

ESG评级能否促进企业绿色转型?

——基于多时点双重差分法的验证

胡洁 于宪荣 韩一鸣*

摘要: 促进企业绿色转型是中国实现高质量发展的重要路径。相较于正式的环境规制迫使企业被动进行绿色转型,非正式的环境规制则更能够激发企业内在动力,而ESG评级在企业与市场的连接中起着重要作用,能够改善企业的外部信息环境,为企业绿色发展提供激励相容的市场化治理机制。本文从非正式环境规制视角出发,基于商道融绿首次公布上市公司ESG评级的外生冲击,以2010~2020年A股上市公司为样本,利用多时点双重差分模型,从绿色创新和全要素生产率两个角度实证研究了ESG评级对企业绿色转型的影响效应和作用机制。实证研究表明,ESG评级通过市场激励机制与外部监督机制,显著促进了企业绿色转型,这一结论在经过一系列稳健性检验后依然稳健。机制研究表明,ESG评级通过缓解融资约束、缓解代理问题和增加研发投入等途径促进了企业绿色转型。拓展研究表明,ESG评级对企业绿色转型的促进作用在重污染行业和竞争性行业中更为明显;ESG评级能够与正式环境规制互为补充;市场关注进一步增强了ESG评级的积极效应。本文的研究在理论上为探索企业绿色转型提供了新的视角,在实践上为构建与完善市场导向的绿色发展体系提供了经验证据。

关键词: ESG评级 绿色转型 绿色创新 非正式环境规制 多时点双重差分

中图分类号: F270.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-3894(2023)07-0090-22

一、引言

日益严重的生态环境问题、频发的自然灾害和极端气候风险使绿色可持续发展成为当今时代的主题。中国社会各界也深刻认识到必须改变过去“高投入、高消耗、高污染”的粗放型发展模式,促进经济绿色转型,实现高质量发展。2020年9月中国正式提出碳达峰与碳中和的目标,党的二十大报告进一步指出要加快发展方式绿色转型,推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。企业作为经济发展的微观主体,能否贯彻绿色发展理念实现绿色转型,对于转变经济发展方式,实现“双碳”目标和推动经济高质量发展具有决定性作用。然而企业进行绿色转型不仅

* 胡洁,研究员,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所、中国经济社会发展与智能治理实验室、中国社会科学院大学,电子邮箱:hujie@cass.org.cn;于宪荣(通讯作者),博士研究生,中国社会科学院大学应用经济学院,电子邮箱:yuxr@ucass.edu.cn;韩一鸣,硕士研究生,中国社会科学院大学应用经济学院,电子邮箱:hanyim9764@163.com。本文获得国家社科基金项目(20BGL259)、中国社会科学院创新工程基础研究学者项目(XJ2022005)、中国社会科学院大学(2022-KY-127)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

资金需求大、获利周期长、投资风险大,而且具有一定的外部性,因而企业缺乏激励,导致绿色投资不足。因此,如何激发企业进行绿色投资、实现绿色转型,成为社会各界尤其是政府监管部门关注的重点。

为应对日益严峻的环境问题,世界各国纷纷加大环境规制力度。目前,中国主要依靠正式的政府“自上而下”环境规制工具,国家和地方先后出台了一系列环境规制政策,企业迫于合规要求加大绿色投入,绿色转型取得了一定成效,但由于中央政府和地方政府在经济发展和绿色发展方面的目标往往不一致,正式环境规制在“自上而下”的实施过程中面临着“政府主动、企业被动、公众不动”的难题,导致具体政策难以有效执行,要么执行力度不够、要么“一刀切”过度执行,存在高成本低效率的问题,难以达到预期的治理效果。中国环境治理的实践表明,如果以罚款、关停、整改等行政手段迫使企业被动进行绿色转型,不仅给企业造成经济损失甚至使其大伤元气,不利于产业发展和经济的平稳运行,使企业绿色行为短期性、反复性,使环境规制的政策效果大打折扣,而且使企业在与监管部门重复博弈中大大增加了监管难度、提高了治理成本,导致社会福利水平下降(邓忠奇等,2022)。已有研究也表明,政府过于严格的环境规制,会增加企业生产成本(Murty和Kumar,2003),降低企业全要素生产率(刘和旺等,2016),进而降低企业的国际竞争力(Cole和Elliott,2003)。相较于正式的环境规制迫使企业被动进行绿色转型,以公众非政府组织为代表的非正式环境规制具有“自下而上”的环境治理效应,在环境治理中发挥着越来越重要的作用(赵晓梦和倪娟,2022),更能够激发企业内在动力,促使企业主动进行绿色转型。

另外,在环境压力日益严峻的现实背景下,资本在ESG(Environmental, Social, Governance)体系的建设中发挥着加速器的作用。越来越多资金流向ESG相关领域,而且是一种长期趋势,形成倒逼企业加强ESG建设的力量。如公司治理理论表明,来自外部市场的治理机制将深刻影响企业行为。资本对绿色企业、绿色经济的偏好和选择对企业绿色转型发展起着重要助力作用。近年来随着全球可持续投资理念的兴起,ESG投资快速增长^①,形成倒逼企业加强ESG建设的力量。在欧美市场,ESG投资已经成为主流。据联合国责任投资原则机构的官网显示,自2006年推出《联合国负责任投资原则》(Principles for Responsible Investment, PRI)以来,签署机构数量已经从2010年的734个增加到2015年的1384个和2022年6月的5022个,签署方管理的资产总规模占全球专业资产管理规模的50%以上。与此同时,在碳达峰、碳中和等一系列绿色发展政策的推动下,ESG投资在中国也持续升温。从Wind统计数据看,中国二级市场的ESG投资基金接近300只,总规模约2700亿元,其中以ESG为主要投资策略的主题基金(高纯度ESG基金)达到了30家,管理资产规模超过150亿元;而泛ESG概念的基金规模估计则超过了1.5万亿元。中国的ESG信息披露率和披露水平也在逐年提升。根据中国上市公司协会的数据,2021年上市公司进行ESG信息披露的企业数量占比为29.4%。

ESG投资对于促进企业绿色转型,实现经济绿色低碳发展具有重要意义,而ESG评级是进行ESG投资的重要依据。ESG评级能够将企业与市场连接起来,改善企业的外部信息环境,降低企业与外部利益相关者之间的信息不对称,有助于发挥市场激励机制与外部监督机制的作用,帮助ESG表现好的企业获得利益相关者更多的支持,缓解融资约束、降低企业风险,提高企业价值,从而为企业绿色转型提供内在动力。然而现有研究多是从政府规制视角考察来自政府的环境规制对于绿色

^① ESG投资是一种在投资组合选择和管理中考虑环境(Environmental)、社会(Social)和公司治理(Governance)要素的可持续投资理念。

转型的影响效应及作用机制,而对于来自其他利益相关者的非正式环境规制在企业绿色转型发展中的影响方式和效应未能引起足够重视。如何充分发挥企业外部市场治理机制,驱动企业主动进行绿色转型,ESG 评级在其中发挥怎样的作用,作用机制又是什么?鲜有文献对此进行探讨。因此本文从非正式环境规制视角出发,研究 ESG 评级对绿色转型的影响效应和作用机制。

本文可能的创新如下:第一,理论分析方面,本文将 ESG 评级与企业绿色发展纳入同一分析框架,提出 ESG 评级改善了企业外部信息环境,将企业与市场连接起来,为企业绿色转型发展提供了激励相容的市场化治理机制,通过市场激励机制和外部监督机制,激励和倒逼企业进行绿色转型,丰富了有关 ESG 研究的相关文献,为构建市场导向的绿色发展体系提供理论参考和政策启示。第二,本文从非正式环境规制角度出发,进一步拓展了企业绿色转型影响因素的研究。现有文献主要分析了正式的国家政策或环境规制对企业绿色转型的影响,本文提出并验证了 ESG 评级通过缓解融资约束、改善代理冲突和增加研发投入三条路径促进企业绿色转型,有助于厘清非正式环境规制影响企业绿色转型的作用机理,为优化调整现有绿色发展政策提供思路。第三,在实证研究方面,本文基于商道融绿首次公布上市公司 ESG 评级的外生冲击,利用多时点双重差分法研究 ESG 评级对企业绿色转型的影响,相比于部分文献直接用 ESG 评级数据进行回归,本文的方法能够更好地缓解内生性问题。本文的研究结论表明了 ESG 评级对企业绿色转型的重要性,为相关部门进一步完善 ESG 评级制度提供了经验证据。

