

ESG表现对企业绿色创新的影响

杨菁菁 胡 锦*

摘要:提升企业绿色创新是实现绿色经济转型的重要途径。本文利用2010—2020年我国上市公司数据,研究ESG表现对企业绿色创新的影响。研究发现,ESG表现对企业绿色创新数量和质量有正向促进作用。企业股权性质和政府补贴会对ESG表现与绿色创新的关系产生影响,民营企业的ESG表现对企业绿色创新的促进作用更强,政府补贴则会减弱ESG表现对企业绿色创新能力的促进作用。进一步研究发现,ESG表现与绿色创新的关系会受到分析师关注和新闻数量的影响。当分析师关注度越高、新闻数量越多时,ESG表现对企业绿色创新的影响作用越强。在机制分析中,研究发现ESG表现主要通过提高会计信息质量和降低员工离职率提高企业的绿色创新能力。本文拓展了ESG和绿色创新领域的研究,也为企业通过提高ESG表现促进绿色创新提供了新的思路和启示。

关键词:ESG表现;绿色创新;企业股权性质;政府补贴;分析师关注;新闻数量

一、引言

绿色创新同时包含了“经济发展”与“环境保护”两个概念,不同于以往单一地追求经济发展,绿色创新旨在发展经济的同时将节约资源、减少环境污染等因素考虑在内,以实现真正的绿色发展。党的十九届五中全会提出“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”的发展理念。实现绿色技术创新,是企业向绿色经济转型的重要一步,也是社会向绿色发展迈进的关键一步。影响企业绿色创新能力的因素主要有外部压力和内部驱动因素。外部压力主要有环境规制、政策不确定性、绿色信贷等,内部驱动因素主要是指组织成员的特性,例如高管的特

*杨菁菁,广东外语外贸大学金融学院、广州华南财富管理中心研究基地,邮政编码:510006,电子邮箱:ysydnc@hotmail.com;胡锦(通讯作者),广东外语外贸大学金融学院,邮政编码:510006,电子邮箱:1486683009@qq.com。

本文系广东省自然科学基金“供给侧改革、治理结构与创新效率——基于A股上市公司的实证研究”(2020A1515010413)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提供的宝贵意见,文责自负。

征。已有文献表明,高管的年龄、任期、受教育程度、创新能力、政治关联、高管团队注意力等因素均会对企业的绿色创新能力产生影响(田丹、于奇,2017;Huang et al.,2021;吴建组、华欣意,2021)。随着经济发展水平的不断提高,越来越多的企业开始注重企业形象的塑造,承担更多的社会责任并对企业社会责任报告进行披露。那么,环境、社会和公司治理(Environmental, Social and Governance,简称ESG)是否会对企业的绿色创新产生影响?

根据利益相关者理论,企业是各利益相关者共同组成的“一组契约”。企业不再是以价值最大化作为最终目标,而是追求包括消费者、投资者、供应商等在内的各利益相关者的共同利益最大化。与此同时,社会的进步也要求企业承担更多的社会责任。2008年12月,我国要求部分企业必须强制披露企业社会责任(CSR)报告,自此我国正式开始进入了CSR强制披露的时代。2014年3月,我国公布实施新的《公司法》提出企业在经营活动中须承担企业社会责任,首次从法律层面对企业承担社会责任的行为进行规范。2006年,联合国在纽约证券交易所发布了“责任投资原则”(UNPRI),鼓励投资者在做投资决策时遵循ESG标准,同时鼓励公司在经营过程中遵循ESG要求,承担更多的社会责任。截至2022年1月,全球已有超过60个国家的4706家公司加入了“UNPRI”组织,其中中国公司有84家。2017年,美国纳斯达克证券交易所发布了《ESG报告指南1.0》,为上市公司披露ESG信息提供了方向和标准。目前国际上主要的ESG评级指标有:Bloomberg ESG指数、MSCI ESG指数以及英国富时FTSE4Good指数等。

现有研究表明,企业承担社会责任能够提升企业形象、降低企业的融资成本、提高企业的长期价值等(Brammer & Pavelin,2004;Hung et al.,2013;Gao et al.,2016)。金宇等(2021)研究发现企业社会责任的提高有助于提升专利质量,企业承担社会责任能给企业带来一系列好处。已有研究表明,CSR披露具有信号效应,有助于缓解公司内部和外部的信息不对称问题(Hung et al.,2013)。公司对CSR信息进行披露,越多的公司层面信息被投资者接收,帮助投资者更好地对企业信息进行了解,从而降低投资活动的风险。也有学者发现,CSR信息的披露,能够帮助企业塑造良好的企业形象从而传递积极有利的正面形象,降低企业的融资成本(李姝、谢晓嫣,2014)。然而,越来越多的企业承担企业社会责任的同时,“漂绿行为”也逐渐出现在人们的视野中。“漂绿行为”是指企业并没有真正承担社会责任发展绿色经济,而是通过披露虚假的企业社会责任信息获得一系列的好处。Sethi(1975)研究发现CSR也有可能是管理层的自利工具,从而增加了代理成本。权小锋等(2015)证明企业承担社会责任增加了股价崩盘的风险,由此说明CSR披露更多的是管理层的“自利工具”用以掩饰其不当行为,而非“价值利器”。类似地,一方面,ESG表现越好,会产生利好的信号效应,从而可能降低企业的融资成本并增加企业的价值;另一方面,企业为提升ESG也可能增加代理成本从而降低企业的价值。

已有大量关于绿色创新的影响因素的研究,但鲜有文献从企业社会责任出发探究ESG表现与企业绿色创新之间的关系。本文以和讯网公布的《上市公司企业社会责任报告》为研究样本,探究了ESG表现与企业绿色创新之间的关系。文章的研究贡献主要有:第一,现有文献少有对ESG表现进行研究,本文探究了ESG表现对企业绿色创新的影响,对ESG表现和绿色创新的研究领域进行了扩展,也为实现我国绿色经济转型提供了新的思路。第二,本文创新性地从绿色创新数量和绿色创新质量两个维度对企业的绿色创新进行衡量。而现有的研究对绿色创新的衡量较为单一,少有同时从这两个角度进行研究。第三,本文创新性地从分析师跟踪数量以及新闻数量角度出发,探究了社会监督对ESG表现与企业绿色创新的关系影响。第四,本文为提高我国绿色创新水平提供了新的角度,也为提高我国绿色创新水平和实现绿色经济转型提供了理论基础。

本文的其余部分安排如下:第二部分为文献综述,对现有的研究进行了评述;第三部分是理论分析与研究假说的提出,阐述了本文研究的问题;第四部分是研究设计,具体论述了本文研究的方法;第五部分是实证结果与分析;第六部分是稳健性检验;第七部分是结论和建议,对文章的研究内容进行了总结。

二、文献综述

绿色创新兼顾了社会责任和经济发展两个方面,以环保、可持续发展、环境友好型技术和可再生资源技术创新为主,对绿色经济发展和社会的可持续发展产生重要的作用。现有关于企业绿色创新影响因素的研究较为丰富,主要集中在外部因素和内部因素两个方面。从外部因素来看,影响企业绿色创新能力的因素主要是税收优惠、政府补贴(刘兰剑、赵志华,2016;孔悦等,2021)、环境规制(邓玉萍等,2021)、政策不确定性(阳镇等,2021)以及绿色信贷(曹廷求等,2021)等。例如,刘兰剑和赵志华(2016)研究发现政府补贴能够显著提高企业的绿色研发投入。关于环境规制是否能够提高企业创新能力的讨论,主要围绕着“波特假说”展开。“波特假说”认为企业进行绿色创新行为能够提高产品质量和降低生产成本,因此这部分正的效益会抵消企业绿色创新投入的成本。邓玉萍等(2021)发现“节能减碳”的政策可以增强企业的绿色创新能力,且这种提升作用在大型企业、中东部地区以及技术密集型企业效果更加显著。而一些学者则认为环境规制与技术创新之间存在“U型”关系(张成等,2011;王珍愚等,2021),原因是绿色创新的成本投入较大,而绿色创新产品本身会具有溢出性,因此短期内企业绿色创新的成本较高、效率下降(齐绍洲等,2018)。从内部因素来看,影响企业创新的因素主要为高管团队的特征。这些特征主要包括高管年龄、学历、职业背景、政治关联以及高管环境注意力等(Lin et al., 2014; 田丹、于奇, 2017; 吴建祖、华欣意, 2021; Huang et al., 2021)。例如, Amore 等(2019)发现高管学历越高,企业的绿色创新能力越强。吴建祖和华欣意(2021)

