境信息披露水平较低时，外部利益相关者的注意力被分散，对焦点企业缺乏必要的了解与信任，焦点企业资源约束加重，不利于焦点企业绿色创新；当同行环境信息披露水平较高时，有利于外部利益相关者通过同行信息增进对焦点企业的了解与信任，焦点企业资源约束减轻，从而促进焦点企业绿色创新。因此，本文以融资约束代表资源效应。融资约束采用SA指数和KZ指数衡量，参考Hadlock和Pierce（2010），SA指数由企业规模与年龄两个变量计算而得，SA指数为负，数值越小，企业的融资约束越程度越高；参考Kaplan和Zingales（1997），KZ指数由资产负债率、经营性现金流、Tobinq、现金股利和现金持有计算而得，KZ指数越大，企业融资约束越程度越高。回归结果如表9列（7）-（8）所示，同行环境信息披露水平的二次项系数分别在1%水平上显著为正和显著为负，U-test的检验结果分别在10%和1%水平上显著，且“U型”曲线转折点落在本文研究样本的数值区间内。以上结果表明同行环境信息披露水平与焦点企业SA指数之间存在“U型”关系，与焦点企业KZ指数之间存在倒“U型”关系，验证了同行环境信息披露水平通过资源效应影响焦点企业绿色创新的推理。

表9

机制分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	知识效应	社会责任效应		监督效应			资源效应	
	<i>KB</i>	<i>CSR1</i>	<i>CSR2</i>	<i>Institution</i>	<i>Analyst1</i>	<i>Analyst2</i>	<i>SA</i>	<i>KZ</i>
<i>EID_peer</i>	-0.227*	-0.209***	-0.165***	-0.043***	-0.347***	-0.478***	-0.032***	0.527***
	(0.123)	(0.067)	(0.048)	(0.014)	(0.078)	(0.096)	(0.011)	(0.159)
<i>EID_peer</i> ²	0.086**	0.054***	0.044***	0.012***	0.107***	0.156***	0.008***	-0.179***
	(0.038)	(0.020)	(0.014)	(0.004)	(0.022)	(0.027)	(0.003)	(0.044)
常数项	-3.296***	-3.309***	1.567***	-0.411***	-11.090***	-13.335***	-2.970***	3.117***
	(0.297)	(0.155)	(0.112)	(0.033)	(0.166)	(0.206)	(0.034)	(0.347)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22469	22469	4854	22469	22469	22469	22469	21670
Adj. R ²	0.124	0.595	0.408	0.570	0.516	0.508	0.790	0.557

五、进一步分析

(一) 基于企业属性的调节效应分析

作为污染排放的主要来源，重污染企业是政府管控的重点对象，受到监管处罚的风险较大。同时，由于市场越来越偏好环境友好型产品，重污染企业面临着市场份额下降、利润减少等威胁。在受到政府和市场的双重压力下，重污染企业相比非重污染企业对于同行环境信息更加敏感。一方面，当同行环境信息披露水平较低时，由于错误引导以及外部关注的减少，使得焦点企业绿色创新的难度增大。重污染企业大多属于资源密集型和劳动密集型的传统产业，长期以来形成了高耗能、高污染的生产模式，要想进行绿色转型需要更大程度的转变原有经营发展策略，投入更多的人力、物力和财力，因而重污染企业进行绿色创新的难度更大。另一方面，当同行环境信息披露水平较高时，为焦点企业绿色创新提供了便利条件。为突破发展瓶颈，重污染企业具有更强烈的节能减排和提质增效诉求，会更迅速地从高水平的同行环境信息中捕捉到有价值的信息，从而更有效的服务于绿色创新。因此，重污染企业正向调节同行环境信息披露水平对焦点企业绿色创新的“U型”关系。

为此，在模型（1）的基础上加入重污染企业变量（*Pollution*），以及重污染企业与同行环境信息披露水平的交乘项（*Pollution*EID_peer* 和 *Pollution*EID_peer*²）。其中，重污染企业变量根据 2008 年原环保部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》，并按照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》进行划分，若企业属于重污染行业取值为 1，否则取值为 0。回归结果如表 10 列（1）-（3）所示，重污染企业与同行环境信息披露水平二次项的交乘项系数分别为 0.094、0.073、0.094，在 10%、10%和 5%水平上显著为正，表明对于重污染企业而言，同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U型”关系受到显著强化。