二、文献综述

(一)关于 ESG 评级的研究

ESG 评级是对企业在环境、社会和公司治理方面的表现进行评价。其中 E 是对企业环境管理的评价,主要包括气候变化和碳排放、自然资源的管理和使用、环境污染和废弃物的处理、能源的有效性和安全性、生态设计和创新等方面。S 是对企业履行社会责任的评价,具体表现在企业对其利益相关者的管理,主要包括员工的健康、安全、多样性和培训、人权和社会平等、消费者和产品的质量、社区关系和捐款等。G 是对公司治理的评价,包括股东权益的保护、董事会的构成(如独立董事问题、董事会多样性),管理层薪酬、行贿和作假等方面。随着绿色可持续发展理念深入人心,越来越多的企业开始主动披露 ESG 报告及相关信息。与此同时,一些第三方评级机构根据 ESG 报告和其他相关信息对企业进行 ESG 评级,学术界也利用这些评级信息进行了大量的研究。一是关于 ESG 评级本身进行的探讨,主要集中于对 ESG 评级的分歧、作用及影响方面。由于不同的评级机构应用的数据来源、模型不一样,对同一个公司的评级差别较大。Avramov 等(2022)对美国六家主要的评级机构提供的数据进行了分析,发现这些评级数据的相关性平均仅为 0.48。评级分歧会对股票需求产生负面影响,而且公司的评级分歧越大,股票收益波动越大,外部融资成本越高(Christensen 等,2021)。以利益相关者理论为基础,ESG 评级有助于缓解信息不对称,但评级分歧却有可能抵消这一作用。对于一些外部监管力度较小或者内部治理水平较低的企业,ESG 评级甚至还会带来负面影响。首先,ESG 评级可能会加重企业“漂绿”行为,即部分企业为了获得更高的 ESG 评级,会在 ESG 报告中夸大与环境保护和资源利用相关的投入与成效,并做出难以实现的承诺等(黄世忠,2022)。其次,ESG 评级带来的信息传递效应有可能被扭曲为信息遮蔽效应,即企业管理层利用 ESG 信息转移投资者的注意力,掩饰不良的企业财务绩效(权小锋等,2015)。

二是 ESG 评级结果即对企业 ESG 表现的经济后果进行研究。Friede 等(2015)对 2000 多篇研究企业 ESG 表现与财务绩效的文献进行了综述,发现大约 90% 的实证研究验证了两者之间的非负相

关关系。ESG评级可以降低企业与利益相关者之间的信息不对称,从而获得更多的利益相关者支持,进而获得更好的财务绩效和更高的市值(Deng等,2013;Flammer,2015)。企业良好的ESG表现对盈余持续性、企业股票收益率产生正向影响(席龙胜和赵辉,2022),而且能够提高企业投资效率(Benlemlih和Bitar,2018),在国际投资中有助于跨国公司克服外来者劣势,提升跨国公司对外直接投资的可能性与规模(谢红军和吕雪,2022)。良好的ESG表现还能够产生道德资本,具有保险效应,降低企业风险(Lins等,2017),进而也会降低投资者和债权人要求的报酬率,从而降低企业股权成本(Pástor等,2021)和债务成本(Goss和Roberts,2011)。

(二)关于企业绿色转型的研究

企业绿色转型并非简单的节能减排,其主要包含三个方面的内容:一是要节约资源,处理好与自然环境之间的关系;二是产品要符合健康标准,处理好与社会的关系;三是要善待员工,处理好劳动与资本的关系(刘学敏和张生玲,2015)。企业绿色转型要以国家政策为准绳,在生产理念和制度建设层面嵌入绿色要素,不仅要加大末端治理支出,更要从工艺技术和基础设施层面降低污染排放强度。大量文献从国家政策或环境规制角度对企业绿色转型进行了研究。从国家政策角度,陈国进等(2021)提出央行担保品类绿色金融政策通过降低绿色企业融资成本,增加棕色企业融资成本的方式促进了企业绿色转型;舒利敏和廖菁华(2022)提出绿色信贷政策不仅能够限制重污染企业落后产能的扩张,而且能够促进重污染企业绿色转型。从环境规制角度,于连超等(2019)指出环境税作为一种经济激励型环境规制,能够增加企业治理成本,倒逼企业进行绿色转型;刘和旺等(2022)指出污染物总量控制型环境规制有利于企业实现减排增效,推动企业绿色转型。还有学者从企业治理层面进行了研究,韩超和李鑫平(2023)指出企业进口机器人能够产生污染减排效应,有利于企业绿色转型;李慧云等(2022)分析了环境、社会及治理信息披露对重污染企业绿色创新绩效的影响,认为两者之间存在“U”形关系;刘柏等(2023)研究了ESG评级对企业绿色创新数量与质量的影响,认为ESG评级提高了绿色创新数量但降低了绿色创新质量。然而更多学者则认为ESG对企业绿色转型具有正向作用,如吴晨钰和陈诗一(2022)研究表明健全的ESG体系能够有效助推企业绿色转型;施懿宸等(2021)也指出ESG是促进绿色转型的主要动力,是应对气候风险的重要抓手,是碳中和目标达成的基本保障。由此可见,关于ESG与企业绿色转型之间的关系尚未达成共识。

通过对国内外研究现状的分析可以发现,已有关于ESG评级的研究主要集中于ESG评级的经济效应,如降低企业融资成本,提高企业市场价值,获得投资者认可,提高企业竞争力和财务绩效等。关于企业绿色转型的研究集中于正式的国家政策或环境规制层面,从非正式环境规制层面进行研究的文献较少,同时有关ESG与绿色转型关系的研究多集中于对绿色创新的影响,得出的结论也存在一定差异。基于此,本文从非正式环境规制视角,将ESG评级与企业绿色转型纳入同一框架,从理论层面深入分析ESG评级对企业绿色转型的影响效应和作用机制,并基于商道融绿首次公布上市公司ESG评级的外生冲击,利用A股上市公司数据对ESG评级与企业绿色转型的关系进行实证分析。

三、理论分析与研究假设

(一)影响效应分析

ESG评级在企业与市场的连接中起着重要作用,为企业绿色转型发展提供了激励相容的市场化治理机制。现代企业理论认为企业的本质是各生产要素所有者(利益相关者)达成的一组契约(Coase,1960),不确定性的存在、信息的不对称、人类的有限理性以及高昂的交易成本等导致企业契约的不完备(Jensen和Meckling,1976;Hart和Moore,1995),由此产生了道德风险和逆向选择

(Demsetz, 1964), 而获取尽可能多的信息、缓解信息不对称就是解决逆向选择和道德风险的关键。根据信号传递理论, ESG 评级向外部市场传达了企业在环境、社会责任和公司治理方面的表现以及公司绿色可持续发展方面的经营理念, 从各个维度增加企业的信息披露透明度, 从而缓解了企业与利益相关者之间的信息不对称, 通过促使来自其他利益相关者(政府之外)的非正式环境规制发挥作用, 从而为企业绿色转型提供了激励相容的市场化治理机制。

一方面, ESG 评级促进市场激励机制发挥作用, 驱动企业主动进行绿色转型。在资本市场上, 随着 ESG 信息披露的逐步完善, ESG 评级及相关信息能够增加资本市场的信息透明度, 缓解逆向选择问题, 提高资源配置效率, 引导资金和吸引更多秉承可持续发展理念的投资者投资于 ESG 评级更高的公司, 而这些公司也能够为投资者提供更高的超额回报(周方召等, 2020)。在信贷市场上, 金融机构和企业的债权人可以通过 ESG 评级筛选出在绿色可持续发展方面表现好的企业和绿色项目, 给予优惠绿色信贷, 从而缓解企业融资约束, 为企业绿色转型提供资源基础。在产品市场上, 消费者更愿意购买绿色产品并支付更高的溢价, 促使企业更有积极性采用绿色技术、进行绿色生产, 提供更多绿色产品和服务。在劳动力市场上, ESG 评级高的公司往往更关注员工的利益和发展, 因而更有可能吸引优秀人才加盟, 更有利于提高员工工作积极性和劳动效率。在产业链供应链中, 上游供应商和下游客户更愿意与关注供应商利益、更具可持续发展理念的企业合作, 从而保证产业链供应链的安全运营。此外, ESG 评级也能够缓解企业与利益相关者之间的信息不对称, 减少外部摩擦与交易成本, 降低企业经营风险, 从而为企业绿色转型提供稳定的营商环境。这些来自外部市场的治理机制为企业绿色发展提供内在动力, 驱动企业主动进行绿色转型。

另一方面, ESG 评级能够促进利益相关者监督机制发挥作用, 倒逼企业进行绿色转型。ESG 评级作为连接企业与市场的桥梁, 缓解了企业与各利益相关者之间的信息不对称, 降低了利益相关者对企业的监督成本, 从而提高了监督积极性。当企业的生产经营行为对社会造成严重的环境污染或损害利益相关者的利益时, ESG 评级能够及时反映企业的风险并传递给利益相关者, 出于维护自身权益的目的, 企业利益相关者或是直接发挥监督与约束机制的作用, 或是形成强大的社会舆论压力, 从而迫使企业进行绿色转型。

因此, ESG 评级机制促使来自企业利益相关者的非正式规制发挥作用, 通过外部市场的激励与监督机制重塑企业的经营理念, 更大程度上将绿色发展理念贯彻到企业战略规划和经营行为中, 激励和倒逼企业从事绿色生产, 采用更多的绿色技术, 提供更多的绿色产品, 善待员工、关注供应商和客户的利益, 这些因素最终将决定一家企业产品或服务的公众认可度、产业链供应链上的市场声誉、劳动力市场的口碑, 以及融资难易程度, 从而构筑企业长期竞争力。

由此, 提出研究假说 1: ESG 评级能够促进企业绿色转型。

(二) 影响机制分析

ESG 评级主要通过以下三条途径驱动企业绿色转型。

一是缓解融资约束。企业绿色转型需要大量资金投入, 往往需要外部融资支持, 而信息不对称是导致企业融资难融资贵的关键。ESG 评级提高了企业信息透明度, 可以帮助投资者和金融机构识别绿色项目和绿色投资风险, 将直接影响企业融资约束(胡洁等, 2023)。首先, ESG 评级是 ESG 投资的重要依据, 有 ESG 评级以及评级高的公司能够获取更多外部融资。可持续发展理念的兴起、ESG 公募基金规模的不断扩大以及绿色金融的快速发展, 为资本市场 ESG 投资提供了更多的资金。同时, 金融机构也纷纷推出绿色信贷产品, 为绿色产业和绿色项目提供更多金融支持。其次, ESG 评级有利于帮助绿色企业降低融资成本。一方面, ESG 评级为投资者提供了更多的非财务信息, 缓

