

连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新 “增量提质”吗

王分棉, 贺佳, 陈丽莉

[摘要] 企业能否成为绿色创新主体以优化中国绿色创新主体结构,在很大程度上取决于其能否有效突破企业绿色创新动力不足的问题。本文基于资源依赖理论,利用2008—2021年中国A股上市公司数据,采用泊松模型,实证检验了有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响及作用机制,研究发现,有绿色经历连锁董事会促进企业绿色创新,同时对绿色创新数量和质量都有促进作用。新《环保法》实施后,相对于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事的企业绿色创新“增量提质”显著增强。异质性分析发现,有绿色经历连锁董事可以促进国有企业、东部地区企业和有环保处罚企业绿色创新“增量提质”,但对非国有企业、中西部地区企业和无环保处罚企业没有显著影响。从影响机制看,有绿色经历连锁董事通过减轻高管短视倾向降低了信息不对称、缓解了融资约束,从而促进企业积极开展绿色创新活动;通过提升高管环保意识来促进企业开展更多环保活动,从而促进企业绿色创新,但对企业非绿色创新没有显著影响。本文的结论不仅揭示了企业如何通过绿色经历联结来突破绿色创新限制的影响机制,而且对于改善中国绿色创新主体结构失衡具有重要参考价值。

[关键词] 绿色经历; 连锁董事; 资源依赖理论; 绿色创新

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)10-0155-19

一、引言

党的二十大报告从“加快发展方式绿色转型,深入推进污染防治,提升生态系统多样性、稳定性、持续性,积极稳妥推进碳达峰碳中和”四个方面对“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”作出了进一步部署,为中国推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展指明了方向。绿色创新正是通过

[收稿日期] 2023-05-29

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“数字赋能制造业企业绿色转型影响机理、路径与政策研究”(批准号22BGL093)。

[作者简介] 王分棉,对外经济贸易大学国际商学院教授,北京企业国际化经营研究基地研究员,博士生导师,经济学博士;贺佳,对外经济贸易大学国际商学院、北京企业国际化经营研究基地博士研究生;陈丽莉,北京工商大学经济学院副教授,管理学博士。通讯作者:陈丽莉,电子邮箱:chenll@btbu.edu.cn。感谢北京工商大学数字商科与首都发展创新中心项目“数字经济赋能企业绿色发展研究”、对外经济贸易大学研究生科研创新项目“企业董事连锁与绿色创新‘增量提质’”的支持。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

降低消耗、减少污染、改善生态来促进生态文明建设、实现人与自然和谐共生的技术创新^①,而且以往研究和实践都已证明推进企业绿色创新是国家推动绿色发展,实现经济与环境“和谐共生”的核心要务(刘剑民等,2022)。因此,探讨如何推动企业绿色创新对积极稳妥推进碳达峰碳中和战略落地具有重大意义。

随着中国绿色低碳循环发展经济体系的建立,绿色创新活动日益活跃,然而根据国家知识产权局2023年发布的《2023全球绿色低碳技术专利统计分析报告》,从中国绿色低碳专利授权量看,排名前50位的专利权人中33家为国内专利权人,其中,20家为科研院校,8家为大型中央企业,与2017年的绿色创新主体结构相比并没有发生实质性变化^②。国内绿色技术大部分以高校为主,表明当前绿色创新的主体是高校而非企业(汪明月等,2022;谭常春等,2023),中国绿色创新主体依然存在结构失衡问题,这将不利于落实以企业为主体、市场为导向的绿色创新战略(齐绍洲等,2018),而落实绿色创新战略既是中国生态文明建设的重要任务(陶锋等,2021),又是推进中国经济高质量发展的关键引擎,因此,亟须深入研究绿色创新主体结构失衡的影响因素。导致绿色创新主体结构失衡的部分原因在于:①绿色创新具有公共知识和环境保护的双重外部性特征,导致中国企业积极主动开展绿色创新的动力不足(汪明月等,2022);②绿色创新过程具有高投入、高风险等不确定性特征,导致企业会面临更加严重的融资约束(王馨和王营,2021);③绿色创新活动更具复杂性的特征,企业只凭借以往单一技术领域的积累难以驱动绿色技术创新(于飞等,2019),仅依靠企业自身资源难以实现快速发展,需要企业整合和匹配产业中一系列技术才能实现市场产品需求和环境保护需求(刘剑民等,2022),这会大大降低企业绿色创新的动力(Pfeffer and Salancik, 1978)。因此,解决绿色创新主体结构失衡问题的关键在于增强企业积极开展绿色创新的动力,这就需要破解企业绿色创新面临的融资约束与信息不对称问题,这是限制企业绿色创新的两个重要原因。为了克服这些限制,企业需要积极地从外部获取信息和资源来促进绿色创新。如何帮助企业从外部获取信息和资源来缓解信息不对称和融资约束?资源依赖理论(Pfeffer and Salancik, 1978)为解决该问题提供了新的视角和思路。根据资源依赖理论,连锁董事是企业从外部获取信息和资源的重要渠道(Hillman and Dalziel, 2003;陈仕华等,2013)。那么,有绿色经历连锁董事拥有的绿色创新相关的人力资本和社会资本是否会帮助企业从外部获取信息和资源促进绿色创新?如何帮助企业缓解信息不对称和融资约束的限制来影响绿色创新?探究这些问题将有助于从公司治理角度为企业破解绿色创新限制提供可行的解决思路,从而激发企业绿色创新的动力,提高企业绿色创新水平,进而改善中国绿色创新主体结构失衡问题。