(二) 基于信息不对称的调节效应分析

信息不对称是影响资源配置和企业内部治理的重要因素。其一，绿色创新专业性强、收

入不确定性大，外部投资者难以评估绿色创新的潜在风险，因而往往采取较为谨慎的投资态度。信息不对称高的企业则更容易加深投资人的疑虑，不利于企业获取资源支持。其二，绿色创新长期收益与管理层短期个人利益之间存在矛盾，这导致管理层作为绿色创新的决策者容易产生机会主义行为，从而放弃开展绿色创新活动。外部利益相关者对信息不对称高的企业实施监督的难度较大，约束力度较弱，导致管理层绿色创新的积极性不高。同行环境信息披露是外部利益相关者了解企业的途径之一，信息不对称程度较高的企业对同行环境信息披露水平的依赖度更高。一方面，当同行环境信息披露水平较低时，信息溢出价值较小，不利于外部利益相关者获取焦点企业估值信息，信息不对称则进一步妨碍了外部利益相关者对焦点企业的了解，更加不利于焦点企业绿色创新；另一方面，当同行环境信息披露水平较高时，焦点企业信息不对称的危害被削弱，外部利益相关者的信息需求得到满足，从而更有助于促进焦点企业绿色创新。因此，信息不对称正向调节同行环境信息披露水平对焦点企业绿色创新的“U型”关系。

为此，在模型（1）的基础上加入股价同步性（ Syn ），以及股价同步性与同行环境信息披露水平的交乘项（ $Syn * EID_peer$ 和 $Syn * EID_peer^2$ ）。参考陈中飞等（2022），以股价同步性作为企业信息不对称的代理变量，股价同步性越高，表明股价波动与市场波动的同步性越高，股价中包含的特质信息越少，企业的信息不对称程度越高。在股价同步性的计算中，首先对公司股票周收益数据进行回归：

$$R_{i,w} = \rho_0 + \rho_1 R_{M,w} + \rho_2 R_{M,w-1} + \rho_3 R_{I,w} + \rho_4 R_{I,w-1} + \varepsilon_{i,w} \quad (5)$$

其中， $R_{i,w}$ 为公司 i 在第 w 周的股票收益率， $R_{M,w}$ 为中国 A 股市场在第 w 周的市场收益率， $R_{I,w}$ 为公司 i 所属行业 I 在第 w 周的股票收益率。通过估计模型（5）得到拟合优度 R^2 ，然后计算股价同步性：

$$Syn_{i,t} = \ln\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right) \quad (6)$$

回归结果如表 10 列（4）-（6）所示，股价同步性与同行环境信息披露水平二次项的交乘项系数分别为 0.077、0.055、0.061，均在 1% 水平上显著为正，表明对于信息不对称较高的企业而言，同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U型”关系受到显著强化。

（三）基于环境规制的调节效应分析

环境规制在企业环境治理中扮演着重要角色，“波特假说”提出环境规制能倒逼企业绿色创新，抵消环境保护所带来的成本，从而提高产品质量和企业盈利能力，促进企业长期发展（Porter 和 Linde，1995）。制度基础观认为，制度环境影响企业的战略选择。作为一种重要的制度安排，企业会对环境规制做出相应的反馈。一方面，在环境规制影响下，同行企业进行低水平的环境信息披露可能只是为了迎合监管要求，而实际环境表现较差，企业间的相互模仿与学习使得焦点企业绿色创新动力被削弱。另一方面，在环境规制影响下，环境表现较好的企业更可能通过提高环境信息披露水平来区别于其他企业，从而缓解合法性压力，获得竞争优势，这有助于刺激焦点企业进行绿色创新。因此，环境规制正向调节同行环境信息披露水平对焦点企业绿色创新的“U型”关系。

为此，在模型（1）的基础上加入环境规制变量（ Er ），以及环境规制与同行环境信息披露水平的交乘项（ $Er * EID_peer$ 和 $Er * EID_peer^2$ ）。为避免单一指标对环境规制强度刻画

的片面性，参考王勇等（2019），利用各城市工业废水、工业二氧化硫和工业烟粉尘等不同污染物的排放量构建环境规制指标，具体来说：

首先，对各污染物排放指标进行标准化处理：

$$PE_{j,h,t} = (E_{j,h,t} - \text{Min } E_{h,t}) / (\text{Max } E_{h,t} - \text{Min } E_{h,t})$$