解了企业与投资者之间的信息不对称,减少了投资者面临的信息风险,降低了投资者要求的必要报酬率,因而降低了企业的融资成本(邱牧远和殷红,2019)。另一方面,具有绿色环保意识的投资者更愿意为ESG评级高的企业支付更高的溢价,或者说愿意以更低的预期超额回报持有高ESG评级的股票,从而ESG评级较高的企业具有较低的权益融资成本(Pástor等,2021)。因此,获得ESG评级以及评级高的企业能够吸引更多的潜在投资者、获取更多更优惠的绿色信贷支持,有利于缓解企业绿色转型所面临的融资约束。

二是缓解代理问题。现代公司制企业因所有权与经营权分离而形成了一系列的委托代理关系,由于公司所有者和经营者的利益取向和追求的目标不同造成的利益损失被称为代理成本(Jensen和Meckling,1976)。公司经营者可能受绩效、股价、舆论和风险等因素影响,更加关注公司当前业绩,倾向于选择次优的短期投资项目,放弃风险较高的长期项目(He和Tian,2013;Fang等,2014)。这种管理层短视行为容易导致投资效率降低和研发支出减少,进而导致企业未来绩效受损和企业竞争力的下降(胡楠等,2021)。企业绿色转型是企业可持续发展的长期投资,短期内会增加治理成本与经营管理成本,因而管理者不具有内在激励。ESG评级减少了管理者与股东及其他利益相关者之间的信息不对称,提高了企业的透明度,降低了股东和利益相关者的监督成本,有利于股东监督机制和外部市场治理机制发挥作用,能够有效监督和约束管理层行为,避免企业管理层的短视行为,降低委托代理成本,迫使管理层进行绿色转型以提升企业的竞争力和可持续发展能力。因此,获得ESG评级的企业管理层更有可能避免只看眼前利益的短视行为,更加关注企业长期发展目标,有利于企业进行绿色转型。

三是增加研发投入。绿色技术创新与应用是企业进行绿色转型的关键。企业研发投入尤其是绿色创新投入决定了企业绿色技术的创新与应用,然而企业研发活动投入大、周期长、风险大,社会效益往往大于私人(企业)效益,具有极强的正外部性,由此导致企业研发投入激励不足,实际研发投入水平远远低于最优水平(Arrow,1962;Jones和Williams,1998)。为克服这种市场失灵,需要政府对进行研发活动的企业实施补贴,或制定优惠政策激励企业进行研发投入等(杨国超和芮萌,2020)。然而,一些低质量的企业为了获得政策优惠,会将自己包装成需要政府补贴的对象,从而导致政府失灵(黎文靖和郑曼妮,2016)。ESG评级能够激励和倒逼企业增加研发投入,缓解研发活动的市场失灵与政府失灵。一方面,ESG评级通过提供市场激励机制,驱动企业加大研发投入。ESG评级能够提高创新企业研发活动信息的透明度,不仅有利于资本市场对其潜在价值做出评估,提前兑现价值对冲研发投入导致的企业当前盈利损失,从而在一定程度上将研发活动的外部性内部化,为企业创新性投资提供激励。另一方面,ESG评级促使企业利益相关者发挥监督作用,倒逼企业增加研发投入。ESG评级是动态更新的,评级高的企业会形成良好的社会形象,为了获得更高的ESG评级,企业有动力去减少污染排放、提供更加绿色健康的产品,处理好与股东、员工、消费者等之间的关系等,这无疑会增加企业污染治理成本与经营管理成本。随着这些成本不断增加,追求利润最大化的企业将会寻求更多的绿色技术降低成本,由此产生绿色创新需求,而企业内部只能通过增加研发投入的方式满足自身需求。随着社会整体可持续发展意识的提高,ESG评级越来越受到重视,企业管理层将会认识到看似成本更高的研发投入实际能够带来更高更长久的收益,波特假说也指出当绿色创新产生的补偿效应超过合规成本时,企业的竞争力就会提高,企业也就实现了绿色转型(Porter和van der Linde,1995)。也就是说,在ESG评级产生的成本约束下,企业将通过增加研发投入获得绿色技术,这些绿色技术在帮助企业减少污染排放的同时,也提高了企业的运营效率,在这个过程中实现了绿色转型。

基于上述分析,本文提出以下研究假说:

研究假说 2.1:ESG 评级通过缓解企业融资约束促进企业绿色转型。

研究假说 2.2:ESG 评级通过缓解企业代理问题促进企业绿色转型。

研究假说 2.3:ESG 评级通过增加企业研发投入促进企业绿色转型。

四、研究设计

(一)模型设定

目前相关部门尚未制定正式的 ESG 评级标准,现有的 ESG 评级数据主要由第三方评级机构发布,并受到资本市场各种投资者和企业利益相关者的重视与监督,因此在一定程度上,可以将 ESG 评级视为一种来自外部市场的治理机制,这种治理机制能够对企业行为产生重要影响。为验证 ESG 评级对企业绿色转型的影响(研究假说 1),本文基于商道融绿首次公布上市公司 ESG 评级的外生冲击,利用多时点双重差分法,构建如下模型:

$$GT_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 GT_{it} 为企业 i 在第 t 年的绿色转型; ESG_{it} 为核心解释变量,若商道融绿发布了企业 i 在第 t 年的评级数据,则 $ESG_{it}=1$,否则 $ESG_{it}=0$; X_{it} 为一系列控制变量; u_i 为个体固定效应; η_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

为了进一步考察 ESG 评级的动态效果并进行平行趋势检验,本文参考黄炜等(2022)的做法,构建如下的动态双重差分模型:

$$GT_{it} = \alpha + \beta_s^{precut} \left[D_i \times I(t - T_D < -3) \right] + \sum_{s=-3}^{-2} \beta_s^{pre} \left[D_i \times I(t - T_D = s) \right] + \sum_{s=0}^2 \beta_s^{post} \left[D_i \times I(t - T_D = s) \right] + \beta_s^{postcut} \left[D_i \times I(t - T_D > 2) \right] + \gamma X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $D_i = 1$ 表示企业 i 为处理组, $D_i = 0$ 表示企业 i 为控制组; $I(\cdot)$ 为示性函数, T_D 为 ESG 评级当期,以距离 ESG 评级发布时间的相对时间为参照系 ($t - T_D = s$),其中 $s = -1$ 为基期,其余变量与式(1)含义相同,不再赘述。该模型中关注的系数是 β_s ,其变化反映了 ESG 评级对企业绿色转型影响的动态变化,若回归系数 β_s^{precut} 和 β_s^{pre} 不显著异于 0,回归系数 $\beta_s^{postcut}$ 和 β_s^{post} 显著性地异于 0,则表明本文构建的多时点双重差分模型满足平行趋势检验。

(二)变量设定

1. 核心解释变量

随着 ESG 信息越来越受到重视,一些第三方评级机构开始推出 ESG 评级产品,目前在 Wind 数据库能够查到华证、富时罗素、商道融绿、社会价值投资联盟以及 Wind 自有的 ESG 评级数据等。其中,商道融绿是中国最早发布 ESG 评级数据的机构,也是国内首家签署联合国责任投资原则(UNPRI)的服务机构,其发布的《中国责任投资年度报告》《A 股上市公司 ESG 评级分析报告》等受到资本市场广泛关注,具有较高权威性。2015 年,商道融绿开始对沪深 300 成分股进行 ESG 评价并发布 ESG 评价指数,此后,随着上市公司关于 ESG 信息披露的增加,越来越多的公司被纳入商道融绿 ESG 评级体系中,2020 年已覆盖 1043 家上市公司,这些 ESG 评级数据为构建多时点双重差分法中的处理组与对照组提供了便利。因此,本文以商道融绿 ESG 评级数据为基准构造核心解释变量,参考晓芳等(2021)、Tan 和 Zhu(2022)的做法,若商道融绿发布了企业 i 在第 t 年的评级数据,则为处理组, $ESG_{it} =$

1,否则视为对照组, $ESG_{it} = 0$ ^①。另外,选取华证ESG评级数据替代核心解释变量进行稳健性检验。

2. 被解释变量

关于企业绿色转型,一些文献通过构建综合指标评价体系进行了测度,如于连超等(2019)从绿色文化、绿色战略、绿色创新、绿色投入、绿色生产和绿色排放六个维度选取了多个指标,构建了企业绿色转型评价体系;孙传旺和张文悦(2022)则重点关注企业生产过程的高效化、可持续化等,从技术创新、生产水平、降污减排、环境保护和社会评价五个维度选取指标,测算了企业绿色转型指数。在这种测度方式中,部分维度选取的指标来自企业ESG报告或社会责任报告等,与本文的核心解释变量ESG评级有重合。为避免这种情况,本文从绿色创新和效率优化两个角度测度企业绿色转型。其中,企业绿色创新用绿色专利授权数量衡量;效率优化用企业全要素生产率衡量(田淑英等,2022)。关于企业全要素生产率的测算方法,OP法和LP法因能够较好地处理内生性问题和样本选择偏差问题被广泛使用(鲁晓东和连玉君,2012;任胜钢等,2019),为保证回归结果的稳健性,本文同时使用了LP法和OP法测算企业全要素生产率,在基准回归中报告了两种测算方法的回归结果;在后续的部分检验中,因为LP法能够解决样本损失问题也被视为OP法的改良,又出于篇幅原因,仅报告了LP法的回归结果。