二、文献综述与研究假说

1. 文献综述

以往研究主要从环境规制和企业层面考察了企业绿色创新的影响因素。从环境规制的影响看,基于波特假说(Porter and Linde, 1995),现有研究分别探讨了不同环境规制对绿色创新的影响,其中,部分研究发现命令型环境规制主要通过能源管制以及环保执法等对绿色创新产生影响

① 国家发展和改革委员会、科学技术部《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》(发改环资〔2019〕689号)。

② 根据《中国绿色专利统计报告(2014—2017)》,国内有效绿色专利授权量排名前20位的专利权人中,15家为高校。

(王班班和齐绍洲,2016;李青原和肖泽华,2020;周泽将等,2023),而市场型环境规制主要通过环保税、碳排放权交易、环境权益交易等对绿色创新产生影响(Weber and Neuhoff, 2010;齐绍洲等,2018);也有学者认为不同类型的环境规制对绿色创新具有异质性影响,如王分棉等(2021)发现命令型环境规制实施后,自愿型环境规制ISO14001认证对企业绿色创新的诱发作用显著增强。从企业层面看,现有文献主要从企业资源与能力、利益相关者和企业高管特质三个方面进行了探究:①企业的资源与能力影响方面,研究发现企业的政治资源、融资资源、冗余资源、供应链协同能力和绿色管理能力都会影响企业绿色创新水平(Yang et al., 2020;汪明月等,2022)。②利益相关者的影响方面,研究发现竞争对手的行为、消费者的环保意识也都会对企业绿色创新产生影响(Li and Lv, 2021;Zhao et al., 2022)。③企业高管特质的影响方面,卢建词和姜广省(2022)发现CEO绿色经历对企业绿色创新有促进作用。尽管以往研究对企业绿色创新的影响因素进行了较系统的研究,但关于解决企业如何从外部获取资源和信息来突破融资约束和信息不对称的限制进而促进绿色创新仍存在研究空白。因此,本文基于资源依赖理论的视角,探究有绿色经历连锁董事是否以及如何突破融资约束和信息不对称进而影响企业绿色创新。

已有研究基于资源依赖理论考察了连锁董事对企业的影响,Hillman and Dalziel(2003)提出,董事会拥有的人力资本和社会资本有助于企业从外部获取稀缺资源和重要信息。其中,人力资本是指董事的经验、知识和专长,如对某个行业的了解和对某个特定事件的熟悉程度,而这些经验会影响董事关注的内容以及他们如何制定决策;社会资本则指董事通过其与公司内部和外部建立的关系网络所带来的资源(Hillman and Dalziel, 2003)。因此,连锁董事可以帮助联结企业之间互通资源、共享信息(王营和曹廷求,2014),已成为企业从外部获取可靠、低成本资源和信息的重要渠道。陈仕华等(2013)发现,连锁董事作为传递信息的重要渠道,有助于缓解企业并购双方之间的信息不对称而对并购行为产生重要影响;王营和曹廷求(2014)则发现连锁董事作为企业间的网络联结还会影响企业面临的融资约束;王营和张光利(2018)发现连锁董事可以通过引资和引智来促进民营企业创新。综上,尽管已有研究关注了连锁董事对企业创新的影响,但是尚未关注连锁董事是否以及如何影响企业绿色创新,更没有关注连锁董事的绿色经历与企业绿色创新的内在关系,而对该问题的深入研究有助于在更深层次揭示连锁董事对企业绿色创新的影响机制,这正是本文研究的重点问题。

2. 理论分析与研究假说

(1)有绿色经历连锁董事与企业绿色创新。相对于一般创新而言,绿色创新更具复杂性,需要企业整合和匹配产业中一系列技术才能驱动绿色技术创新(于飞等,2019;刘剑民等,2022)。因此,企业需要通过不同渠道搜索和获取外部绿色创新的信息和资源,以降低绿色研发成本和绿色创新风险。有绿色经历连锁董事成为企业从外部获取绿色创新信息和资源的重要渠道,一方面有绿色经历连锁董事可能会更加关注绿色创新信息,能更及时地关注到绿色创新领域的相关问题,而且他们有更多的绿色创新专业知识和能力,带来的信息和资源往往更具价值和专业性(卢建词和姜广省,2022);另一方面,有绿色经历连锁董事有助于企业获取更多绿色信贷等资源。有绿色经历连锁董事能够帮助企业从外部获取绿色创新活动各环节的专业知识、关键信息和稀缺资源,为企业有效分配和利用绿色创新资源提供了优化路径,从而提高企业自主参与绿色创新的意愿和能力。具体分析如下:

有绿色经历连锁董事为企业从外部获取绿色创新知识和信息提供了渠道,降低了信息不对称对绿色创新的限制。有绿色经历连锁董事凭借拥有的人力资本和社会资本,不仅自身对绿色创新问题更加敏感,而且他们还拥有更多的外部网络渠道,可以更充分地了解和感知到利益相关者对企

业积极进行绿色创新活动的期望,因此更有利于企业获取外部的绿色创新技术知识和信息(Ortiz-De-Mandojana and Aragon-correa, 2013)。此外,相较于其他市场渠道而言,企业通过有绿色经历连锁董事获取绿色创新知识和信息具有以下优势:①获取绿色创新知识和信息的成本更低。企业通过咨询、媒体等其他市场渠道获取信息,往往需要支付高额的费用(Darnall and Edwards, 2006),而通过有绿色经历连锁董事获取知识和信息则无需额外的费用(Ortiz-De-Mandojana and Aragon-correa, 2013),是低成本的知识与信息获取渠道,信息交流和搜寻成本的降低将有利于提高企业绿色创新的产出数量(黎文靖和郑曼妮,2016)。②获取绿色创新知识和信息的速度更快。对于绿色创新这种复杂且多变的领域来说,能够快速获得专业知识和关键信息至关重要(Ortiz-De-Mandojana and Aragon-Correa, 2013),而有绿色经历连锁董事可以通过自身的人际关系网络更早、更快地获取绿色创新知识和信息,从而有助于企业开展绿色创新活动获得先机,有利于提高企业绿色创新的产出速度(黎文靖和郑曼妮,2016),也会提高企业绿色创新数量。③获取绿色创新知识和信息的质量更为可靠。绿色创新具有高风险等特征,企业开展绿色创新时往往非常慎重,由于有绿色经历连锁董事拥有绿色创新相关的人力资本和社会资本,他们带来的绿色创新专业知识和关键信息具有更高的可信度和权威性(Shropshire, 2010),在参与绿色创新战略决策时就更有话语权(陈仕华等,2013),从而有利于企业做出高质量的绿色创新战略决策,可以开展实质性绿色创新以提高企业竞争力和 market 价值(黎文靖和郑曼妮,2016),进而提高企业绿色创新质量。综上可知,企业可以通过有绿色经历连锁董事获取绿色创新知识和信息,降低信息不对称对企业绿色创新的制约,有利于促进绿色创新“增量提质”。

有绿色经历连锁董事有助于企业从外部获取更多资源,缓解融资约束对绿色创新的制约。绿色创新的高投入、高风险特征需要企业从外部获取资金弥补研发资金缺口,而绿色信贷是缓解企业绿色创新融资约束的重要方式(谭常春等,2023)。有绿色经历连锁董事可以通过信息效应和资源效应来帮助企业获取资源以缓解融资约束(王营和曹廷求,2014),具体分析如下:①有绿色经历连锁董事通过信息效应降低了信息不对称问题,有助于企业获取绿色信贷资源。企业获取绿色信贷资源面临的信息不对称问题主要表现为贷前融资成本高和贷后资金使用监督难(谭常春等,2023),具体来看,在获取绿色信贷前,因企业绿色创新信息披露不全带来的信息不对称会导致企业难以获得绿色贷款;在获取绿色信贷后,银行难以实时监控企业获取绿色贷款后的使用途径、使用效率以及绿色创新成效。由于有绿色经历连锁董事拥有大量重要且有益的商业联系,如顾客、供应商以及政府机构等,企业积极开展绿色创新的意愿和行为会通过连锁董事网络进行广泛传播(Wincent et al., 2010),这将有助于把企业积极开展绿色创新活动的信息传递到资本市场,从而有效缓解企业申请绿色信贷时面临的信息不对称,有助于企业获取更大规模的绿色贷款、更低的融资成本以及更长的贷款期限(王营和曹廷求,2014),推动企业开展绿色治理(洪祥骏等,2023),促进企业提高绿色创新数量。此外,有绿色经历连锁董事不仅更加关注绿色创新问题,也会出于对个人声誉的维护更加积极地履行监督职能,降低代理成本,促使企业将获取的绿色贷款投入到能够真正提升企业价值的高质量绿色创新活动中,从而也会提升企业绿色创新质量。②有绿色经历连锁董事通过资源效应帮助企业拓宽了外部融资渠道。企业通过有绿色经历连锁董事建立的董事网络不仅能够更有效地与外界沟通,而且董事网络中联结的企业越多,企业获取的商业信用就越多,也就更容易获取债权人的信任,从而降低了债权人与企业之间的沟通成本。可见,连锁董事使得联结企业之间更加信任,有利于匹配更多的外部资金提供者,拓宽融资渠道,削弱外部融资约束难度,降低融资成本。可见,企业可以通过有绿色经历连锁董事获取绿色创新资金降低融资约束对绿色创新的制约,从而