其中， $PE_{j,h,t}$ 代表第 t 年 j 城市 h 类污染物排放量的标准化值， $E_{j,h,t}$ 代表第 t 年 j 城市 h 类污染物排放量的初始值， $\text{Max } E_{h,t}$ 、 $\text{Min } E_{h,t}$ 分别代表第 t 年 h 类污染物排放量的最大值和最小值。

其次，计算各污染物排放量在不同城市间的权重：

$$W_{j,h,t} = \frac{E_{j,h,t}}{\sum E_{j,h,t}} \bigg/ \frac{Q_{j,t}}{\sum Q_{j,t}}$$

其中， $W_{j,h,t}$ 代表第 t 年 j 城市 h 类污染物排放量的权重，由第 t 年 j 城市 h 类污染物排放量 $E_{j,h,t}$ 占全部城市总排放量 $\sum E_{j,h,t}$ 比重与第 t 年 j 城市的国内生产总值 $Q_{j,t}$ 占全部城市国内生产总值 $\sum Q_{j,t}$ 比重之比计算而来。

最后，基于各污染物排放量标准化值及其在不同城市间的权重计算环境规制 ($Er_{j,t}$)：

$$Er_{j,t} = \frac{1}{3} \sum_{h=1}^3 W_{j,h,t} PE_{j,h,t}$$

回归结果如表 10 列 (7) - (9) 所示，环境规制与同行环境信息披露水平二次项的交乘项系数分别为 0.079、0.066、0.052，均在 5%水平上显著为正，表明对于处在环境规制较强地区的企业而言，同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U 型”关系受到显著强化。

表 10 进一步分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_util</i>	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_util</i>	<i>GI_total</i>	<i>GI_inv</i>	<i>GI_util</i>
<i>EID_peer</i>	-0.238*** (0.092)	-0.150** (0.076)	-0.185** (0.072)	-0.389*** (0.074)	-0.214*** (0.061)	-0.339*** (0.060)	-0.206** (0.089)	-0.073 (0.073)	-0.211*** (0.071)
<i>EID_peer</i> ²	0.088*** (0.032)	0.052* (0.027)	0.075*** (0.025)	0.151*** (0.022)	0.073*** (0.019)	0.140*** (0.018)	0.092*** (0.028)	0.029 (0.024)	0.100*** (0.023)
<i>Pollution</i> * <i>EID_peer</i>	-0.273* (0.161)	-0.277** (0.131)	-0.255* (0.132)						
<i>Pollution</i> * <i>EID_peer</i> ²	0.094* (0.051)	0.073* (0.043)	0.094** (0.042)						
<i>Pollution</i>	-0.837*** (0.196)	-0.478*** (0.151)	-0.675*** (0.164)						
<i>Syn</i> * <i>EID_peer</i>				-0.125* (0.068)	-0.086 (0.059)	-0.102* (0.055)			
<i>Syn</i> * <i>EID_peer</i> ²				0.077*** (0.023)	0.055*** (0.020)	0.061*** (0.018)			
<i>Syn</i>				-0.008 (0.048)	-0.006 (0.041)	-0.008 (0.038)			
<i>Er</i> * <i>EID_peer</i>							-0.301** (0.126)	-0.251** (0.100)	-0.203** (0.097)
<i>Er</i> * <i>EID_peer</i> ²							0.079**	0.066**	0.052**

							(0.033)	(0.026)	(0.026)
<i>Er</i>							0.255**	0.214**	0.175**
							(0.110)	(0.087)	(0.085)
常数项	-7.701***	-6.666***	-5.178***	-7.585***	-6.584***	-5.081***	-7.407***	-6.486***	-4.900***
	(0.194)	(0.169)	(0.162)	(0.192)	(0.168)	(0.160)	(0.233)	(0.200)	(0.195)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22469	22469	22469	22469	22469	22469	16363	16363	16363
Adj. R ²	0.409	0.360	0.370	0.411	0.362	0.372	0.399	0.354	0.362