3. 控制变量

本文控制了影响企业绿色转型的重要变量,包括:企业规模(*Size*),为企业总资产的自然对数;企业总资产收益率(*ROA*),用以衡量企业的盈利状况;企业资产负债率(*Lev*),用以衡量企业的负债情况;企业上市年龄(*ListAge*),根据企业上市时间推算;企业营业收入增长率(*Growth*),用以衡量企业未来成长机会;第一大股东持股比例(*Top1*),用以衡量企业股权集中度;企业人均固定资产(*PFixA*),用以衡量企业资本密度;企业人均营业收入(*PSales*),用以衡量企业员工劳动生产率。具体变量定义见附表1^②。

(三)数据来源

考虑到商道融绿评级数据从2015年开始发布,选取2010~2020年A股上市公司为样本,利用多时点双重差分法研究ESG评级对企业绿色转型的影响。具体的样本处理过程如下:(1)剔除金融类公司以及当年被ST、ST*和PT的公司;(2)剔除当年上市公司,以避免因上市时间过短而造成的信息披露差异;(3)剔除数据严重缺失的样本,最终得到25654个样本观测值。为避免极端值的影响,利用Stata中winsor2命令对连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理。ESG评级数据来自Wind数据库,企业绿色创新数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库,其他数据均来自CSMAR数据库。

五、实证结果分析

(一)变量描述性统计

模型主要变量的描述性统计结果见附表2。绿色专利授权数量(取对数)平均约为0.375,标准差为0.788,最大值与最小值的差距为6.9,说明样本企业的绿色创新水平普遍较低,且存在较大差异。LP法和OP法计算的全要素生产率均值分别为9.075和8.138,标准差分别为1.117和0.995,由此可见LP法计算的全要素生产率整体大于OP法,但数值分布情况基本相似。本文的绿色创新与

① 本文已验证,在商道融绿ESG评级数据中,不存在某个企业*t*年有ESG评级数据,*t*+1年没有评级数据的情况,即某个企业一旦进入了实验组,不会再进入对照组。

② 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

全要素生产率的度量方式与田淑英等(2022)相似,统计结果也基本一致。ESG 的平均值为 0.128,说明在样本期间有 ESG 评级的企业占总样本的 12.8%。在控制变量中,样本企业规模平均约为 22.242,最大值和最小值分别为 26.395 和 19.505,说明样本包含了不同规模的企业;企业总资产收益率平均约为 3.8%,企业资产负债率平均约为 44%,说明大部分企业负债占资产的一半,负债比例较为合理;其余变量也均在合理的取值范围内。

(二)基准回归

本文接下来考察 ESG 评级对企业绿色转型的具体影响。首先根据模型(1)进行估计,表 1 汇报了 ESG 评级对企业绿色创新和全要素生产率的回归结果。所有回归分析均控制了企业和年份固定效应,并使用企业层面的聚类标准误。

由表 1 回归结果第(1)列和第(2)列可知,ESG 评级的回归系数显著为正,表明 ESG 评级能够显著增加企业绿色专利产出。回归结果第(2)列进一步表明,在加入了一系列控制变量后,ESG 评级

表 1 基准回归结果

变量	<i>Get1</i> (1)	<i>Get1</i> (2)	<i>Get2</i> (3)	<i>Get3</i> (4)	<i>TFP_LP</i> (5)	<i>TFP_LP</i> (6)	<i>TFP_OP</i> (7)
<i>ESG</i>	0.099*** (0.021)	0.092*** (0.020)	0.106*** (0.018)	0.051*** (0.020)	0.128*** (0.023)	0.033*** (0.009)	0.029*** (0.007)
<i>Size</i>		0.038*** (0.012)	0.020** (0.008)	0.030*** (0.011)		0.513*** (0.011)	0.366*** (0.008)
<i>ROA</i>		-0.015 (0.062)	-0.090** (0.044)	0.061 (0.058)		0.330*** (0.051)	0.238*** (0.038)
<i>Lev</i>		0.004 (0.039)	0.009 (0.028)	0.016 (0.035)		0.196*** (0.039)	0.142*** (0.027)
<i>ListAge</i>		0.061*** (0.022)	0.038** (0.017)	0.042** (0.019)		0.085*** (0.014)	0.070*** (0.010)
<i>Growth</i>		-0.010* (0.006)	-0.005 (0.004)	-0.008 (0.005)		0.065*** (0.005)	0.045*** (0.004)
<i>Top1</i>		-0.032 (0.080)	0.025 (0.058)	-0.043 (0.071)		0.050 (0.058)	0.039 (0.040)
<i>PFixA</i>		0.019*** (0.007)	0.013*** (0.005)	0.013** (0.006)		-0.316*** (0.010)	-0.119*** (0.006)
<i>PSales</i>		-0.027*** (0.008)	-0.013** (0.005)	-0.020*** (0.008)		0.599*** (0.012)	0.695*** (0.009)
常数项	0.361*** (0.003)	-0.477* (0.288)	-0.367* (0.195)	-0.357 (0.266)	9.061*** (0.003)	-6.985*** (0.286)	-8.369*** (0.198)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	25457	25456	25456	25456	25457	25456	25456
调整 R ² 值	0.724	0.725	0.656	0.662	0.866	0.975	0.980

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号中为企业层面聚类的稳健标准误。

的回归系数为0.092,在1%水平上显著,即ESG评级使得企业下一年绿色专利授权总量平均增加9.2%。由表1估计结果第(3)列和第(4)列可知,企业绿色发明专利授权数量对ESG评级的回归系数为0.106,绿色实用新型专利授权数量对ESG评级的回归系数为0.051,均在1%水平上显著,表明相比于绿色实用新型专利,ESG评级对绿色发明专利的正向影响更大。表1回归结果第(5)、(6)和(7)列汇报了ESG评级对企业全要素生产率的回归结果,也均在1%的水平下显著为正,在加入了一系列控制变量后,ESG评级的回归系数为0.033和0.029,略小于绿色专利授权数量的回归系数,在一定程度上表明了ESG评级对绿色创新的促进作用更大。由此验证了研究假设1,ESG评级对企业绿色转型具有显著的正向促进作用。

在控制变量中,首先,企业规模(*Size*)和上市年龄(*ListAge*)的系数均显著为正,说明大规模、上市时间长的企业绿色转型程度更高,因为绿色转型是一项高风险、高投入活动,规模大、上市时间长的企业更有实力进行绿色转型。其次,总资产收益率(*ROA*)、资产负债率(*Lev*)、营业收入同比增长率(*Growth*)、人均营业收入(*PSales*)的系数在全要素生产率的回归中均显著为正,表明效益好、负债率高以及营业收入高的企业全要素生产率更高。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

为进行平行趋势检验并进一步考察ESG评级效果的动态特征,本文利用模型(2)再次检验了ESG评级对企业绿色创新和全要素生产率的动态影响,结果如图1(a)(b)所示。在ESG评级前,企业绿色创新和全要素生产率在两个组别中不存在显著差异(回归系数 β_s^{pre} 不显著异于0),满足平行趋势假设;但在ESG评级后,处理组的绿色创新和全要素生产率相比于控制组均明显上升(回归系数 β_s^{post} 在1%的显著性水平上大于0),表明ESG评级对企业绿色转型具有持续的促进作用。

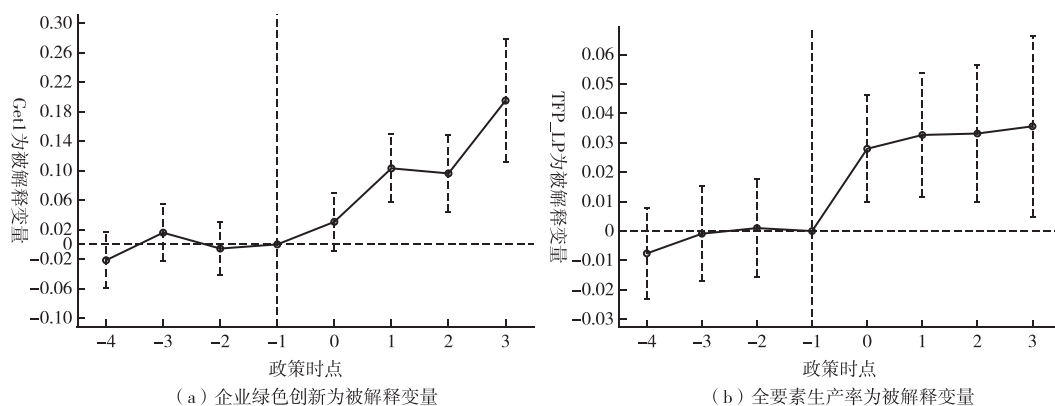


图1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为了检验ESG评级对企业绿色转型的影响不是由其他随机性因素导致的,本文采用安慰剂检验对ESG评级效果的偶然性加以识别。参考La Ferrara等(2012)的做法,按照基准回归中ESG评级变量的分布情况,随机抽样500次构建“伪政策虚拟变量”,并以模型(1)重新回归估计,检验其系数和P值分布,结果如图2所示。企业绿色创新和全要素生产率对“伪政策虚拟变量”回归系数的均值接近于0,且远小于基准回归系数,估计系数的分布接近正态分布,P值大多大于0.10,在10%的水