发现高管团队注意力与企业绿色创新能力之间也存在显著的关系,高管的环境注意力正向影响企业的绿色创新战略。

另一组与本文研究主题相关的文献是ESG表现,关于ESG表现与企业绿色创新的研究较少,主要研究集中在ESG对企业价值的影响。学者们对ESG与企业价值的研究尚未得出一致结论,主要存在两种不同的观点。一种观点认为ESG表现既有可能会缓解企业内外部的信息不对称问题,也会增加企业的长期价值(Lambert et al., 2007; Li et al., 2018; Fatemi et al., 2018)。张长江等(2021)研究发现良好的ESG表现可以促进企业的市场价值和财务绩效。ESG评分较高的公司通常具有较高的市场价值(Aboud & Diad, 2018)。另一种观点认为ESG表现也有可能会降低企业的经营效率,成为管理者的“自利工具”(Bénabou & Tirole, 2010)。企业可能通过虚假披露企业社会责任报告,从而掩饰管理层的不当行为(Sethi, 1975)。Sassen等(2016)以欧洲公司为样本,研究发现ESG表现提高会降低企业价值。企业承担社会责任也可能增加了企业的代理成本,加剧了委托-代理冲突(权小锋等, 2015)。

当前文献关于ESG表现与企业价值之间的关系存在分歧,原因主要在于不同国家的ESG评价标准存在不同,包括社会环境、法律制度和经济发展水平等方面均存在显著差异。国外关于ESG的研究主要针对发达国家,较少文献对新兴国家企业的ESG表现开展研究。另一方面,我国研究ESG的文献尚未系统性地分析ESG表现对企业绿色创新的影响。因此,本文采用我国A股上市公司2010—2020年的数据探究ESG表现与绿色创新之间的关系,并进一步研究分析师关注和新闻数量对二者关系的调节效用。

三、理论分析与研究假说

绿色创新能力是企业创新能力的重要组成部分,参考以往的研究(金宇等, 2021),我们发现影响企业创新水平的因素主要分为三类。首先是国家层面的因素,政府补助对于企业的创新能力有着重要的影响。税收补贴、社会经济发展水平、国家对知识产权的保护力度以及金融开放程度等对企业创新能力均产生影响(康志勇, 2018)。其次是行业层面因素,例如行业集中度以及产业政策等(黎文靖、郑曼妮, 2016)。最后是公司层面因素包括企业的盈利能力、资产负债情况、创新投入、营业收入增长情况以及公司规模等,这些公司经营的因素对企业的创新能力有重要的影响。另外,公司的创新能力与研发人员的创造力和稳定性有紧密的联系。研发人员创新力增强、企业认同感增加以及员工离职率降低等能够显著提高公司的创新水平。

参考已有研究(杨金坤, 2021),我们推测ESG表现主要通过信息渠道和人力资本渠道影响企业的绿色创新能力。首先是信息渠道,基于利益相关者理论,企业提升ESG表现主要是注重公司的长期价值而非管理者本身的利益(Jin & Myers, 2006; Hutton et al., 2009)。企业的

管理者出于公司长期价值的考虑,会更加注重与股东、投资者、消费者等利益相关者之间的关系。公司的管理层更倾向于披露真实可靠的公司财务报告,增加财务信息的可读性并减少盈余管理或财务造假等不当行为,以获取利益相关者的信任(权小峰等,2015)。企业承担社会责任以及更多公司层面信息的披露,能有效缓解投资者与公司内部之间的信息不对称,投资者能够更深入地了解到公司的经营状况。Kim等(2012)发现企业社会责任表现得越好,从事盈余管理行为的可能性越低。公司承担更多的企业社会责任,其披露的财务信息质量也会越高(Gelb & Strawer, 2001)。公司会计信息质量的提升意味着企业的资金使用情况更为透明,经理人对公司资源的占用减少,资金使用效率更高。因此,资金投入到绿色创新研发活动的可能性更高,能够有效提高企业的绿色创新能力。企业通过提高ESG表现,提高了公司财务信息披露质量,从而提升了公司的绿色创新能力。其次是人力资本渠道,公司研发人员的创新能力和稳定性对于企业的绿色创新能力具有重要影响(金字等,2021)。相较于一般的创新活动,绿色创新活动的研发难度更大、周期更长,研发人员的流失对于绿色创新能力有着更大的危害(Jaffe et al., 2005)。因此,降低员工的离职率对企业提升绿色创新能力有着重要的意义。而企业ESG表现的提高,能够有效提升员工的企业认同感、归属感,降低员工离职率(张倩等,2015)。企业ESG表现对于研发人员的创新力和稳定性的影响主要有两个方面。一方面,企业履行社会责任有利于提升企业形象,树立良好的口碑,从而更有利于吸引很多优秀的人才。企业ESG表现的提升会使得企业更加注重保护员工的利益,例如提升员工福利和开展各类员工培训活动。这些均有利于提升员工的主动参与度,提高员工的学习能力和创造力,能有效提高企业的绿色创新能力。另一方面,企业社会责任的提升能够有效增加员工的认同感,提高员工对企业的忠诚度,减少技术研发人员流失对于企业创新能力的损害。由此,我们提出下列假说。

假说1:企业ESG表现的提高能够显著提升企业的绿色创新。

根据企业实际控制人的不同,我们可以将企业分为国有企业和非国有企业。国有企业的实际控制人为国家,而非国有企业的实际控制人为一般个体。在我国,国有企业可能存在复杂的层级结构,国家难以对企业形成有效监督,高层管理人员行使权力过大导致委托代理问题严重(李寿喜,2007)。基于“管理层主义”理论(Friedman, 2007),国有企业的高管更有可能通过ESG投资活动,提高个人的声誉,而非从经济效益的角度出发。国有企业更加注重维护企业的外部形象,从而可能会过多地进行ESG投资,使得ESG投资活动对企业绿色创新水平的提升作用减弱。与此同时,我国国有企业还承担着“政策性负担”。国有企业需要在经营之外,更多地履行环境、社会治理责任。国有企业需要满足社会的需求,进行ESG投资,从而减弱了ESG表现提升对企业绿色创新的影响作用。

根据资源基础理论,相对于国有企业而言,民营企业社会资源和政治关联较弱。因此,民营企业更有意愿通过履行企业社会责任来提高其政治关联并丰富社会资源,以获得融资便利和提高企业价值(戴亦一等,2014)。民营企业的资金使用效率和经营管理能力较强,更有利于其在履行企业社会责任的同时提高企业绿色创新能力。基于上述分析,我们提出下列假说。