六、 结论和建议

（一）研究结论

本文以 2009-2020 年中国 A 股上市公司为样本，研究了同行环境信息披露对焦点企业绿色创新的影响，得到如下结论：第一，同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间存在“U 型”关系，当同行环境信息披露水平较低时，对焦点企业绿色创新产生负向影响；当同行环境信息披露水平较高时，对焦点企业绿色创新产生正向影响。第二，机制分析发现，从焦点企业的角度来看，同行环境信息披露水平通过知识效应和社会责任效应影响焦点企业绿色创新；从外部利益相关者的角度来看，同行环境信息披露水平通过监督效应和资源效应影响焦点企业绿色创新。第三，进一步分析发现，重污染企业、信息不对称、环境规制正向调节同行环境信息披露水平与焦点企业绿色创新之间的“U 型”关系。

（二）政策建议

基于本文的研究结论，提出如下政策建议：第一，政府部门应建立现代化环境信息披露体系。一是高度重视环境信息披露在环境治理中的重要意义，特别是企业环境信息披露产生的溢出效应。在引导企业进行绿色创新时，考虑行业内企业的相互影响，从改善同行企业环境信息披露水平入手，提高行业整体环境绩效，推动行业可持续发展。二是通过政策法规的形式规范企业环境信息披露工作。扩大环境信息强制性披露的主体范围，进一步明确企业环境信息披露的形式、内容和时限，提高信息的准确性、全面性和可读性，对违规披露行为进行责任追究；三是减轻企业环境信息披露负担。运用大数据和云计算等现代化技术赋能企业环境信息披露，协助企业进行数据核算，提高定量信息质量，简化披露程序，节约企业人力成本和时间投入，提高企业环境信息披露积极性。第二，企业应积极参与生态文明建设。一是认识到环境信息披露的重要性。主动配合监管部门披露真实有效的环境信息，不仅有利于增强自身竞争优势，还有利于营造良好行业信息环境，从而集聚更多优势资源，最终反哺企业的长期经营发展。二是挖掘同行企业环境信息中包含的先进发展理念和技术知识。向优秀同行学习，准确把握当前低碳环保背景下的行业趋势与市场变化，着力培育适应新发展需求的自主创新能力，避免盲目跟风式的模仿复制。第三，外部利益相关者应重视企业环境信息披露。一是强化外部利益相关者环保意识。将非财务类的企业环境信息披露水平作为投资决

策的重要参考因素,充分发挥外部利益相关者的环境治理作用。二是增强对环境信息的甄别能力。利用自身的专业技能和市场影响力对企业实施有效监督,将资源配置到更加绿色环保的产业中,降低投资风险。三是提高环境信息处理效率。在判断企业环境表现与未来价值时,外部利益相关者可以通过掌握的同行企业环境信息获取增量信息,降低信息搜寻成本与预测误差。

参考文献:

- [1] 毕克新,申楠. 制造业绿色创新系统知识溢出的传导机制[J]. 学术交流, 2016, (4): 122-128.
- [2] 蔡佳楠,李志青,蒋平. 上市公司环境信息披露对银行信贷影响的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(S1): 121-124.
- [3] 陈宇科,刘蓝天,董景荣. 环境规制工具、区域差异与企业绿色技术创新——基于系统 GMM 和动态门槛的中国省级数据分析[J]. Science Research Management, 2022, 43(04): 111-118.
- [4] 陈中飞,江康奇,殷明美. 数字化转型能缓解企业“融资贵”吗[J]. 经济学动态, 2022, (8): 79-97.
- [5] 郭捷,杨立成. 环境规制、政府研发资助对绿色技术创新的影响——基于中国内地省级层面数据的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(10): 37-44.
- [6] 黄溶冰,赵谦. 演化视角下的企业漂绿问题研究:基于中国漂绿榜的案例分析[J]. 会计研究, 2018, (4): 11-19.
- [7] 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): 99-122.
- [8] 李慧云,符少燕,高鹏. 媒体关注、碳信息披露与企业价值[J]. 统计研究, 2016, 33(9): 63-69.
- [9] 李慧云,刘倩颖,李舒怡,符少燕. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究, 2022, 39(12): 38-54.
- [10] 李秋梅,梁权熙. 企业“脱实向虚”如何传染? ——基于同群效应的视角[J]. 财经研究, 2020, 46(08): 140-155.
- [11] 刘柏,卢家锐. “顺应潮流”还是“投机取巧”:企业社会责任的传染机制研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(4): 182-194.
- [12] 黎文靖,路晓燕. 机构投资者关注企业的环境绩效吗? ——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2015, (12): 97-112.
- [13] 卢建词,姜广省. CEO 绿色经历能否促进企业绿色创新?[J]. 经济管理, 2022, 44(02): 106-121.
- [14] 卢娟,李斌,李贺. 环境信息披露会促进企业出口吗[J]. 国际贸易问题, 2020, (8): 100-114.
- [15] 罗进辉,巫奕龙. 空气污染会倒逼企业进行绿色创新吗?[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(2): 321-349.
- [16] 倪娟,孔令文. 环境信息披露、银行信贷决策与债务融资成本——来自我国沪深两市 A 股重污染行业上市公司的经验证据[J]. 经济评论, 2016, 197(01): 147-156+160.
- [17] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [18] 沈洪涛,苏亮德. 企业信息披露中的模仿行为研究——基于制度理论的分析[J]. 南开管理评论, 2012, 15(3): 82-90+100.
- [19] 沈洪涛,李余晓璐. 我国重污染行业上市公司环境信息披露现状分析[J]. 证券市场导报, 2010, (06): 51-57.