平上并不显著。表明 ESG 评级对企业绿色创新和全要素生产率的影响并非其他随机性因素导致,上文得到的结论可靠。

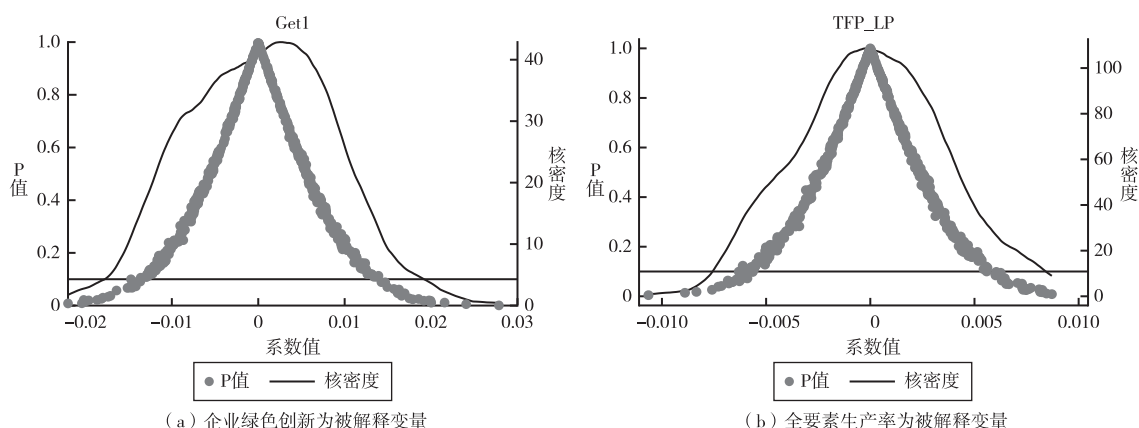


图2 安慰剂检验

3. PSM-DID 法

考虑到在发布 ESG 评级信息时,商道融绿评级机构可能会选择信息比较充足的大型企业进行披露,上文的模型可能存在样本选择问题,故进一步利用倾向得分匹配法(PSM)为处理组企业重新匹配控制组,以减轻样本选择偏误。具体采用核匹配方法,以企业规模、总资产收益率等控制变量作为协变量进行匹配,使得处理组与控制组不存在系统性差异。剔除少数没有被匹配的样本后,利用多时点 DID 模型重新进行检验,回归结果见表 2 的第(1)列和第(2)列。ESG 评级的回归系数分别为 0.067 和 0.036,均在 1% 水平上显著,表明 ESG 评级能够促进企业绿色转型,原模型不存在严重的样本选择偏误问题,得出的结论可靠。

4. 改变样本区间

2019 年底爆发的新冠疫情对全球经济带来巨大冲击,对市场主体企业也造成了强烈的负面影响。为了避免新冠疫情对企业绿色转型的可能干扰,本文剔除了 2020 年的样本,再次检验 ESG 评级对企业绿色转型的影响,表 2 的第(3)列和第(4)列报告了回归结果。在剔除了 2020 年样本后,ESG 的回归系数分别为 0.100 和 0.032,均在 1% 水平上显著,说明 ESG 评级确实能够促进企业绿色转型。

5. 替换变量

为了进一步证明 ESG 评级能够促进企业绿色转型这一结论的稳健性,本文还对核心解释变量进行了替换,根据华证 ESG 评级数据重新构建核心解释变量华证 ESG,鉴于华证 ESG 评级体系覆盖公司较多,直接利用评级数据作为核心解释变量更为合适。参考 Lin 等(2021)的做法,对 9 档 ESG 评级进行 1~9 的赋值,数值越大表示评级越高。回归结果如表 3 第(1)列和第(2)列所示,华证 ESG 的回归系数分别为 0.033 和 0.016,均在 1% 的水平上显著,证明了上文的结论稳健。另外,考虑到绿色创新产出需要时间积淀,ESG 评级对企业绿色创新的影响应该具有持续性。为验证这一结论,本文对绿色创新(*Get1*)分别采用 $t+1$ 期、 $t+2$ 期进行验证,回归结果如表 3 第(3)列和第(4)列所示,ESG 的回归系数分别为 0.107 和 0.086,均在 1% 的水平上显著,与基准回归中使用绿色创新当期的回归系数 0.092 相比, $t+1$ 期的回归系数更大,这也与预期相符。

表 2 稳健性检验结果 1

变量	PSM 结果		改变样本区间	
	<i>Get1</i> (1)	<i>TFP_LP</i> (2)	<i>Get1</i> (3)	<i>TFP_LP</i> (4)
<i>ESG</i>	0.067*** (0.020)	0.036*** (0.010)	0.100*** (0.021)	0.032*** (0.009)
常数项	-0.344 (0.305)	-6.984*** (0.297)	-0.463 (0.291)	-6.739*** (0.299)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	23520	23520	22261	22261
调整 R ² 值	0.697	0.973	0.732	0.976

注:同表 1。

表 3 稳健性检验结果 2

变量	<i>Get1</i> (1)	<i>TFP_LP</i> (2)	<i>f.Get1</i> (3)	<i>f2. Get1</i> (4)
华证 <i>ESG</i>	0.033*** (0.006)	0.016*** (0.003)		
<i>ESG</i>			0.107*** (0.023)	0.086*** (0.027)
常数项	-0.683** (0.289)	-7.057*** (0.283)	-0.563* (0.329)	-0.743** (0.333)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	25437	25437	21009	17468
调整 R ² 值	0.725	0.976	0.744	0.760

注:同表 1。

6. 异质性处理效应检验

De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020)的研究发现,多时点双重差分模型的估计结果是所有处理个体的处理效应的加权平均,当存在异质性处理效应时,可能会出现负权重的情况,当负权重占比较大时,模型的估计结果可能不稳健。为验证基准回归结果在异质性处理效应下的稳健性,本文采用 Stata 软件的 *twowayfweights* 命令进行检验。结果显示,在所有 3252 个权重中,3150 个权重为正,102 个权重为负,正权重的和为 1.003,负权重的和为 -0.003,负权重占比很小,在一定程度上表明异质性处理效应对基准回归结果没有实质性影响,基准回归结果是稳健的。

六、机制检验

上文得到了 ESG 评级促进企业绿色转型的经验证据,本部分基于理论分析,从融资约束、代理

问题和研发投入三个角度揭示其作用机制。参考江艇(2022)的研究,使用如下模型进行机制检验:

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 ESG_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为衡量融资约束、代理问题和研发投入的机制变量,其余变量与基准回归模型相同。

(一)ESG 评级与融资约束

ESG 表现出色的企业可以通过发行绿色债、绿色信贷来获取低成本资金,ESG 评级能够缓解企业与外部投资者之间的信息不对称,进而缓解企业的融资约束,为企业绿色转型提供资金支持。企业的融资方式主要可分为权益融资和债务融资两种,因此,本文选取 SA 指数度量融资约束^①,采用 PEG 模型计算权益融资成本(*EquityCost*)^②;采用企业利息支出占总负债的比重来计算债务融资成本(*DebtCost*)。表 4 报告了融资成本机制检验的回归结果。由第(1)~(3)列分别为 SA 指数、权益融资成本和债务融资成本对 ESG 的回归结果,除债务融资成本的回归系数不显著外,SA 指数和权益融资成本的回归系数均显著为负,表明 ESG 评级能够缓解融资约束,并降低企业权益融资成本。第(4)列和第(5)列进一步验证了融资约束对企业绿色转型的影响,回归系数均显著为负,表明融资约束越高,企业绿色创新和全要素生产率越低,融资约束的确不利于企业绿色转型。因此可以得出结论,ESG 评级能够缓解融资约束对企业绿色转型的负面影响,研究假说 2.1 成立。

表 4 机制检验 1:ESG 评级、融资约束与企业绿色转型					
变量	SA 指数 (1)	<i>EquityCost</i> (2)	<i>DebtCost</i> (3)	<i>Get1</i> (4)	<i>TFP_LP</i> (5)
ESG	-0.071*** (0.004)	-0.006*** (0.001)	0.001 (0.001)		
SA 指数				-0.523*** (0.116)	-0.171* (0.089)
常数项	3.481*** (0.100)	-0.091*** (0.028)	-0.057*** (0.015)	1.224*** (0.449)	-6.435*** (0.448)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	25456	16113	25270	25456	25456
调整 R ² 值	0.965	0.380	0.545	0.726	0.975

注:同表 1。

(二)ESG 评级与代理问题

根据委托代理理论,现代公司制企业的所有者与经营者之间存在代理冲突,导致企业管理者的

① 参考 Hadlock 和 Pierce(2010)的研究,本文选取 SA 指数度量融资约束,计算公式为 $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age$ 。其中, $Size$ 为企业总资产的自然对数, Age 为企业成立年龄,即观测年度减去企业成立年度。在回归过程中,对 SA 指数取了绝对值,即 SA 指数越大,融资约束越高。

② 计算公式为 $EquityCost = \sqrt{(eps_2 - eps_1)/p_0}$ 。其中, p_0 为当期期末的股票价格, eps_1 为 1 年后每股收益的预测值, eps_2 为 2 年后每股收益的预测值。