促进企业绿色创新“增量提质”。综上所述,有绿色经历连锁董事既可以帮助企业降低获取信息和资源的成本,增加企业绿色创新数量,又可以凭借自身专业知识和工作经历,为企业绿色创新带来重要、有价值的绿色创新信息和知识,同时监督企业将资源投入到有利于提升企业竞争力的实质性绿色创新活动中,开展高质量绿色创新。基于此,本文提出:

假说1:有绿色经历连锁董事对企业绿色创新“增量提质”有显著正向影响。

(2)环境规制压力影响下有绿色经历连锁董事与企业绿色创新。根据资源依赖理论,企业获取外部资源的主要目的是降低外部环境不确定性(Pfeffer and Salancik, 1978),所以外部环境变化是影响企业通过连锁董事从外部获取绿色创新资源和信息的重要因素(Lieberman and Asaba, 2006)。以往研究表明,外部环境规制压力也是影响企业绿色创新的重要因素(王分棉和贺佳, 2022),基于此,本文将进一步考察在环境规制压力影响下有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响。

2014年4月,十二届全国人民代表大会常务委员会第八次会议表决通过了修订后的《中华人民共和国环境保护法》(简称新《环保法》),该法案自2015年1月1日开始施行。新《环保法》新增了“按日计罚”的制度,意味着企业违法时间越久,罚款越多,从而有力地打击了原来企业怠于环境治理的现象,促使企业积极推进绿色创新活动;规定了对违法者行政拘留的处罚措施,并规定协助企业弄虚作假的环境监测机构将承担连带责任,在法律层面严格禁止了监测机构或地方官员对违法企业的包庇行为;设立了环保公益诉讼制度,将民间力量有序纳入环境治理机制,使政府和企业的环境治理行为受到更为广泛的监督。此外,新《环保法》还规定了较为灵活的实施方案,如地方政府可以对国家未做规定的项目制定地方标准,奖励在环保工作领域取得卓越成就的企业和个人,等等。那么,新《环保法》实施后,企业是否更有动力通过积极开展绿色创新应对环境规制压力,以满足合规要求和利益相关者期待?基于此背景,本文针对该问题进行了探究。

以往研究表明,环境规制压力会促使企业积极开展绿色创新(王分棉等, 2021),然而面对环境规制压力时,不同企业有不同的应对方式,进而制定出不同的绿色创新战略决策。例如,王晓祺等(2020)发现在国有企业和中西部地区,环境规制压力增强更有利于促进绿色创新。那么,相对于没有绿色经历连锁董事的企业,新《环保法》实施带来的环境治理压力,会促使有绿色经历连锁董事的企业更加关注环境治理问题的迫切性,更有动力通过有绿色经历连锁董事获取绿色创新的专业知识、关键信息和稀缺资源来开展绿色创新。而没有绿色经历连锁董事的企业由于缺乏相关知识、信息和资源,即使面临较大的环境规制压力也难以在短时间内成功开展绿色创新。这就意味着面对环境规制的巨大压力,有绿色经历连锁董事的部分企业可能会按照新《环保法》的要求,通过追求绿色创新“数量”和“速度”来释放绿色创新信号,以迎合政府环境监管要求,表现为绿色创新数量显著增加。然而企业追求策略性绿色创新虽然有可能应对政府环境监管要求,但不利于企业提升竞争力而难以获得更多经济利益,造成创新资源投入的浪费。因此,部分企业会利用有绿色经历连锁董事为企业带来的低成本、高质量信息和资源积极开展以推动企业技术进步和获取竞争优势为目的的高质量绿色创新。此外,有绿色经历连锁董事还会出于对个人声誉的维护积极监督企业开展实质性绿色创新活动,避免出现企业在环境规制压力下片面追求数量而忽视质量的绿色创新“泡沫”现象,从而最终促进企业绿色创新“增量提质”。因此,本文认为,新《环保法》实施后,相对于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新数量和质量的促进作用会增强。因此,本文提出:

假说2:相较于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新“增量提质”的促进作用在新《环保法》实施后显著增强。