假说2:相对于国有企业,民营企业的ESG表现对企业绿色创新的促进作用更强。

政府补贴有可能会引发过度投资和策略性创新。企业的高层管理人员可能会为了扩大自身的权力,从而进行过度投资。政府对企业创新活动的鼓励,还有可能导致企业在得到补助后变得过于乐观,从而低估了创新活动的风险性(Mamuneas & Nadiri, 1996; 魏志华等, 2015)。因此,政府补助有可能会引起过度投资、企业过于乐观等问题,从而减弱政府补助对企业创新的提升作用。此外,政府补助还有可能导致企业“策略性创新”,企业可能会追求创新的数量而非质量。黎文婧和郑曼妮(2016)研究发现企业为了获得政府补助会进行策略性创新,从而使得企业的非发明专利数量增加,而发明专利数量无明显变化。由此,政府补助并不能很好地发挥提高企业创新的作用。由此,我们提出下列假说。

假说3:随着政府补贴的增加,ESG表现对企业绿色创新的促进作用减弱。

分析师跟踪数量和新闻数量的增加,能够很好地发挥社会公众的监督作用,使投资者获得更多的公司信息并有效减少伪企业社会责任行为。新闻媒体能够有效缓解公司内部和外部的信息不对称问题,改善公司治理(Dyck & Zingales, 2004; Dyck et al., 2008; 李培功、沈艺峰, 2010)。新闻媒体还能够使用舆论导向对企业形成外部压力,从而对公司的治理形成有效监督,使得企业减少不当行为(Dyck et al., 2008)。Yu(2008)研究发现分析师关注能够对公司管理层的行为产生监督作用,减缓委托-代理冲突。分析师跟踪还能够对公司的创新行为进行甄别,促进企业进行创新活动。近年来越来越多企业的“漂绿”行为被曝光,企业伪社会责任行为逐渐受到社会关注。“漂绿”行为是指企业通过披露虚假的企业社会责任信息以提升企业形象、社会名誉以及企业价值等。个人投资者的信息接收渠道较少,对于企业披露的企业社会责任报告的真实性的判断,而分析师团队和媒体则具有较为广泛的信息接收渠道和专业的知识解读能力,能够有效甄别出企业的“漂绿”行为并对其进行曝光。因此,分析师和媒体能够很好地发挥社会监督作用,以减少企业的伪社会责任行为。我们认为随着分析师跟踪数量和新闻数量的增加,ESG表现对企业绿色创新能力的促进作用增强。于是,我们提出下列两个假说。

假说4:随着分析师跟踪数量的增加,ESG表现对企业绿色创新的促进作用增强。

假说5:随着新闻数量的增加,ESG表现对企业绿色创新的促进作用增强。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2010—2020年A股上市公司为研究样本。文章选取2010年为研究起点的原因是2010年起和讯网开始公布《上市公司企业社会责任报告》的ESG报告得分,该得分是对公司ESG表现的评价得分。在样本筛选的过程中,我们按照如下标准对样本进行了处理:(1)剔除了金融类上市公司;(2)剔除了ST和PT的上市公司;(3)剔除了变量有缺失值的样本公司。最终得到2157家公司的18525个年度观测数据。为了避免异常值对文章结果造成影响,本文对所有变量进行了1%和99%的缩尾处理。本文的ESG表现数据来自和讯网,企业绿色创新数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),其他公司财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义

1. 绿色创新

根据现有的研究,国内主要以专利的申请数量、授权数量以及被引用数量来衡量企业的创新能力。我们选取绿色专利的申请数量指标而非绿色专利的授权数量指标,主要的原因有:(1)绿色专利的申请门槛较高,因此能在一定程度上反映企业的绿色创新;(2)绿色专利的授权时间较长,因此选取专利的申请数量更能及时准确地反映企业当年的绿色创新。本文中的绿色创新专利数量包含企业当年独立申请和联合申请的绿色专利。参照现有研究(于连超等,2019),本文根据国家知识产权局的专利检索和分类标准对绿色创新专利进行识别。具体地,我们对企业的绿色专利申请数量加1取自然对数作为第一个被解释变量($\ln Pat1$),以衡量企业绿色创新的数量。对企业的绿色专利被引用数量加1取自然对数作为第二个被解释变量($\ln Pat2$),以衡量企业绿色创新的质量。

2. 环境、社会和公司治理(ESG)

参照已有的研究(刘柏、卢家锐,2018;周方召等,2020),本文以和讯网公布的《上市公司企业社会责任报告》评价得分作为企业的ESG表现。该报告主要从股东责任、员工责任、供应商、客户和消费者权益责任、环境责任和社会捐赠责任五个方面综合评价得出企业的ESG得分。为了使ESG表现更为直观,本文对和讯网公布的ESG评价得分值除以100,得到新的ESG得分。ESG得分越高,则企业的环境、社会和公司治理三个方面的表现越好;ESG得分越低,则企业的环境、社会和公司治理表现越差。

(三)实证模型

我们构建下列三个模型对本文的研究假说进行检验:

$$\ln Pat_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_1 + \beta_2 Others + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln Pat_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_1 + \beta_2 SOE + \beta_3 ESG_1 \times SOE + \beta_4 Others \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Pat_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_1 + \beta_2 SUB + \beta_3 ESG_1 \times SUB + \beta_4 Others \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(1)检验的是假说1,研究企业 ESG 表现对绿色创新的影响。假说1提出 ESG 表现提升能提高公司的绿色创新,若 β_1 显著为正,则假说1成立。

模型(2)检验的是假说2,探究企业股权性质是否对 ESG 表现与企业绿色创新的影响产生调节效用。假说2提出,当企业为民营企业时,企业 ESG 表现提升对于绿色创新的提升作用更强。若 β_3 显著为负,则假说2成立。

模型(3)检验的是假说3,研究政府补贴是否对 ESG 表现与企业绿色创新的关系产生影响。假说3提出,随着政府补贴的增加,企业 ESG 表现提升对于绿色创新的促进作用会显著减弱。若 β_3 显著为负,则假说3成立。

参考齐绍洲等(2018)的做法,我们将其他可能对企业绿色创新产生影响的因素作为控制变量,相关控制变量主要有:研发投入(RD)、总资产的自然对数衡量企业规模($SIZE$)、上市公司年限(AGE)、总资产回报率(ROA)、营业收入增长率($GROWTH$)、资产负债率(LEV)、股权集中度($TOP10$)。变量定义如表1所示。

表1 变量名称和定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色创新	$\ln Pat1$	绿色专利申请数加1取自然对数,以衡量绿色创新数量
		$\ln Pat2$	绿色专利被引用数加1取自然对数,以衡量绿色创新质量
解释变量	环境、社会和公司治理	ESG	和讯网公布的《上市公司企业社会责任报告》评价得分/100
控制变量	企业规模	$SIZE$	总市值取自然对数
	上市年限	AGE	公司上市的年限加1并取自然对数
	总资产回报率	ROA	净利润/总资产
	营业收入增长率	$GROWTH$	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	资产负债率	LEV	总负债/总资产
	股权集中度	$TOP10$	前十大股东持股比例
调节变量	投入研发强度	RD	企业研发投入金额加1并取自然对数
	国有控股	SOE	企业为国有控股时取1,否则取0
	政府补贴	SUB	企业获得政府补贴时为1,否则取0
	分析师跟踪数量	$ANALYST$	分析师跟踪数量加1取自然对数
	新闻数量	$NEWS$	新闻报道数量加1取自然对数