短视行为,不利于企业绿色转型,而ESG评级能在一定程度上避免企业管理层的短视行为,降低委托代理成本。本文采用管理层短视来衡量代理问题,参考胡楠等(2021)的做法,选取诸如“天内、数月、尽快”等43个“短期视域”词汇,基于词典法计算这些词汇总词频占MD&A总词频的百分比(*Myopia*),以度量企业管理层短视程度。为保证结果的稳健性,考虑到在中国这样一个以个人投资者为主的市场中,企业管理层的决策会受到证券市场投资者行为的影响,本文还引入了企业当前短期投资与期初企业总资产的比例(*Short*)以及企业股票月均超额换手率(*Dturn*)两个指标来度量企业管理层短视程度(王海明和曾德明,2013;张峥和刘力,2006)。表5报告了机制检验的回归结果。由第(1)~(3)列可知,管理层短视对ESG的回归系数显著为负,表明ESG评级能够降低管理者短视程度。第(4)列和第(5)列进一步验证了管理层短视对企业绿色转型的影响。企业全要素生产率对管理层短视的回归系数显著为负,表明管理层短视程度越高,企业全要素生产率越低,管理层短视确实阻碍企业绿色转型。因此可以得出结论,ESG评级能够通过降低管理层短视程度,进而缓解代理问题,促进企业绿色转型,研究假说2.2成立。

表5 机制检验2:ESG评级、代理问题与企业绿色转型

变量	<i>Myopia</i> (1)	<i>Short</i> (2)	<i>Dturn</i> (3)	<i>Get1</i> (4)	<i>TFP_LP</i> (5)
ESG	-0.005** (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.028*** (0.008)		
<i>Myopia</i>				0.066 (0.041)	-0.036* (0.018)
常数项	0.200*** (0.044)	0.145*** (0.030)	-1.877*** (0.150)	-0.691*** (0.181)	-7.048*** (0.077)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	25456	14842	25439	25456	25456
调整R ² 值	0.341	0.550	0.363	0.725	0.975

注:同表1。

(三)ESG评级与研发投入

ESG评级能够在一定程度上将研发活动的外部性内部化,促使企业增加研发投入,从而增加企业绿色创新,促进企业绿色转型。本文选取了研发支出合计(*RDExp*)和研发支出占营业收入的比例(*RDSales*)两个变量测度研发投入。表6报告了研发投入机制检验的回归结果。第(1)列和第(2)列分别报告了研发支出合计、研发支出占营业收入的比例对ESG的回归结果,回归系数均显著为正,表明ESG评级能够显著增加企业研发投入。第(3)列和第(4)列进一步验证了研发投入对企业绿色转型的影响,回归系数均显著为正,表明研发投入越高,企业绿色创新和全要素生产率越高,研发投入的确能促进企业绿色转型。因此可以得出结论,ESG评级通过增加研发投入促进企业绿色转型,研究假说2.3成立。

表 6 机制检验 3:ESG 评级、研发投入与企业绿色转型

变量	<i>RDExp</i> (1)	<i>RDSales</i> (2)	<i>Get1</i> (3)	<i>TFP_LP</i> (4)
<i>ESG</i>	0.109*** (0.032)	0.182* (0.105)		
<i>RDExp</i>			0.025*** (0.007)	0.060*** (0.005)
常数项	1.230* (0.676)	18.253*** (2.244)	-0.699* (0.391)	-6.916*** (0.246)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	21074	21103	21074	21074
调整 R ² 值	0.862	0.741	0.717	0.982

注:同表 1。

七、拓展研究

上文分析并验证了 ESG 评级能够通过市场激励机制与外部监督机制促进企业绿色转型。然而,不同企业的行业属性、所处的市场结构等外部因素不同,ESG 评级的这一正向促进作用是否会受到这些外部因素影响呢?本部分将对这一问题进行研究,模型如下:

$$GT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{it} + \alpha_2 ESG_{it} \times R_{it} + \alpha_3 R_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, R_{it} 为调节变量,其余变量与基准回归模型相同。

(一)ESG 评级、行业属性与企业绿色转型

为引导资金流向资源节约型和环境友好型企业,近年来国家出台了一系列绿色信贷、绿色金融政策,这些政策也产生了良好的效果,重污染企业的融资成本显著上升(苏冬蔚和连莉莉,2018)。在这种情况下,重污染企业是否会通过加强 ESG 建设吸引投资者和金融机构并促进企业绿色转型呢?另外,绿色企业在获得大量低成本资金后,也有可能不进行实质性的绿色创新,存在“漂绿”现象(Flammer,2021)。为分析行业属性的异质性影响,本文参考尹建华等(2020)的做法,将样本分为重污染企业($HPI=1$)和其他企业($HPI=0$)进行检验。表 7 的第(1)列和第(2)列报告了加入 ESG 评级与行业属性的交乘项 $ESG \times HPI$ 的回归结果,该交乘项的回归系数均显著为正,表明 ESG 评级对重污染企业绿色转型的促进作用更大。

(二)ESG 评级、市场竞争与企业绿色转型

处于垄断地位的企业往往具有较强的议价能力,通过控制价格来获取超额利润,从而产生创新的惰性(Arrow,1962)。相反,在竞争性行业中的企业利润空间较低,迫于市场竞争压力更可能通过良好的 ESG 表现来获取更多利益相关者的支持。此外,面对高昂的污染成本,竞争性行业中的企业更有动力进行绿色创新降低污染成本,提升竞争优势。为验证这一结论,本文采用赫芬达尔指数(HHI)^①衡量市场竞争程度,HHI 越大,表明企业面临的市场竞争程度越低(孙传旺和占妍泓,2023)。表 7 的第(3)列和第(4)列报告了加入 ESG 评级与赫芬达尔指数的交乘项 $ESG \times HHI$ 的回归

^① 赫芬达尔指数计算方法为: $HHI = \sum (X_i/X)^2$ 。其中, X_i 为单个公司的营业收入, X 为该公司所属行业的营业收入合计。

结果,该交乘项的回归系数在绿色创新的回归中显著为负,在全要素生产率的回归中为不显著但也为负,这表明了企业所处行业的赫芬达尔指数越小,也就是企业面临的市场竞争越激烈,越有助于增强 ESG 评级对企业绿色创新的正向影响。

(三)ESG 评级、环境规制与企业绿色转型

企业绿色转型是对原有生产方式进行变革,需要资源在绿色产业与污染产业间进行重新配置,这要求金融部门和环保部门共同发挥作用(张建鹏和陈诗一,2021)。一方面,在环境规制严格的地区,企业的污染治理成本更高,需要的环境投融资更多,ESG 评级能够缓解企业与投资者之间的信息不对称,缓解企业融资约束;另一方面,ESG 评级可视为来自利益相关者的非正式环境规制,与正式环境规制互为补充,在正式环境规制较弱的地区可能会发挥更大的作用。为分析环境规制的异质性影响,本文采用上市公司注册地址所属省份的工业污染治理投资完成额占第二产业比重(ER)来衡量企业面临的环境规制强度(刘荣增和何春,2021)。表 7 的第(5)列和第(6)列报告了加入 ESG 评级与环境规制强度的交乘项 $ESG \times ER$ 的回归结果,该交乘项的回归系数均显著为负,表明企业面临的环境规制强度越小,越有助于增强 ESG 评级对企业绿色转型的正向影响。也就是 ESG 评级的促进作用能够与正式环境规制互为补充,在正式环境规制较弱的地区发挥更明显的作用。

表 7 行业属性、市场竞争和环境规制与绿色转型回归结果

变量	Get1 (1)	TFP_LP (2)	Get1 (3)	TFP_LP (4)	Get1 (5)	TFP_LP (6)
ESG	0.062** (0.027)	0.018 (0.012)	0.083*** (0.020)	0.032*** (0.010)	0.086*** (0.018)	0.035*** (0.009)
ESG×HPI	0.071* (0.041)	0.035** (0.015)				
HPI	0.007 (0.026)	0.047** (0.021)				
ESG×HHI			-0.785*** (0.127)	-0.028 (0.063)		
HHI			-0.793*** (0.064)	-0.059* (0.035)		
ESG×ER					-9.939* (5.489)	-5.524** (2.077)
ER					10.997*** (3.463)	1.384 (1.682)
常数项	-0.493* (0.289)	-7.020*** (0.286)	-0.251 (0.281)	-6.967*** (0.286)	-0.487 (0.365)	-6.987*** (0.396)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	25456	25456	25456	25456	25433	25433
调整 R ² 值	0.725	0.975	0.731	0.975	0.726	0.975

注:同表 1。

(四)ESG 评级、市场关注与企业绿色转型

资本市场关注会对企业形成压力,当资本市场关注较多时,企业会更加关注自身 ESG 评级,减少污染排放,履行更多社会责任,完善公司治理,以吸引更多的投资者,在提升企业估值的同时也促

进了企业绿色转型(王禹等,2022)。然而,高强度的资本市场关注也可能导致企业产生“漂绿”、排放造假等不当行为,不利于企业绿色转型。本文分别从企业被分析师关注数量($\ln ANAL$)和机构投资者持股比例($INST$)两个角度衡量资本市场关注(方先明和那晋领,2020)。表8报告了加入ESG评级与市场关注交乘项的回归结果,其中ESG评级与分析师关注数量的交乘项 $ESG \times \ln ANAL$ 的回归系数均显著为正,ESG评级与机构投资者持股比例的交乘项 $ESG \times INST$ 的回归系数在绿色创新的回归中显著为正,在全要素生产率的回归中虽不显著但也为正,这表明了企业受到的资本市场关注越多,越有助于增强ESG评级对企业绿色转型的正向影响,也就是资本市场关注有利于增强ESG评级的积极效应,促进企业绿色转型(见表8)。