三、研究设计

1. 研究样本的筛选与数据来源

本文选取2008—2021年中国A股上市公司数据,对样本进行以下筛选和处理:①剔除ST和*ST类企业;②剔除存在主要数据缺失的研究样本;③剔除金融类和包含金融类经营业务的公司。样本上市公司绿色发明专利和绿色实用新型专利数据从中国研究数据服务平台(CNRDS)获得。有绿色经历连锁董事数据通过手工收集获得,具体过程如下:①借鉴陈仕华等(2013)的研究,把同时在不同企业高管团队或董事会、监事会中任职的董事界定为连锁董事,这种界定标准既扩大了研究范围,同时也符合中国研究情境,根据上述标准筛选上市公司连锁董事的名单;②参考卢建词和姜广省(2022)的方法,利用“绿色”“环保”“环境”“可持续”“循环”“再利用”“污水”“污染”“绿化”“再生”“生态”“节能”等关键词,在连锁董事简历信息库中筛选出有绿色工作经历或教育背景的连锁董事。其他变量数据都来自国泰安数据库(CSMAR)。

2. 实证模型与变量设计

本文旨在考察有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响,以及环境规制压力变化后,相对于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响是否有明显提升。建立模型(1)、(2)以分别检验假说1和假说2,模型中将所有自变量全部滞后一期:

$$GreenInnovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EE\ Interlock_{it-1} + \alpha_i \sum Controls_{it-1} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

因变量 *GreenInnovation* 表示企业绿色创新情况,参考王馨和王营(2021)的方法,本文利用绿色专利申请数量来衡量企业绿色创新。借鉴黎文靖和郑曼妮(2016)的方法,绿色创新数量采用专利技术水平较低、难度较小的绿色实用新型专利申请数量来衡量;绿色创新质量采用专利技术水平最高、难度最大的绿色发明专利申请数量来衡量。考虑到绿色专利、绿色实用新型专利和绿色发明专利申请数量都是计数变量,不符合OLS回归假定的正态分布,本文采用更适用于偏态因变量的高维固定效应面板泊松模型进行实证分析。

自变量 *EE Interlock*,表示第 *t*-1年 *i*企业董事会中有绿色经历连锁董事数量;借鉴以往研究本文还控制了一系列可能影响企业绿色创新的影响因素,由于公司规模、成长性和财务绩效直接决定企业投入绿色创新的资源,故在公司层面控制了企业规模(徐佳和崔静波,2020)、资产收益率(徐佳和崔静波,2020)、企业年龄(王分棉和贺佳,2022)、所有权性质(袁礼和周正,2022)、资产负债率(周肖肖等,2023);考虑公司资本的有限性,用于资本增值的投资会抵消研发投入而影响绿色创新产出,因此在企业投资层面,控制了研发强度(王晓祺等,2020)和环保投资(王分棉等,2021);公司治理水平也会影响企业绿色创新,故将董事会规模、董事会独立性、股权集中度加入控制变量。此外,为了检验连锁董事的绿色经历对企业绿色创新的影响,借鉴尹筑嘉等(2018),本文还控制了有绿色经历连锁董事网络位置控制有绿色经历连锁董事通过网络效应产生的影响,采用有绿色经历连锁董事的网络中心度衡量其网络位置(陈运森和谢德仁,2011)。 $\sum Controls$ 表示一系列控制变量,*Year*、*Industry*分别表示控制了年份和行业固定效应; ε 代表随机扰动项。^①

为进一步研究在外生政策冲击下,受环境规制压力影响,相对于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的促进作用是否会显著增强,本文采用DID模型设定回归

① 具体变量定义参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

模型(2):

$$GreenInnovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat \times Time + \beta_2 Treat + \beta_3 Time + \beta_i \sum Controls_{it-1} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, *Time* 为新《环保法》实施前后的虚拟变量, 2015年及之后的年份为1, 2015年之前的年份为0。 *Treat* 为企业是否有绿色经历连锁董事的虚拟变量, 如果一个企业至少有1名有绿色经历连锁董事则为实验组, 取值为1, 否则取值为0。 *Treat* × *Time* 的系数 β_1 是本文关注的核心, 它衡量了有绿色经历连锁董事的企业相对于没有的企业在新《环保法》实施后对企业绿色创新促进作用的变化。当 β_1 为正数且通过了显著性检验时, 说明在新《环保法》实施后, 相对于没有绿色经历连锁董事的企业, 有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的促进显著提升, 假说2得到验证。