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2呈现的是主要变量的描述性统计。表格中显示,绿色创新数量(*lnPat1*)的均值为0.53,最小值为0,最大值为4,标准差为0.93,最大值超过样本公司平均水平的6倍,不同公司之间差异较大。绿色创新质量(*lnPat2*)的均值为0.53,最小值为0,最大值为4.6,公司间差异显著。ESG表现的均值为0.23,最小值为-0.033,最大值为0.75,标准差为0.16,表明不同公司之间的社会责任承担存在明显差异。从公司的市值规模(*SIZE*)来看,最小值为21,最大值为26,公司之间存在明显差异。不同公司的上市年限(*AGE*)有显著差异,上市时间长的公司其上市年限(加1取自然对数后)达3.3,上市时间较短的公司其上市时限为0。总资产回报率(*ROA*)的统计显示,有的公司资产回报率为负,有的资产回报率为正。从营业收入增长率(*GROWTH*)来看,有的企业处于衰退期,营业收入呈减少趋势;有的企业处于成长期,营业收入增速较大,高达1.70。上市公司的平均资产负债率(*LEV*)为0.41,前十大股东持股比例为0.58。投入研发强度(*RD*)的均值为18,表明样本的研发投入支出的平均水平较高。样本公司的国有企业占比为0.37,非国有企业为0.63,民营企业市场中占有较大的比例,符合我国资本市场现状。分析师跟踪数量(*ANALYST*)的平均值为1.6,最小值为0,最大值为4.3,表明证券分析师对不同企业的关注程度存在明显的差别。新闻数量(*NEWS*)的均值为3.1,说明媒体对上市公司的关注程度比较高。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>lnPat1</i>	18525	0.530	0.930	0	0	4
<i>lnPat2</i>	18525	0.530	1	0	0	4.600
<i>ESG</i>	18525	0.230	0.160	-0.033	0.210	0.750
<i>SIZE</i>	18525	23	1.100	21	23	26
<i>AGE</i>	18525	2.200	0.810	0	2.300	3.300
<i>ROA</i>	18525	0.027	0.034	-0.078	0.023	0.140
<i>GROWTH</i>	18525	0.150	0.330	-0.510	0.097	1.700
<i>LEV</i>	18525	0.410	0.200	0.049	0.410	0.890
<i>TOP10</i>	18525	0.580	0.150	0.240	0.580	0.900
<i>RD</i>	18525	18	1.700	12	18	22
<i>SOE</i>	18525	0.370	0.480	0	0	1
<i>ANALYST</i>	18525	1.600	1.200	0	1.600	4.300
<i>NEWS</i>	18525	3.100	1	0.690	3	6.400

(二)相关性分析与均值中位数检验

表3报告了各个变量之间的相关系数检验。本文运用Pearson检验对各变量之间的相关性进行分析,检验结果如表3所示。检验结果显示:企业绿色创新(lnPat1、lnPat2)与ESG表现的相关系数显著为正,分别为0.078和0.065,表明ESG与企业绿色创新之间存在正向相关关系。企业绿色创新与公司规模(SIZE)、上市公司年限(AGE)、资产负债率(LEV)、投入研发强度(RD)、企业股权性质(SOE)的相关系数为正。各变量之间的相关系数均小于0.5,表明变量之间不存在严重的多重共线性。

表3 相关系数检验

变量	lnPat1	lnPat2	ESG	SIZE	AGE	ROA	GROWTH	LEV	TOP10	RD	SOE
lnPat1	1										
lnPat2	0.707***	1									
ESG	0.078***	0.065***	1								
SIZE	0.268***	0.309***	0.214***	1							
AGE	0.024***	0.126***	-0.035***	0.490***	1						
ROA	0.017**	-0.032***	0.425***	0.048***	-0.251***	1					
GROWTH	0.013*	0.001	0.106***	-0.008	-0.156***	0.265***	1				
LEV	0.133***	0.140***	-0.051***	0.462***	0.398***	-0.363***	-0.033***	1			
TOP10	0.016**	-0.054***	0.170***	0.095***	-0.363***	0.242***	0.080***	-0.104***	1		
RD	0.357***	0.377***	0.102***	0.513***	0.165***	0.098***	0.009	0.143***	0.043***	1	
SOE	0.066***	0.089***	0.090***	0.337***	0.427***	-0.152***	-0.119***	0.346***	-0.012*	0.062***	1

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著,下表同。

表4报告了多变量均值和中位数检验的结果。本文根据企业ESG表现高低对样本公司进行分组,检验不同组别中各主要变量的均值和中位数差异情况。在ESG表现分组中,分为

表4 均值、中位数检验

变量	Low ESG			High ESG			均值差异
	观测值	均值	中位数	观测值	均值	中位数	
lnPat1	9269	0.476	0	9256	0.583	0	-0.107***
lnPat2	9269	0.485	0	9256	0.579	0	-0.094***
SIZE	9269	22.59	22.49	9256	23.05	22.94	-0.452***
AGE	9269	2.243	2.303	9256	2.133	2.303	0.110***
ROA	9269	0.010	0.012	9256	0.044	0.038	-0.033***
GROWTH	9269	0.112	0.060	9256	0.181	0.127	-0.069***
LEV	9269	0.441	0.433	9256	0.386	0.370	0.055***
TOP10	9269	0.549	0.549	9256	0.608	0.616	-0.059***
RD	9269	17.56	17.66	9256	17.97	18.01	-0.410***
SOE	9269	0.361	0	9256	0.372	0	-0.0120

ESG表现较低组(Low ESG)和ESG表现较高组(High ESG),结果表明ESG表现较好企业的绿色创新数量(*lnPat1*)和绿色创新质量(*lnPat2*)的均值显著高于ESG表现较差的企业。表明我国上市公司的绿色创新和ESG表现具有一定的正向相关关系。从企业规模(*SIZE*)和上市公司年限(*AGE*)来看,ESG表现较好的企业的公司规模较大、上市年限较短。ESG表现较好公司的总资产回报率(*ROA*)、营业收入增长速度(*GROWTH*)、股权集中度(*TOP10*)以及投入研发强度(*RD*)均显著高于低ESG表现公司。ESG表现较低公司的资产负债率(*LEV*)则显著高于ESG表现较好的公司。

(三)基准回归分析

表5报告的是ESG表现与企业绿色创新的回归结果。第(1)—(2)列用(*lnPat1*)来衡量企业的绿色创新数量,第(3)—(4)列用(*lnPat2*)对企业绿色创新质量进行衡量。第(1)列和第(3)列的解释变量只有ESG表现并控制了行业和年份固定效应,ESG的系数分别为0.743和

表5 ESG表现与企业绿色创新的回归结果

	(1) <i>lnPat1</i>	(2) <i>lnPat1</i>	(3) <i>lnPat2</i>	(4) <i>lnPat2</i>
<i>ESG</i>	0.743*** (15.81)	0.251*** (5.03)	0.764*** (14.95)	0.253*** (4.62)
<i>SIZE</i>		0.167*** (15.57)		0.194*** (16.67)
<i>AGE</i>		-0.155*** (-12.47)		-0.032*** (-2.68)
<i>ROA</i>		-0.181 (-0.81)		-1.290*** (-5.43)
<i>GROWTH</i>		-0.047*** (-2.60)		-0.054*** (-2.84)
<i>LEV</i>		0.180*** (4.61)		0.034 (0.79)
<i>TOP10</i>		-0.434*** (-9.01)		-0.559*** (-10.82)
<i>RD</i>		0.116*** (22.56)		0.130*** (23.07)
<i>SOE</i>		0.068*** (4.25)		0.049*** (2.84)
常数项	0.355*** (30.57)	-4.911*** (-23.88)	0.353*** (28.25)	-5.871*** (-26.09)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	18,525	18,525	18,525	18,525
调整的R ²	0.144	0.234	0.154	0.259

0.764。第(2)列和第(4)列在第(1)列和第(3)列的基础上控制了其他可能会影响企业绿色创新能力的因素。回归结果显示,ESG的系数显著为正,分别为0.251和0.253。总的来看,ESG表现对企业绿色创新数量和绿色创新质量均产生正向影响,且均通过了1%的显著性检验,验证了假说1。该回归结果可能的原因是:(1)企业的ESG表现提升,社会责任感增强会使得公司财务信息的可读性增加,提高了公司的会计信息披露质量,从而促进了企业的绿色创新。(2)ESG表现增加,提升了公司的形象,能够提升企业的内在价值,从而有利于吸引更多优秀的人才和资源流入公司,员工的离职意愿会降低,能显著降低公司因为人才流失导致的创新能力降低,因此企业绿色创新能力增强。