表 8		市场关注与绿色转型回归结果			
变量	<i>Get1</i> (1)	<i>TFP_LP</i> (2)	<i>Get1</i> (3)	<i>TFP_LP</i> (4)	
<i>ESG</i>	0.066*** (0.022)	0.016* (0.009)	0.070*** (0.021)	0.029*** (0.009)	
<i>ESG</i> × <i>lnANAL</i>	0.039** (0.018)	0.020*** (0.005)			
<i>lnANAL</i>	-0.000 (0.006)	0.014*** (0.003)			
<i>ESG</i> × <i>INST</i>			0.169** (0.077)	0.029 (0.020)	
<i>INST</i>			-0.034 (0.027)	0.014 (0.016)	
常数项	-0.218 (0.428)	-6.284*** (0.310)	-0.530* (0.286)	-6.989*** (0.284)	
控制变量	是	是	是	是	
个体固定效应	是	是	是	是	
时间固定效应	是	是	是	是	
观测值	18159	18159	25456	25456	
调整 R ² 值	0.736	0.981	0.725	0.975	

注:同表1。

八、结论与启示

促进经济绿色转型发展已成为全球关注的话题。中国经济要实现绿色发展,企业的绿色转型是关键。随着全球可持续发展理念的兴起,非正式环境规制对企业绿色转型发展的促进作用日益受到社会各界的重视。本文基于商道融绿首次公布上市公司ESG评级的外生冲击,利用多时点双重差分模型,从企业绿色创新和全要素生产率两个角度实证检验了ESG评级对企业绿色转型的具体效应及影响机制。本文主要发现:ESG评级对企业绿色转型具有显著正向促进效应,这一结论在经过一系列稳健性检验后依旧成立,且相比于企业全要素生产率,ESG评级对绿色创新的促进作用更大。机制研究表明,ESG评级通过缓解企业融资约束、缓解企业代理问题以及增加企业研发投入等途径促进企业绿色转型。拓展研究表明,ESG评级对企业绿色转型的促进作用在重污染行业和竞争行业中更为明显;ESG评级能够与正式环境规制互为补充,在环境规制较弱的地区发挥更大的作用;市场关注进一步增强了ESG评级的积极效应。

基于以上实证研究结论,本文得出如下几条启示:第一,从政府角度出发,推动构建中国特色的ESG体系。建立与国际接轨、符合中国国情的ESG信息披露标准、评价标准和ESG管理标准,有利于引导和规范我国企业的ESG行为、推进中国ESG实践的发展,对于解决我国的重大社会环境议题意义重大。ESG信息披露是ESG评级和ESG管理的基础,虽然近年来我国有关部门出台了涉及ESG相关内容的信息披露规定,但缺乏统一的披露标准,导致不同公司ESG信息披露质量参差不齐,并且存在夸大自身ESG表现或虚假陈述的“漂绿”现象,而且我国ESG评级主要由第三方评级机构发布,在指标选取和体系构建方面都存在较大差异,导致评级结果也存在一定差距,由此在一定程度上给投资者造成了困惑。因此,有必要尽快建立一个统一的ESG信息披露标准和明确的ESG评级制度,构建中国特色的ESG体系。一是要立足中国经济社会发展大局,切实把握新时代特征,以新发展理念为指引,充分考量高质量发展的新要求,充分体现核心价值理念,既要反映企业的经济价值,更要反映企业的社会价值。二是注重国际标准与中国特色的有机结合,对标联合国可持续发展目标(SDGs)、ISO26000等国际社会责任倡议、指南,广泛借鉴欧美等发达经济体成熟的ESG制度体系,逐步形成与国际接轨的ESG标准体系,促进中国ESG实践与国际的交流。三是针对不同行业特点构建和完善具体行业的ESG管理标准。加强ESG领域的法规制度建设,既要加强政府监管,还要发挥市场化治理机制的作用,以确保企业ESG信息披露的及时性、全面性和真实性,推动企业经营治理的透明化、规范化和社会化,提升企业ESG表现。

第二,从企业角度出发,应强化ESG理念、加强ESG实践,主动进行绿色转型。企业应将ESG理念根植于企业经营理念,融合于企业发展战略,并贯穿于企业的经营治理过程。企业应当大力加强ESG实践,将ESG建设作为一种“价值投资”而非“成本投入”,加大ESG投入、提升ESG表现。通过采取更加绿色的生产方式减少污染排放,增加绿色研发投入,奖励成功创新与宽容短期失败,为员工提供更有安全感的创新环境,实现绿色转型发展;通过积极主动披露ESG信息、积极履行企业社会责任,树立良好的市场形象,从而获取市场和利益相关者的更大支持;通过将ESG理念融入企业治理机制,设立专门的ESG委员会,为企业ESG决策提供专业支持,通过加强对管理者和董事会成员的ESG培训力度,强化内部激励与监督机制,完善ESG相关的治理机制,从而提升企业经营绩效、促进企业可持续发展。

第三,从投资者角度出发,应树立ESG责任投资理念,大力推动ESG投资。投资者践行ESG投资理念不仅有利于企业缓解融资约束,为企业绿色转型发展提供资源基础,也有利于投资者识别潜在的投资风险,保护投资者利益。积极倡导ESG投资理念、大力发展ESG投资基金,ESG投资不仅能够激励企业重视自身的ESG表现,促进企业ESG实践,而且有利于推动全社会绿色可持续发展。

总之,政府部门出台ESG信息披露的标准化制度,企业根据披露标准积极发布ESG报告,评级机构根据企业发布的ESG报告和其他相关信息进行ESG评级,投资者参考评级结果决定其投资策略,激励企业进一步提升ESG表现,从而形成推动ESG发展的正向反馈循环路径,促进企业绿色转型,推动企业高质量发展。

参考文献

- [1]陈国进,丁赛杰,赵向琴,蒋晓宇.中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J].金融研究,2021,(12):75~95.
- [2]邓忠奇,高廷帆,庞瑞芝,杨彩琳.企业“被动合谋”现象研究:“双碳”目标下环境规制的福利效应分析[J].中

国工业经济,2022,(7):122~140.

[3]方先明,那晋领.创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J].经济研究,2020,55(10):106~123.

[4]韩超,李鑫平.在自动化中推动企业绿色转型:技术进步与产品重构效应[J].数量经济技术经济研究,2023,40(4):72~93.

[5]胡洁,韩一鸣,钟咏.企业数字化转型如何影响企业ESG表现——来自中国上市公司的证据[J].产业经济评论,2023,(1):105~123.

[6]胡楠,薛付婧,王昊楠.管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习[J].管理世界,2021,37(5):139~156+11+19~21.

[7]黄世忠.ESG报告的“漂绿”与反“漂绿”[J].财会月刊,2022,(1):3~11.

[8]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(5):100~120.

[9]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016,51(4):60~73.

[10]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.

[11]刘柏,卢家锐,琚涛.形式主义还是实质主义:ESG评级软监管下的绿色创新研究[J/OL].南开管理评论:1~24[2023-03-08].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220905.1521.002.html>.

[12]刘和旺,王新晨,郑世林.总量控制型环境规制何以影响企业绿色转型?[J].中国经济学,2022,(4):121~153+289~291.

[13]刘和旺,郑世林,左文婷.环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J].科研管理,2016,37(5):33~41.

[14]刘荣增,何春.环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J].中国软科学,2021,(8):41~52.

[15]刘学敏,张生玲.中国企业绿色转型:目标模式、面临障碍与对策[J].中国人口·资源与环境,2015,25(6):1~4.

[16]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999~2007[J].经济学(季刊),2012,11(2):541~558.

[17]邱牧远,殷红.生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J].数量经济技术经济研究,2019,36(3):108~123.

[18]权小锋,吴世农,尹洪英.企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?[J].经济研究,2015,50(11):49~64.

[19]任胜钢,郑晶晶,刘东华,陈晓红.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2019,(5):5~23.

[20]施懿宸,邓洁琳,楼瑛婷,金蕾.ESG促进碳中和发展要点解析[J].新理财,2021,(5):31~34.

[21]舒利敏,廖菁华.末端治理还是绿色转型?——绿色信贷对重污染行业企业环保投资的影响研究[J].国际金融研究,2022,(4):12~22.

[22]苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J].金融研究,2018(12):123~137.

[23]孙传旺,占妍泓.电价补贴对新能源制造业企业技术创新的影响——来自风电和光伏装备制造业的证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(2):158~180.

[24]孙传旺,张文悦.对外直接投资与企业绿色转型——基于中国企业微观数据的经验研究[J].中国人口·资源与环境,2022,32(9):79~91.

[25]田淑英,孙磊,许文立,范子英.绿色低碳发展目标下财政政策促进企业转型升级研究——来自“节能减排财政政策综合示范城市”试点的证据[J].财政研究,2022,(8):79~96.

[26]王海明,曾德明.管理者短视偏差对企业投资行为影响研究——一个基于股东短期利益压力视角的实证[J].财经理论与实践,2013,34(1):34~38.

[27]王禹,王浩宇,薛爽.税制绿色化与企业ESG表现——基于《环境保护税法》的准自然实验[J].财经研究,2022,48(9):47~62.