- [20] 唐勇军,马文超,夏丽. 环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2021, (7): 69-84.
- [21] 王婉菁,朱红兵,张兵. 资本市场开放与环境信息披露质量[J]. 管理科学, 2021, 34(6): 29-42.
- [22] 王霞,徐晓东,王宸. 公共压力、社会声誉、内部治理与企业环境信息披露——来自中国制造业上市公司的证据[J]. 南开管理评论, 2013, 16(2): 82-91.
- [23] 王馨,王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(06): 173-188+11.
- [24] 王旭,褚旭. 制造业企业绿色技术创新的同群效应研究——基于多层次情境的参照作用[J]. 南开管理评论, 2022, 25(2): 68-81.
- [25] 王永贵,李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, 2023, (2): 131-149.
- [26] 王勇,李雅楠,俞海. 环境规制影响加总生产率的机制和效应分析[J]. 世界经济, 2019, 42(2): 97-121.
- [27] 肖红军,阳镇,凌鸿程. 企业社会责任具有绿色创新效应吗[J]. 经济学动态, 2022, (8): 117-132.
- [28] 肖小虹,田庆宏,王站杰. 利益相关者环保导向能促进绿色创新吗?——一个被调节的中介效应模型[J]. 科研管理, 2021, 42(12):159-166.
- [29] 辛清泉,孔东民,郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究, 2014, (10): 193-206.
- [30] 熊熊,邸佳慧,高雅.绿色关注对上市公司绿色创新行为的影响——来自投资者互动平台的证据[J/OL].系统工程理论与实践.
- [31] 杨光勇,计国君. 碳排放规制与顾客环境意识对绿色创新的影响[J]. 系统工程理论与实践, 2021, 41(3):702-712.
- [32] 于飞,袁胜军,胡泽民. 知识基础、知识距离对企业绿色创新影响研究[J]. 科研管理, 2021, 42(1): 100-112.
- [33] Aerts W, Cormier D, Magnan M. Corporate environmental disclosure, financial markets and the media: An international perspective[J]. Ecological economics, 2008, 64(3): 643-659.
- [34] Aerts W, Cormier D, Magnan M. Intra-industry imitation in corporate environmental reporting: An international perspective[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2006, 25(3): 299-331.
- [35] Amore M D, Bennesen M. Corporate governance and green innovation[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2016, 75: 54-72.
- [36] Barney J. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. Journal of Management, 1991, 17(1): 99-120.
- [37] Clarkson P M, Fang X, Li Y, et al. The relevance of environmental disclosures: are such disclosures incrementally informative?[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2013, 32(5): 410-431.
- [38] Clarkson P M, Li Y, Richardson G D, et al. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: an empirical analysis[J]. Accounting, Organizations and Society, 2008, 33(4-5): 303-327.
- [39] Darnall N, Henriques I, Sadosky P. Do environmental management systems improve business performance in an international setting?[J]. Journal of International Management, 2008, 14(4): 364-376.
- [40] Ding J, Lu Z, Yu C H. Environmental information disclosure and firms' green innovation: Evidence from China[J]. International Review of Economics & Finance, 2022, 81: 147-159.
- [41] Fonseka M, Rajapakse T, Richardson G. The effect of environmental information disclosure and energy