其他变量的回归结果显示,企业规模(*SIZE*)与企业的绿色创新正相关,表明规模越大的企业其资金越雄厚,有更多的资金投入创新研发,因此绿色创新越好。上市时间较短的企业,绿色创新能力越强。新上市的企业更容易学习和接收新的科学技术,拥有较强的改革创新能力和市场环境的感知能力,因此会有较好的绿色创新能力。资产负债率越高的企业,其绿色创新能力越强。股权集中度(*TOP10*)越低的企业,其绿色创新能力越强。表明对于股权集中度越低的公司,大股东与小股东以及公司内部和投资者之间的委托-代理冲突会得到有效缓解。企业更有可能避免短视行为,从而增加对创新的投入,企业绿色创新能力得到提升。企业投入研发强度(*RD*)与绿色创新正相关,企业创新投入越多,绿色创新越好。

(四)调节效应分析

表6进一步研究了ESG表现对企业绿色创新的影响作用如何受到企业股权性质、政府补贴的影响。第(2)列和第(5)列的结果显示,ESG表现与企业股权性质(*SOE*)的交互项系数显著为负,分别为-0.211和-0.164,分别在5%和10%的水平上显著。表明当企业为国有企业时,会抑制ESG表现对绿色创新能力的提升作用,原因可能是:民营企业的运营效率更高,ESG表现提升对企业价值的提升更大,因而能更好地促进绿色创新。民营企业在公司运营、资金管理、公司外部声誉管理方面表现更佳。第(3)列与第(6)列的结果显示,企业ESG表现与政府补贴(*SUB*)的交互项系数显著为负,分别为-0.317和-0.493。说明政府补贴会抑制企业ESG表现的提升对于企业绿色创新能力的正向促进作用。对此的解释是:政府补贴可能会使管理者过度乐观,导致投资过度、策略性创新等问题,而没有获得政府补助的企业在进行创新投资活动时则更为理性,绿色创新效率更高。综合来看,国有企业与政府补贴均会对ESG表现对企业绿色创新能力的提升产生负向影响。

(五)分组回归

以上我们考察了ESG表现与企业绿色创新之间的关系,接下来我们将进一步研究ESG表现与企业绿色创新之间的关系是否受到公司信息数量的影响。公司信息数量的多少可能会对二者之间的影响程度产生影响。公司信息数量越多,则企业ESG表现的提升对于企业外部

表 6 企业股权性质、政府补助的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnPat1	lnPat1	lnPat1	lnPat2	lnPat2	lnPat2
<i>ESG</i>	0.251*** (5.03)	0.361*** (5.63)	0.550*** (3.71)	0.253*** (4.62)	0.338*** (4.77)	0.718*** (4.40)
<i>SOE</i>	0.068*** (4.25)	0.117*** (4.89)	0.067*** (4.24)	0.049*** (2.84)	0.087*** (3.39)	0.048*** (2.78)
<i>SUB</i>			0.059* (1.81)			0.112*** (3.17)
<i>SOE × ESG</i>		-0.211** (-2.50)			-0.164* (-1.79)	
<i>SUB × ESG</i>			-0.317** (-2.16)			-0.493*** (-3.06)
<i>SIZE</i>	0.167*** (15.57)	0.168*** (15.66)	0.167*** (15.53)	0.194*** (16.67)	0.195*** (16.70)	0.193*** (16.58)
<i>AGE</i>	-0.155*** (-12.47)	-0.155*** (-12.51)	-0.156*** (-12.53)	-0.032*** (-2.68)	-0.032*** (-2.71)	-0.033*** (-2.76)
<i>ROA</i>	-0.181 (-0.81)	-0.269 (-1.18)	-0.288 (-1.25)	-1.290*** (-5.43)	-1.359*** (-5.62)	-1.456*** (-5.92)
<i>GROWTH</i>	-0.047*** (-2.60)	-0.047*** (-2.60)	-0.048*** (-2.61)	-0.054*** (-2.84)	-0.054*** (-2.84)	-0.054*** (-2.86)
<i>LEV</i>	0.180*** (4.61)	0.174*** (4.47)	0.178*** (4.58)	0.034 (0.79)	0.029 (0.69)	0.032 (0.74)
<i>TOP10</i>	-0.434*** (-9.01)	-0.434*** (-9.02)	-0.437*** (-9.07)	-0.559*** (-10.82)	-0.560*** (-10.83)	-0.564*** (-10.90)
<i>RD</i>	0.116*** (22.56)	0.116*** (22.58)	0.116*** (22.61)	0.130*** (23.07)	0.130*** (23.10)	0.130*** (23.14)
常数项	-4.911*** (-23.88)	-4.954*** (-23.94)	-4.950*** (-23.91)	-5.871*** (-26.09)	-5.904*** (-26.03)	-5.939*** (-26.17)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	18,525	18,525	18,525	18,525	18,525	18,525
调整的 R ²	0.234	0.234	0.234	0.259	0.259	0.259

声誉的促进作用越强。公司信息数量的增加能够在一定程度上降低管理层的“不当行为”，缓解委托-代理冲突，从而有利于提高公司绿色创新活动的效率。信息的增加也会进一步增加员工对企业的认同感，从而降低员工离职率。考虑我国资本市场的现状，投资者获取公司信息的渠道主要有分析师报告和媒体新闻，我们主要从两个角度来分析信息数量对 ESG 与企业绿色创新之间的影响：(1) 分析师一般都具有较强的专业分析能力，对公司的财务信息有更深程度的解读。分析师跟踪数量越多，企业掩饰不当行为的可能性越低，从而促进企业绿色创

新。(2)新闻媒体具有较强的社会影响力,能在一定程度上对公司形成外部监督,缓解委托-代理冲突。因此,我们认为新闻数量增加能够提升公司的治理水平,从而促进企业绿色创新。

表7是分析师关注分组回归检验的结果,回归结果显示:第(1)列与第(3)列的回归系数存在显著差异,即分析师关注较高的组,其ESG表现对企业绿色创新数量($\ln Pat1$)的影响作用更强。也就是说,分析师关注能够帮助增强ESG与企业绿色创新数量之间的提升作用。第(2)列与第(4)列的回归结果显示,分析师关注较高的组中ESG对企业绿色创新质量($\ln Pat2$)的影响作用显著,而在分析师关注较低的组中ESG与企业绿色创新质量的影响作用不显著。这些结果表明,分析师关注度对ESG与企业绿色创新数量、绿色创新质量之间的关系产生影响。分析师关注度越高,ESG表现对企业绿色创新的促进作用更强。