- [28]吴晨钰,陈诗一.中国特色ESG体系下的绿色转型与高质量发展[J].新金融,2022,(4):8~16.
- [29]席龙胜,赵辉.企业ESG表现影响盈余持续性的作用机理和数据检验[J].管理评论,2022,34(9):313~326.
- [30]晓芳,兰风云,施雯,熊浩,沈华玉.上市公司的ESG评级会影响审计收费吗?——基于ESG评级事件的准自然实验[J].审计研究,2021,(3):41~50.
- [31]谢红军,吕雪.负责任的国际投资:ESG与中国OFDI[J].经济研究,2022,57(3):83~99.
- [32]杨国超,芮萌.高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J].经济研究,2020,55(9):174~191.
- [33]尹建华,王森,弓丽栋.重污染企业环境绩效与财务绩效关系研究:企业特征与环境信息披露的联合调节效应[J].科研管理,2020,41(5):202~212.
- [34]于连超,张卫国,毕茜.环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(7):112~120.
- [35]张建鹏,陈诗一.金融发展、环境规制与经济绿色转型[J].财经研究,2021,47(11):78~93.
- [36]张峥,刘力.换手率与股票收益:流动性溢价还是投机性泡沫?[J].经济学(季刊),2006,(2):871~892.
- [37]赵晓梦,倪娟.国外非正式环境规制及其环境治理效应研究[J].国外社会科学,2022,(5):128~139+198.
- [38]周方召,潘婉颖,付辉.上市公司ESG责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国A股上市公司的经验证据[J].科学决策,2020,(11):15~41.
- [39]Arrow K. J., 1962, *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention* [M], Princeton: Princeton University Press.
- [40]Avramov D., Cheng S., Lioui A., Tarelli A., 2022, *Sustainable Investing with ESG Rating Uncertainty* [J], *Journal of Financial Economics*, 145 (2), 642~664.
- [41]Benlemlih M., Bitar M., 2018, *Corporate Social Responsibility and Investment Efficiency* [J], *Journal of Business Ethics*, 148 (3), 647~671.
- [42]Christensen D. M., Serafeim G., Sikochi A. S., 2021, *Why is Corporate Virtue in the Eye of the Beholder? The Case of ESG Ratings* [J], *Accounting Review*, 97 (1), 147~175.
- [43]Coase R. H., 1960, *The Problem of Social Cost* [J], *Journal of Law and Economics*, 3, 1~44.
- [44]Cole M. A., Elliott R. J. R., 2003, *Determining the Trade-Environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environment Regulation* [J], *Journal of Environmental Economic and Management*, 46 (3), 363~383.
- [45]De Chaisemartin C., D'Haultfoeuille X., 2020, *Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects* [J], *American Economic Review*, 110 (9), 2964~2996.
- [46]Demsetz H., 1964, *The Exchange and Enforcement of Property Rights* [J], *Journal of Law and Economics*, 7, 11~26.
- [47]Deng X., Kang J. K., Low B. S., 2013, *Corporate Social Responsibility and Stakeholder Value Maximization, Evidence from Mergers* [J], *Journal of Financial Economics*, 110 (1), 87~109.
- [48]Fang V. W., Tian X., Tice S., 2014, *Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation?* [J], *Journal of Finance*, 69 (5), 2085~2125.
- [49]Flammer C., 2021, *Corporate Green Bonds* [J], *Journal of Financial Economics*, 142 (2), 499~516.
- [50]Flammer C., 2015, *Does Corporate Social Responsibility Lead to Superior Financial Performance? A Regression Discontinuity Approach* [J], *Management Science*, 61 (11), 2549~2568.
- [51]Friede G., Busch T., Bassen A., 2015, *ESG and Financial Performance, Aggregated Evidence from More Than 2000 Empirical Studies* [J], *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5 (4), 210~233.
- [52]Goss A., Roberts G. S., 2011, *The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans* [J], *Journal of Banking and Finance*, 35 (7), 1794~1810.
- [53]Hadlock C. J., Pierce J. R., 2010, *New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index* [J], *Review of Financial Studies*, 23 (5), 1909~1940.

- [54] Hart O., Moore J., 1995, *Debt and Seniority: An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management* [J], *American Economic Review*, 85 (3), 567~585.
- [55] He J. J., Tian X., 2013, *The Dark Side of Analyst Coverage, The Case of Innovation* [J], *Journal of Financial Economics*, 109 (3), 856~878.
- [56] Jensen M. C., Meckling W., 1976, *Theory of the Firm, Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure* [J], *Journal of Financial Economics*, 3 (4), 305~360.
- [57] Jones C. I., Williams J. C., 1998, *Measuring the Social Return to R&D* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), 1119~1135.
- [58] La Ferrara, E., Chong A., Duryea S., 2012, *Soap Operas and Fertility, Evidence from Brazil* [J], *American Economic Journal, Applied Economics*, 4 (4), 1~31.
- [59] Lin Y., Fu X., Fu X., 2021, *Varieties in State Capitalism and Corporate Innovation, Evidence from an Emerging Economy* [J], *Journal of Corporate Finance*, 67, 101919.
- [60] Lins K. V., Servaes H., Tamayo A., 2017, *Social Capital, Trust, and Firm Performance, The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis* [J], *Journal of Finance*, 72 (4), 1785~1824.
- [61] Murty M. N., Kumar S., 2003, *Win-Win Opportunities and Environmental Regulation: Testing of Porter Hypothesis for Indian Manufacturing Industries* [J], *Journal of Environmental Management*, 67 (2), 139~144.
- [62] Porter M. E., van der Linde C., 1995, *Green and Competitive, Ending the Stalemate* [J], *Harvard Business Review*, 73 (5), 120~134.
- [63] Tan Y., Zhu Z., 2022, *The Effect of ESG Rating Events on Corporate Green Innovation in China, The Mediating Role of Financial Constraints and Managers' Environmental Awareness* [J], *Technology in Society*, 68, 101906.
- [64] Pástor L., Stambaugh R. F., Taylor L. A., 2021, *Sustainable Investing in Equilibrium* [J], *Journal of Financial Economics*, 142 (2), 550~571.

Can ESG Rating Promote Green Transformation of Enterprises?

HU Jie¹ YU Xianrong² HAN Yiming²

- (1. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences;
2. School of Applied Economics, University of the Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: How to promote the green transformation of enterprises and achieve high-quality development has attracted attention from all walks of life. Compared with formal environmental regulations forcing enterprises to carry out green transformation passively, informal environmental regulations, represented by public and non-governmental organizations, have a “bottom-up” effect and play an increasingly important role in environmental governance, which can stimulate the internal motivation of enterprises and encourage them to carry out green transformation actively. In addition, the preference and choice of capital for green enterprises and green economy play an important role in the green transformation of enterprises. In recent years, with the rise of the concept of sustainable investment, environmental, social, and governance (ESG) investment has grown rapidly, serving as a force to promote enterprises to strengthen ESG implementation. ESG rating is an important basis for ESG investment. ESG rating can connect enterprises with the market, improve the external information environment of enterprises, reduce the information asymmetry between enterprises and external stakeholders, provide an incentive compatible market-oriented governance mechanism for enterprises’

green development, and encourage and force enterprises to carry out green transformation through market incentive mechanism and external supervision mechanism.

From the perspective of informal environmental regulation, this study is based on the exogenous impact of the first announcement of ESG ratings of listed companies by SynTao Green Finance, taking A-share listed companies from 2010 to 2020 as samples and using the multi-period difference-in-differences (DID) model to study the specific effect and impact mechanism of ESG rating on the green transformation of enterprises from the perspective of green innovation and total factor productivity. The study finds that (1) the ESG rating of listed companies has promoted the green transformation of enterprises significantly through the market incentive mechanism and external supervision mechanism. The conclusion is still valid after a series of robustness tests. (2) The mechanism analysis reveals that ESG rating promotes the green transformation of enterprises by mitigating financing constraints, alleviating agency problems, and increasing R&D investment. (3) Further expansion study reveals that the role of ESG rating in promoting the green transformation of enterprises is more obvious in the heavy pollution industries and competitive industries; ESG ratings can complement formal environmental regulations and play a greater role in areas with weak environmental regulations; and attention and supervision from the capital market are conducive to increasing the positive effect of ESG ratings.

The possible novelties of this study are as follows. First, in terms of theoretical analysis, it incorporates ESG rating and enterprise green development into the same analytical framework for the first time, proposes the theoretical mechanism of ESG rating promoting enterprise green transformation, enriches the relevant literature on ESG research, and provides theoretical reference and policy inspiration for building and improving a market-oriented green development system. Second, from the perspective of informal environmental regulation, this study further expands research on the factors affecting the green transformation of enterprises. The existing literature mainly analyzes the impact of formal national policies or environmental regulations on the green transformation of enterprises. This study proposes and verifies that ESG rating can promote the green transformation of enterprises by mitigating financing constraints, alleviating agency problems, and increasing R&D investment, which helps to clarify the mechanism through which non-formal environmental regulations affect the green transformation of enterprises and provides a new perspective for optimizing and adjusting the existing green development policies. Third, in terms of empirical research, this study takes the ESG rating of listed companies published by SynTao Green Finance as a quasi-natural experiment and uses the multi-period difference in differences method to study the impact of ESG rating on the green transformation of enterprises. Compared with the direct regression of ESG rating data in some studies, the method can better solve the endogenous problem. The conclusion of this study reveals the importance of ESG rating for the green transformation of enterprises and provides empirical evidence for relevant departments to further improve the ESG rating system.

Keywords: ESG Rating; Green Transformation; Green Innovation; Informal Environmental Regulation; Multi-period Difference in Differences

JEL Classification: D24; M14

(责任编辑:陈星星)