四、实证结果分析

1. 描述性统计分析^①

GreenPatent、*GreenUtility* 和 *GreenInvent* 的均值分别为 7.3957、3.4159 和 3.9798, 标准差分别为 40.1754、17.6870 和 24.8754, 表明样本企业的绿色专利、绿色实用新型专利和绿色发明专利申请量总体较少, 且差异较大; *EE Interlock* 的平均值为 0.1018, 最小值为 0, 最大值为 6, 表明样本企业有绿色经历连锁董事的数量总体较少; *R&D intensity* 的均值为 0.0475, 标准差为 0.0470, 表明样本企业的研发强度总体也较低, *ln_Enpro* 的均值为 1.1053, 最小值和最大值分别为 0 和 22.8088, 说明样本企业间的环保投资水平差异较大; *ROA* 的均值是 0.0480, 表明样本企业经营绩效较好; *Firmage* 和 *Firmsize* 的均值分别为 16.4551 和 7.8005, 表明样本企业平均年龄和规模都相对较小; *Leverage* 和 *Ownership* 的均值分别是 0.4077 和 0.6051, 说明样本企业平均负债率和股权集中度都较高; *Boardsize* 的均值为 8.5333, *Independent* 的均值为 0.3750, 表明样本企业独立董事平均占比超过了 1/3; *Centrality* 的均值为 0.0173; *Stateown* 的均值为 0.2738, 因部分国有企业的绿色专利、绿色实用新型和绿色发明申请数量为 0, 采用泊松回归模型进行实证分析时部分研究样本直接被剔除, 故样本企业中国有企业占比约为 27%。

2. 有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响分析

(1) 基准回归。表1列示了有绿色经历连锁董事对企业绿色创新影响的回归结果。根据第(2)、(4)、(6)列的结果可知, *EE Interlock* 的系数分别为 0.2273、0.2499 和 0.1933, 且都在 1% 水平通过显著性检验, 表明有绿色经历连锁董事可以促进企业绿色创新, 并且数量和质量都得到显著提升, 假说1得到支持。

(2) 内生性问题。考虑到中国上市公司聘请有绿色经历连锁董事可能存在自选择偏误的内生性问题, 本文采取 Heckman 两阶段模型处理内生性问题^②。由结果可知, *IMR* 的回归系数通过了显著性检验, 表明本文采用的选择模型是恰当的, 有效控制了潜在的自选择偏误问题。同时, *EE Interlock* 的系数均为正数, 且通过显著性检验, 与表1的结果一致, 再次证明了假说1。

(3) 稳健性检验。为了检验上述结果的稳健性, 本文对表1的主要变量做了一系列替换。①将自变量由有绿色经历连锁董事的数量替换为有绿色经历连锁董事在董事会席位占比(*EE Interlock Ratio*)进行回归分析, 发现有绿色经历连锁董事占比越大, 企业绿色创新数量越多, 绿色创新质量越高, 绿色创

① 具体变量描述性统计参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 具体内生性处理结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

新水平也越高,且都在1%水平通过显著性检验,与表1列示的结果一致。②为了缓解企业整体创新水平的影响,参考徐佳和崔静波(2020)的方法,本文采用绿色创新占比衡量绿色创新,把表1的因变量分别替换为绿色专利申请数量占企业当年所有专利申请数量的比例(*GreenPatent_R*)、绿色实用新型专利申请数量占企业当年所有实用新型专利申请数量的比例(*GreenUtility_R*)和绿色发明专利申请数量占企业当年所有发明专利申请数量的比例(*GreenInvent_R*),并采用分数Probit回归模型(Fractional Probit Regression)进行检验,结果显示*EE Interlock*的系数均显著为正,即有绿色经历连锁董事可以促进企业绿色创新“增量提质”,表明表1的结果是稳健的^①。

表1 有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GreenPatent</i>	<i>GreenPatent</i>	<i>GreenUtility</i>	<i>GreenUtility</i>	<i>GreenInvent</i>	<i>GreenInvent</i>
<i>R&D intensity</i>	1.8164** (0.9122)	1.8036** (0.9027)	1.1308* (0.6506)	1.0757* (0.6427)	2.2093* (1.1382)	2.2098* (1.1304)
<i>ln_Enpro</i>	0.0110 (0.0092)	0.0104 (0.0090)	0.0034 (0.0060)	0.0027 (0.0056)	0.0175 (0.0125)	0.0170 (0.0124)
<i>ROA</i>	3.3723*** (0.4863)	3.3974*** (0.4845)	3.2038*** (0.4645)	3.2433*** (0.4616)	3.4700*** (0.6027)	3.4856*** (0.6021)
<i>Firmage</i>	-0.0326*** (0.0056)	-0.0321*** (0.0056)	-0.0375*** (0.0049)	-0.0369*** (0.0049)	-0.0287*** (0.0071)	-0.0283*** (0.0071)
<i>Firmsize</i>	0.6923*** (0.0339)	0.6877*** (0.0336)	0.6870*** (0.0294)	0.6809*** (0.0290)	0.7027*** (0.0420)	0.6994*** (0.0417)
<i>Leverage</i>	1.3557*** (0.1710)	1.3684*** (0.1707)	1.3905*** (0.1593)	1.4041*** (0.1592)	1.3120*** (0.2182)	1.3219*** (0.2179)
<i>Boardsize</i>	-0.0299 (0.0263)	-0.0252 (0.0258)	-0.0504** (0.0212)	-0.0431** (0.0202)	-0.0152 (0.0329)	-0.0124 (0.0327)
<i>Independent</i>	0.4745 (0.6229)	0.4053 (0.6181)	0.8773 (0.5995)	0.8137 (0.5848)	0.0756 (0.7298)	0.0131 (0.7330)
<i>Centrality</i>	-0.0377 (0.2233)	-1.0660*** (0.2910)	0.2293 (0.2169)	-0.9209*** (0.2751)	-0.2951 (0.2635)	-1.1530*** (0.3583)
<i>Ownership</i>	0.1038 (0.1892)	0.0918 (0.1880)	-0.1890 (0.1644)	-0.1954 (0.1623)	0.3714 (0.2480)	0.3576 (0.2472)
<i>Stateown</i>	0.3940*** (0.0770)	0.3940*** (0.0774)	0.1625*** (0.0581)	0.1620*** (0.0585)	0.5798*** (0.1034)	0.5801*** (0.1037)
<i>EE Interlock</i>		0.2273*** (0.0566)		0.2499*** (0.0493)		0.1933*** (0.0740)
常数项	-3.9722*** (0.4453)	-3.9723*** (0.4441)	-4.2193*** (0.3923)	-4.2417*** (0.3902)	-4.9762*** (0.5582)	-4.9644*** (0.5573)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ² _P	0.529	0.532	0.530	0.534	0.470	0.471
观测值	16475	16475	16471	16471	16475	16475