表7 分析师关注分组结果

	分析师关注度高		分析师关注度低	
	(1) $\ln Pat1$	(2) $\ln Pat2$	(3) $\ln Pat1$	(4) $\ln Pat2$
<i>ESG</i>	0.411*** (5.20)	0.386*** (4.48)	0.218** (2.11)	0.135 (1.15)
<i>SIZE</i>	0.214*** (10.80)	0.238*** (10.85)	0.058*** (3.19)	0.085*** (4.40)
<i>AGE</i>	-0.191*** (-9.02)	-0.091*** (-4.24)	-0.092*** (-4.54)	-0.010 (-0.51)
<i>ROA</i>	-0.634* (-1.66)	-1.883*** (-4.73)	0.155 (0.40)	-0.696 (-1.62)
<i>GROWTH</i>	-0.092*** (-3.01)	-0.098*** (-3.06)	-0.053** (-2.01)	-0.053* (-1.85)
<i>LEV</i>	0.358*** (4.94)	0.215*** (2.77)	0.175*** (3.11)	0.156** (2.50)
<i>TOP10</i>	-0.736*** (-8.58)	-0.901*** (-9.92)	-0.169** (-2.34)	-0.386*** (-4.76)
<i>RD</i>	0.131*** (13.32)	0.139*** (12.80)	0.090*** (12.48)	0.089*** (10.47)
<i>SOE</i>	0.043 (1.36)	0.002 (0.07)	0.075*** (3.16)	0.063** (2.30)
常数项	-6.008*** (-15.27)	-6.702*** (-15.42)	-2.323*** (-6.33)	-2.916*** (-7.58)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	7,473	7,473	4,966	4,966
调整的R ²	0.268	0.301	0.129	0.159

表8是新闻数量分组回归检验的结果,回归结果显示:第(1)列与第(3)列回归系数显著,分别为通过了1%的显著性检验和10%的显著性检验,即对新闻数量多的组,ESG与企业绿色创新数量($\ln Pat1$)之间的影响作用更显著。而对于新闻数量较少的组,ESG与企业绿色创新

之间的影响作用较弱。通过第(2)列与第(4)列的回归结果分析,我们发现:以绿色创新质量(*lnPat2*)作为被解释变量,则新闻数量较多的组与新闻数量较少的组差异更加明显。在新闻数量较多的组中ESG的系数显著,而新闻数量较少的组ESG的系数不显著。这些结果表明,新闻数量对ESG与企业绿色创新之间的关系产生影响。新闻数量越多,ESG表现对企业绿色创新的促进作用更强。

表 8 新闻数量分组结果

	新闻数量多		新闻数量少	
	(1) <i>lnPat1</i>	(2) <i>lnPat2</i>	(3) <i>lnPat1</i>	(4) <i>lnPat2</i>
<i>ESG</i>	0.564*** (6.16)	0.559*** (5.42)	0.153* (1.90)	0.026 (0.32)
<i>SIZE</i>	0.198*** (10.07)	0.233*** (10.49)	0.112*** (6.01)	0.122*** (6.76)
<i>AGE</i>	-0.164*** (-6.94)	-0.060** (-2.44)	-0.117*** (-6.23)	-0.020 (-1.15)
<i>ROA</i>	-0.965** (-2.53)	-2.366*** (-5.59)	0.580 (1.58)	-0.161 (-0.44)
<i>GROWTH</i>	-0.059* (-1.88)	-0.071** (-2.21)	-0.067** (-2.39)	-0.054* (-1.76)
<i>LEV</i>	0.325*** (4.80)	0.250*** (3.24)	0.145** (2.27)	0.030 (0.47)
<i>TOP10</i>	-0.472*** (-5.58)	-0.659*** (-7.05)	-0.428*** (-5.42)	-0.619*** (-7.57)
<i>RD</i>	0.127*** (13.54)	0.135*** (12.19)	0.104*** (12.88)	0.103*** (12.61)
<i>SOE</i>	0.019 (0.63)	0.001 (0.02)	0.086*** (3.16)	0.051* (1.79)
常数项	-5.850*** (-15.06)	-6.819*** (-15.64)	-3.517*** (-9.71)	-3.734*** (-10.73)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	6,261	6,261	6,180	6,180
调整的R ²	0.266	0.279	0.182	0.225

(六)传导机制分析

主回归的结果显示:随着企业ESG表现的增强,企业的绿色创新也会提升。根据现有的研究,ESG表现主要通过两个途径增强企业的绿色创新:(1)ESG信息的披露能够使投资者获取更多的公司信息,从而缓解了信息不对称问题。ESG表现提升,企业进行盈余管理的可能性越低(Kim et al., 2012),公司更倾向于披露真实的财务信息(Gelb & Strawer, 2001)。因此,

ESG表现可以通过会计信息披露质量对绿色创新产生影响。(2)ESG表现的提升有助于提高企业的外部声誉。企业具有更好的社会责任能够吸引优秀的财务资源、人才资源等(张倩等, 2015)。企业的创新能力一定程度上取决于员工的创新能力和人员的稳定性。公司ESG表现的提升能够很大程度上提高员工的认同感,降低离职率,企业的创新能力得到加强。

首先,本文使用会计信息披露质量这一指标作为中介变量,研究ESG表现对企业绿色创新的影响过程。这一指标的数据来源于国泰安数据,为上海证券交易所和深圳证券交易所对上市公司财务信息质量的打分。评分为0、1、2、3、4、5分,得分越高,会计信息质量越好。

表9为信息渠道的中介效应结果检验。回归(1)和回归(3)的结果显示:ESG表现提升能够显著提高公司的会计信息披露质量。企业ESG表现提升,则企业在会计信息上的伪装和造假的程度也会降低,会计信息更加真实可信。回归(2)和回归(4)的结果显示,会计信息披露

表9 信息渠道分析

	(1) <i>Disclosure</i>	(2) <i>lnPat1</i>	(3) <i>Disclosure</i>	(4) <i>lnPat2</i>
<i>ESG</i>	0.532*** (12.11)	0.365*** (5.60)	0.532*** (12.11)	0.317*** (4.43)
<i>Disclosure</i>		0.085*** (6.75)		0.081*** (6.04)
<i>SOE</i>	0.170*** (12.42)	0.038* (1.82)	0.170*** (12.42)	0.011 (0.51)
<i>SIZE</i>	0.059*** (6.72)	0.173*** (12.42)	0.059*** (6.72)	0.199*** (12.90)
<i>AGE</i>	-0.032*** (-2.97)	-0.148*** (-9.94)	-0.032*** (-2.97)	-0.054*** (-3.62)
<i>ROA</i>	4.090*** (19.18)	-0.747*** (-2.73)	4.090*** (19.18)	-1.843*** (-6.32)
<i>GROWTH</i>	-0.002 (-0.14)	-0.056*** (-2.67)	-0.002 (-0.14)	-0.064*** (-2.87)
<i>LEV</i>	-0.364*** (-10.40)	0.262*** (5.60)	-0.364*** (-10.40)	0.172*** (3.38)
<i>TOP10</i>	0.129*** (3.05)	-0.494*** (-8.53)	0.129*** (3.05)	-0.675*** (-10.78)
<i>RD</i>	0.064*** (13.33)	0.110*** (17.34)	0.064*** (13.33)	0.114*** (16.07)
常数项	0.437*** (2.77)	-5.176*** (-18.82)	0.437*** (2.77)	-5.834*** (-19.16)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	12,443	12,443	12,443	12,443
调整的R ²	0.209	0.231	0.209	0.257

质量对企业绿色创新数量和质量的影响显著为正,分别为0.085和0.081,且都通过了1%的显著性检验。结果表明企业ESG表现能够通过提高其会计信息披露质量,从而提高企业的绿色创新。

然后参考已有的文献,以员工离职率作为中介指标,研究ESG表现与企业绿色创新的影响机制。杨金坤(2021)认为企业社会责任的提升能够帮助企业获得更多的社会资本。因而能够使企业获得更多的财务、人力和社会资源。本文认为,企业可能通过降低员工的离职率,从而促进企业ESG表现对绿色创新的影响。