- product type on the cost of debt: Evidence from energy firms in China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, 54: 159-182.
- [42] Galbreath J. Drivers of green innovations: The impact of export intensity, women leaders, and absorptive capacity[J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 158: 47-61.
- [43] Griffin P A, Sun Y. Going green: Market reaction to CSRwire news releases[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2013, 32(2): 93-113.
- [44] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [45] Hirshleifer D, Lim S S, Teoh S H. Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news[J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(5): 2289-2325.
- [46] Hirshleifer D, Teoh S H. Limited attention, information disclosure, and financial reporting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2003, 36(1 - 3), 337 - 386.
- [47] Hummel K, Schlick C. The relationship between sustainability performance and sustainability disclosure-Reconciling voluntary disclosure theory and legitimacy theory[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2016, 35(5): 455-476.
- [48] Jiang G S. Can CEO green experience promotes the green innovation?[J].*Business and Management Journal*,2022,44(02):106-121.
- [49] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [50] Leary M T, Roberts M R. Do peer firms affect corporate financial policy?[J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(1): 139-178.
- [51] Li J, Lian G, Xu A. How do ESG affect the spillover of green innovation among peer firms? Mechanism discussion and performance study[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 158: 113648.
- [52] Lieberman M B, Asaba S. Why do firms imitate each other?[J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31(2): 366-385.
- [53] Lind J T, Mehlum H. With or without u? The appropriate test for a u - shaped relationship[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2010, 72(1): 109–118.
- [54] Manski C F. Dynamic choice in social settings: learning from the experiences of others[J]. *Journal of Econometrics*, 1993, 58(1-2): 121-136.
- [55] Manski C F. Identification of endogenous social effects: The reflection problem[J]. *The Review of Economic Studies*, 1993, 60(3): 531-542.
- [56] Meng J, Zhang Z X. Corporate environmental information disclosure and investor response: Evidence from China's capital market [J]. *Energy Economics*, 2022, 108: 105886.
- [57] Ni J, Jin S, Hu Y, Zhang L. Informative or distracting: CSR disclosure of peer firms and analyst forecast accuracy[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 87: 102575.
- [58] Palmer K, Oates W E, Portney P R. Tightening environmental standards: The benefit-cost or the no-cost paradigm?[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 119-132.
- [59] 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.
- [60] Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [61] Roychowdhury S, Shroff N, Verdi R S. The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment: A review[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 68(2-3): 101246.
- [62] Shi D, Bu C, Xue H. Deterrence effects of disclosure: the impact of environmental information disclosure on emission reduction of firms[J]. *Energy Economics*, 2021, 104: 105680.
- [63] Shroff N, Verdi R S, Yost B P. When does the peer information environment matter?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 64(2-3): 183-214.
- [64] Xiang X, Liu C, Yang M. Who is financing corporate green innovation? *International Review of Economics & Finance*, 2022,78, 321-337.
- [65] Zhang T, Xie L. The protected polluters: Empirical evidence from the national environmental information disclosure program in China[J]. *Journal of cleaner production*, 2020, 258: 120343.

Research on the Impact of Peer Environmental Information Disclosure on Focus Corporate Green Innovation

Abstract: As a combination of green transformation and innovation driven national strategies, green innovation has become the fundamental requirement and key driving force for Chinese economic development in the new era. In the context of the increasingly prominent importance of environmental information disclosure to corporate environmental governance, this paper studies the impact of peer environmental information disclosure on focus corporate green innovation from the perspective of spillover effect of peer environmental information disclosure, taking Chinese A-share listed companies from 2009 to 2020 as samples. It finds that there is a "U-shaped" relationship between peer environmental information disclosure level and focus corporate green innovation. Mechanism analysis finds that peer environmental information disclosure level affects focus corporate green innovation through knowledge effect, social responsibility effect, supervision effect and resource effect. Further analysis finds that heavy polluting corporate, information asymmetry and environmental regulation positively moderate the "U-shaped" relationship between peer environmental information disclosure level and focus corporate green innovation. The research in this paper provides empirical evidence for understanding the economic consequences of corporate environmental information disclosure, and also provides new ideas for promoting corporate green innovation.

Keywords: Environmental Information Disclosure, Green Innovation, Peer Corporate, Focus Corporate