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号中的数值为标准误,以下各表同。第(3)、(4)列因存在 singleton 问题,在泊松回归中部分观测值被自动剔除。

3. 新《环保法》实施后有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响分析

为了进一步探究环境规制压力增强后,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新“增量提质”的影

① 具体稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

响,本文采用双重差分(DID)模型检验假说2,表2第(1)一(3)列分别报告了新《环保法》实施前后,是否有绿色经历连锁董事对企业绿色创新、绿色创新数量和绿色创新质量影响的差异,结果显示 $Treat \times Time$ 的回归系数分别为0.1616、0.1481和0.0987,且分别在5%、1%和10%水平通过显著性检验,说明实施新《环保法》后,相较于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事的企业绿色创新“增量提质”显著增强,这是因为新《环保法》增加了企业环境治理压力,从而促使有绿色经历连锁董事更加积极发挥作用促进企业开展绿色创新活动。具体来看,在新《环保法》实施后,相较于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新数量的提升程度比绿色创新质量更大、更明显,可能的原因在于新《环保法》实施后,企业面临的环境规制压力陡增,这会驱动企业实施策略性创新,更多地去追求绿色创新“数量”和“速度”以在短期内迎合政府政策和环境监管,而放缓了开展实质性绿色创新活动,从而导致在新《环保法》实施后,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新数量的影响增幅更大、更显著,而对绿色创新质量影响的增幅较小。陶锋等(2021)的研究也有类似发现,他们发现环境规制在促进绿色创新数量增长的同时导致了绿色创新质量下降。综上可知,假说2得到支持。

表2 新《环保法》实施后有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GreenPatent</i>	<i>GreenUtility</i>	<i>GreenInvent</i>	<i>GreenPatent</i>	<i>GreenUtility</i>	<i>GreenInvent</i>
<i>Treat</i>	-0.0519 (0.0556)	-0.0506 (0.0470)	-0.0485 (0.0475)	0.0030 (0.1805)	-0.0976 (0.1527)	0.0211 (0.1541)
<i>Time</i>	0.5191** (0.2136)	0.1073 (0.1807)	0.5784*** (0.1823)	0.5262** (0.2137)	0.1132 (0.1808)	0.5832*** (0.1824)
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	0.1616** (0.0627)	0.1481*** (0.0531)	0.0987* (0.0536)			
<i>Treat</i> × <i>year</i> 2014				0.0726 (0.0977)	0.0988 (0.0826)	0.0545 (0.0834)
<i>Treat</i> × <i>year</i> 2013				-0.0176 (0.1639)	0.0504 (0.1387)	-0.0030 (0.1399)
<i>Treat</i> × <i>year</i> 2012				-0.1501 (0.2261)	-0.2108 (0.1914)	-0.1456 (0.1930)
<i>Treat</i> × <i>year</i> 2011				0.1684 (0.2523)	0.2349 (0.2135)	0.1025 (0.2154)
常数项	-0.7099 (0.5031)	-0.6279 (0.4257)	-0.5345 (0.4295)	-0.7105 (0.5033)	-0.6340 (0.4259)	-0.5343 (0.4296)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.163	0.127	0.107	0.163	0.127	0.107
观测值	16475	16475	16475	16475	16475	16475

本文借鉴 Alder et al.(2016)的平行趋势检验方法,将2011—2014年作为参照年,分别构造变量 $Treat \times year2011$ 、 $Treat \times year2012$ 、 $Treat \times year2013$ 和 $Treat \times year2014$,观测在新《环保法》实施前是