表10为人力资本渠道的检验结果。第(1)列和第(3)列的结果显示:ESG表现提高能够显

表 10 人力资本渠道分析

	(1) <i>Quit</i>	(2) <i>lnPat1</i>	(3) <i>Quit</i>	(4) <i>lnPat2</i>
<i>ESG</i>	-0.022*** (-3.02)	0.405*** (6.23)	-0.022*** (-3.02)	0.355*** (4.97)
<i>Quit</i>		-0.244*** (-3.35)		-0.233*** (-2.86)
<i>SOE</i>	-0.012*** (-5.89)	0.049** (2.39)	-0.012*** (-5.89)	0.022 (0.99)
<i>SIZE</i>	0.002* (1.79)	0.178*** (12.76)	0.002* (1.79)	0.204*** (13.17)
<i>AGE</i>	0.008*** (4.81)	-0.149*** (-9.97)	0.008*** (4.81)	-0.054*** (-3.66)
<i>ROA</i>	-0.411*** (-11.01)	-0.499* (-1.84)	-0.411*** (-11.01)	-1.606*** (-5.57)
<i>GROWTH</i>	-0.030*** (-9.58)	-0.064*** (-3.02)	-0.030*** (-9.58)	-0.071*** (-3.19)
<i>LEV</i>	0.012* (1.78)	0.233*** (5.02)	0.012* (1.78)	0.145*** (2.86)
<i>TOP10</i>	-0.010 (-1.45)	-0.486*** (-8.38)	-0.010 (-1.45)	-0.667*** (-10.67)
<i>RD</i>	-0.006*** (-7.58)	0.114*** (17.88)	-0.006*** (-7.58)	0.118*** (16.51)
常数项	0.102*** (4.12)	-5.114*** (-18.54)	0.102*** (4.12)	-5.775*** (-18.91)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	12,443	12,443	12,443	12,443
调整的R ²	0.102	0.229	0.102	0.255

著降低员工的离职率。第(2)列和第(4)列的结果表明,员工离职率与企业绿色创新能力显著负相关。因此,ESG表现能够通过降低员工离职率,从而促进企业绿色创新。

六、稳健性检验

(一)替换估计方法

上文主要采取OLS的方法来估计ESG与企业绿色创新之间的关系。由于绿色专利的申请数与被引用数存在大量零值,为了更加准确地进行估计,我们对模型进行了替换,采取零膨胀-泊松模型。结果如表11所示,ESG的系数依旧显著为正,与上文保持一致。

表 11 更换模型估计方法

	(1) lnPat1	(2) lnPat2
<i>ESG</i>	0.185*** (2.81)	0.309*** (4.57)
<i>SIZE</i>	0.145*** (7.31)	0.212*** (10.43)
<i>AGE</i>	-0.373*** (-19.00)	-0.105*** (-4.55)
<i>ROA</i>	-1.266*** (-3.07)	-4.332*** (-9.77)
<i>GROWTH</i>	0.027 (0.75)	0.140*** (3.88)
<i>LEV</i>	0.474*** (6.48)	-0.196** (-2.46)
<i>TOP10</i>	-0.643*** (-7.90)	-1.133*** (-13.52)
<i>RD</i>	0.283*** (15.07)	0.228*** (13.38)
<i>SOE</i>	0.104*** (4.03)	0.054** (2.02)
常数项	-7.779*** (-30.34)	-8.137*** (-29.43)
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	18,525	18,525

(二)控制地区固定效应

上文对 ESG 表现与绿色创新之间的关系分析主要采取多元线性回归分析,控制了时间和行业固定效应。不同地区存在着经济发展程度差异、法律制度差异以及文化环境差异等,这些因素可能会对企业绿色创新产生影响。为了缓解地区效应对绿色创新的影响,本文在回归模型中加入了地区固定效应。回归结果如表 12 所示,在控制了时间固定效应、行业固定效应和地区固定效应之后,ESG 的系数依旧显著为正,与基准回归的结果基本一致。

表 12 控制地区效应检验结果

	(1) lnPat1	(2) lnPat1	(3) lnPat2	(4) lnPat2
<i>ESG</i>	0.740*** (11.49)	0.345*** (5.10)	0.673*** (9.60)	0.350*** (4.76)
<i>SIZE</i>		0.188*** (12.54)		0.205*** (12.47)
<i>AGE</i>		-0.142*** (-8.61)		-0.036** (-2.17)
<i>ROA</i>		-0.478* (-1.73)		-1.686*** (-5.79)
<i>GROWTH</i>		-0.069*** (-3.27)		-0.066*** (-2.99)
<i>LEV</i>		0.190*** (3.84)		0.156*** (2.92)
<i>TOP10</i>		-0.393*** (-6.18)		-0.612*** (-9.04)
<i>RD</i>		0.116*** (16.95)		0.126*** (16.44)
<i>SOE</i>		0.054** (2.30)		0.015 (0.58)
常数项	0.330*** (21.97)	-5.424*** (-18.14)	0.340*** (21.05)	-6.007*** (-18.31)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	12,200	12,200	12,200	12,200
调整的 R ²	0.204	0.279	0.229	0.317

七、结论与建议

本文从绿色经济角度出发,全面探索了ESG表现对企业绿色创新的影响,以及提高企业绿色创新,帮助企业实现绿色转型的新途径。通过研究发现:ESG表现提高能够有效提高企业的绿色创新数量和质量。进一步的研究发现:ESG表现主要通过提高会计信息披露质量和降低员工离职率两条渠道影响企业绿色创新。此外,我们还发现企业股权性质、政府补贴会减缓ESG表现对企业绿色创新的提升作用。研究发现,在分析师跟踪数量多和新闻数量多的组中,ESG对绿色创新的促进作用更强。也就是说,分析师和新闻媒体能起到很好的外部监督作用,提高企业的财务信息质量从而提高绿色创新能力。本文还采用零膨胀-泊松模型和加入控制地区固定效应的方法,使文章的结果更加稳健。

2021年我国第一次将“碳达峰、碳中和”写入政府工作报告中。随着环境污染问题日益严重,社会快速实现绿色经济转型刻不容缓。本文的研究结果为提高我国绿色创新技术水平提供了新思路。首先,从企业角度来看,绿色创新技术的发展将成为企业之间竞争的重点内容,企业须认识到绿色创新对未来发展的重要性。ESG表现对企业绿色创新产生影响,企业需要关注ESG表现,以提升公司名誉并积累道德资本,促进企业的绿色创新。另外,企业需要披露更多的公司信息,降低公司内部与外部投资者之间的信息不对称程度,从而促进企业的绿色创新。

其次,投资者和社会公众也应当更多地关注企业的ESG表现。投资者和社会公众对企业ESG表现的关注度上升,会使得企业自身也注重于提升其ESG表现。ESG表现提升对社会产生正向溢出,促进社会的进步和发展。另外,投资者对ESG表现的关注,也是对企业未来可持续发展的关注,帮助投资者降低投资的风险,有利于投资者实现更高的投资回报率。

最后,从国家角度来说,应当推进建立一套关于企业ESG表现的奖惩制度。政府可以通过一系列优惠措施,如税收减免、绿色信贷优惠以及放宽准入门槛等,鼓励企业提高其ESG表现,推进社会经济的可持续发展。政府也应当积极实现政府补贴对绿色创新能力的刺激作用,对具有创新能力的企业进行政府补贴以推动企业的绿色创新水平。政府还可以通过增加税收等惩罚措施,使ESG表现不佳的企业对ESG表现进行改进。另外,政府应当积极推进一套广泛适用的ESG披露制度,使公司、投资者以及社会公众对企业ESG表现的重视程度增加,促进绿色经济转型。

参考文献:

[1] 曹廷求,张翠燕,杨雪.绿色信贷政策的绿色效果及影响机制——基于中国上市公司绿色专利数据的证据[J].金融论坛,2021,26(05):7-17.

- [2] 戴亦一,潘越,冯舒. 中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗?——来自市委书记更替的证据[J]. 经济研究,2014,49(02):74-86.
- [3] 邓玉萍,王伦,周文杰. 环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J]. 统计研究,2021,38(07):76-86.
- [4] 金宇,王培林,于大智. 社会责任承担与企业创新:“水到渠成”还是“弄巧成拙”[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2021,36(05):89-101.
- [5] 康志勇. 政府补贴促进了企业专利质量提升吗?[J]. 科学学研究,2018,36(01):69-80.
- [6] 孔悦,王云松,焦宇靖,彭定洪. 政府补贴对新能源企业绿色创新影响研究——基于古诺竞争视角[J]. 经济问题探索,2021,(06):71-81.
- [7] 李姝,谢晓嫣. 民营企业的社会责任、政治关联与债务融资——来自中国资本市场的经验证据[J]. 南开管理评论,2014,17(06):30-40.
- [8] 李培功,沈艺峰. 媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J]. 经济研究,2010,45(04):14-27.
- [9] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. 经济研究,2007,(01):102-113.
- [10] 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(04):60-73.
- [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(04):182-194.
- [12] 刘兰剑,赵志华. 财政补贴退出后的多主体创新网络运行机制仿真——以新能源汽车为例[J]. 科研管理,2016,37(08):58-66.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 田丹,于奇. 高层管理者背景特征对企业绿色创新的影响[J]. 财经问题研究,2017,(06):108-113.
- [16] 王珍愚,曹瑜,林善浪. 环境规制对企业绿色技术创新的影响特征与异质性——基于中国上市公司绿色专利数据[J]. 科学学研究,2021,39(05):909-919.
- [17] 魏志华,赵悦如,吴育辉. 财政补贴:“馅饼”还是“陷阱”?——基于融资约束VS. 过度投资视角的实证研究[J]. 财政研究,2015,(12):18-29.
- [18] 吴建祖,华欣意. 高管团队注意力与企业绿色创新战略——来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理,2021,42(09):122-142.
- [19] 杨金坤. 企业社会责任信息披露与创新绩效——基于“强制披露时代”中国上市公司的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理,2021,42(01):57-75.
- [20] 阳镇,凌鸿程,陈劲. 经济政策不确定性、企业社会责任与企业技术创新[J]. 科学学研究,2021,39(03):544-555.
- [21] 于连超,张卫国,毕茜. 环境执法监督对企业绿色创新的影响[J]. 财经理论与实践,2019,40(03):127-134.
- [22] 张长江,张玥,陈雨晴. ESG表现、投资者信心与上市公司绩效[J]. 环境经济研究,2021,6(04):22-39.
- [23] 张成,陆旸,郭路,于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究,2011,46(02):113-124.
- [24] 张倩,何姝霖,时小贺. 企业社会责任对员工组织认同的影响——基于CSR归因调节的中介作用模型[J]. 管理评论,2015,27(02):111-119.
- [25] 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.

[26] Aboud, A. and A. Diab. The Impact of Social, Environmental and Corporate Governance Disclosures on Firm Value: Evidence from Egypt[J]. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 2018, 8(4): 442-458.

[27] Amore, M. D., M. Benedsen, B. Larsen, et al. CEO Education and Corporate Environmental Footprint[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2019, 94: 254-273.

[28] Bénabou, R. and J. Tirole. Individual and Corporate Social Responsibility[J]. *Economica*, 2010, 77(305): 1-19.

[29] Brammer, S. and S. Pavelin. Building a Good Reputation[J]. *European Management Journal*, 2004, 22(6): 704-713.

[30] Dyck, A., N. Volchkova, and L. Zingales. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(3): 1093-1135.

[31] Dyck, A. and L. Zingales. Private Benefits of Control: An International Comparison[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(2): 537-600.

[32] Fatemi, A., M. Glaum, and S. Kaiser. ESG Performance and Firm Value: The Moderating Role of Disclosure[J]. *Global Finance Journal*, 2018, 38: 45-64.

[33] Friedman, M. The Social Responsibility of Business is to Increase Its Profits, Corporate Ethics and Corporate Governance [M]. Germany: Springer, 2007: 173-178.

[34] Gao, F., Y. Dong, C. Ni, et al. Determinants and Economic Consequences of Non-Financial Disclosure Quality[J]. *European Accounting Review*, 2016, 25(2): 287-317.

[35] Gelb, D. S. and J. A. Strawser. Corporate Social Responsibility and Financial Disclosures: An Alternative Explanation for Increased Disclosure[J]. *Journal of Business Ethics*, 2001, 33(1): 1-13.

[36] Huang, M., M. Li, and Z. Liao. Do Politically Connected CEOs Promote Chinese Listed Industrial Firms' Green Innovation? The Mediating Role of External Governance Environments[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 278: 1-11.

[37] Hung, M., J. Shi, and Y. Wang. The Effect of Mandatory CSR Disclosure on Information Asymmetry: Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China[R]. 2013.

[38] Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian. Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67-86.

[39] Jaffe, A. B., R. G. Newell, and R. N. Stavins. A Tale of Two Market Failures: Technology and Environmental Policy[J]. *Ecological Economics*, 2005, 54(2-3): 164-174.

[40] Jin, L. and S. C. Myers. R2 around the World: New Theory and New Tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257-292.

[41] Kim, Y., M. S. Park, and B. Wier. Is Earnings Quality Associated With Corporate Social Responsibility?[J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(3): 761-796.

[42] Lambert, R., C. Leuz, and R. E. Verrecchia. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital[J]. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45(2): 385-420.

[43] Li, Y., M. Gong, X. Zhang, et al. The Impact of Environmental, Social, and Governance Disclosure on Firm Value: The Role of CEO Power[J]. *The British Accounting Review*, 2018, 50(1): 60-75.

[44] Lin, H., S. Zeng, H. Ma, et al. Can Political Capital Drive Corporate Green Innovation? Lessons from China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 64: 63-72.

[45] Mamuneas, T. P. and M. I. Nadiri. Public R&D Policies and Cost Behavior of the US Manufacturing Industries[J]. *Journal of Public Economics*, 1996, 63(1): 57-81.

[46] Sassen, R., A. Hinze, and I. Hardeck. Impact of ESG Factors on Firm Risk in Europe[J]. *Journal of Business Economics*, 2016, 86(8):867–904.

[47] Sethi, S. P. Dimensions of Corporate Social Performance: An Analytical Framework[J]. *California Management Review*, 1975, 17(3):58–64.

[48] Yu, F. Analyst Coverage and Earnings Management[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 245–271.

The Impact of ESG Performance on Corporate Green Innovation

Yang Jingjing^{ab}, Hu Jin^a

(a: School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies; b: Institute of Fortune Management Research)

Abstract: Enhancing the green innovation of enterprises is an important way to realize the transformation of green economy. This article uses the data of listed companies in China from 2010 to 2020 to study the impact of ESG performance on corporate green innovation. The study finds that ESG performance has a positive effect on the quantity and quality of corporate green innovation. The nature of corporate equity and government subsidies have an impact on the relationship between ESG performance and green innovation. ESG performance of private enterprises has a stronger role in promoting green innovation of enterprises, and government subsidies weaken the effect of ESG performance in promoting green innovation capabilities of enterprises. The paper also finds that the relationship between ESG and green innovation is affected by analyst attention and the amount of news. The higher the attention of analysts and the greater the amount of news, the stronger the impact of ESG performance on corporate green innovation. In the mechanism analysis, we find that ESG performance improves the green innovation ability of enterprises mainly by improving the quality of accounting information and reducing the employee turnover rate. This paper expands the research in the field of ESG and green innovation, and also provides new ideas and inspirations for enterprises to promote green innovation by improving ESG performance.

Keywords: ESG Performance; Green Innovation; The Nature of Corporate Equity; Government Subsidies; Analyst Attention; Amount of News

JEL Classification: D21, M14, M21

(责任编辑:卢 玲)