否有绿色经历连锁董事两类企业可能存在的趋势性差异,结果如表2第(4)一(6)列所示,交互项都没有通过显著性检验,表明在新《环保法》实施前是否有绿色经历连锁董事两类企业的绿色创新水平不存在系统性差异,满足平行趋势假说。本文还参考宋弘等(2019)的做法,对 $Treat \times Time$ 交互项进行了500次随机抽样做安慰剂检验^①,500次错误估计的回归系数集中在0附近,呈正态分布,符合安慰剂检验的预期,因而本文DID模型的结果是稳健的。此外,表2的结果进一步支持了假说1。

4. 影响机制分析:减轻高管短视的渠道

陈仕华等(2013)、王营和曹廷求(2014)等的研究都已表明连锁董事有助于企业降低信息不对称和缓解融资约束,那么,有绿色经历连锁董事是否会通过降低信息不对称和缓解融资约束促进企业绿色创新?本文采用江艇(2022)提出的方法来检验该作用机制。借鉴尹筑嘉等(2018)的做法,采用分析师跟踪数量(*Analysts*)衡量企业信息不对称程度,*Analysts*越大,表明企业信息不对称程度越低。借鉴李慧云等(2021)的方法,以企业期末长期借款和短期借款之和衡量企业当年获得的信贷资金。回归结果如表3所示,第(1)列结果显示 *EE Interlock* 的回归系数为0.0461,且在5%水平通过显著性检验,表明有绿色经历连锁董事能够显著降低企业信息不对称程度,这就意味着有绿色经历连锁董事可以通过帮助企业降低信息不对称程度来促进绿色创新。第(2)列 *EE Interlock* 的回归系数为0.0332,且在1%水平通过显著性检验,表明有绿色经历连锁董事能够显著增加企业信贷资金,支持了有绿色经历连锁董事可以通过帮助企业缓解融资约束来促进绿色创新。

综上所述,有绿色经历连锁董事可以通过降低信息不对称程度和缓解融资约束来促进企业绿色创新,与(陈仕华等2013、王营和曹廷求,2014)得出的结论是一致的。那么,有绿色经历连锁董事又是如何实现帮助企业降低信息不对称程度和缓解融资约束?本文进一步分析认为,该作用渠道是通过减轻高管短视倾向来实现的,具体分析如下:

(1)有绿色经历连锁董事可以通过减轻高管短视倾向来降低信息不对称程度,从而促进企业绿色创新。现有研究表明,由于绿色创新复杂性高,且持续周期长、风险大,会导致较高的经营风险,这就导致短视的高管不愿意开展绿色创新活动(胡楠等,2021);此外,开展绿色创新活动需要大量额外的管理工作,其对高管的效用远低于对股东的效用(King and Lenox, 2002)。因此,委托人和高管之间的信息不对称会阻碍有短视倾向的高管为绿色创新做额外努力。有绿色经历连锁董事则可以通过减轻高管短视倾向来降低信息不对称,进而改善高管绿色创新意愿较低的问题,促使高管满足利益相关者对环境绩效的要求。一方面,有绿色经历连锁董事由于掌握了更多绿色创新知识和信息,有利于他们更好地监督高管,这使得高管的短视倾向受到约束,从而有效降低了企业内部信息不对称,促使高管积极开展绿色创新活动;另一方面,他们从外部带来的绿色创新资源和信息有助于在董事会有效地发挥咨询建议职能,有助于通过减轻高管短视倾向降低企业外部信息不对称程度,推动高管制定绿色创新战略决策,进而促使企业绿色创新“增量提质”。

(2)有绿色经历连锁董事可以通过减轻高管短视倾向来缓解融资约束,从而促进企业绿色创新。由于绿色创新高难度、高风险的特点会导致高管在“成本—收益”权衡下产生短视行为而不愿意积极开展绿色创新,企业也就无法在贷款前和贷款后向银行释放和传递绿色创新活动信息而难

^① 具体安慰剂检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

以获取绿色信贷资源,导致企业受到融资约束的限制。有绿色经历连锁董事通过减轻高管短视倾向,积极推动企业开展绿色创新活动,从而可以增加银行提供绿色信贷支持意愿来缓解企业融资约束。此外,有绿色经历连锁董事由于拥有绿色创新的工作经验和专业知识被寄予更高期待,他们会积极履行监督职责,促使高管获取的绿色信贷真正运用于实质性绿色创新,有助于银行监控企业获取绿色贷款后的使用途径、使用效率以及绿色创新成效,进而有助于企业获取更多的绿色信贷资源,缓解融资约束。

基于此,本文同样采用江艇(2022)的方法来进行进一步检验有绿色经历连锁董事是否会通过减轻高管短视倾向来帮助企业减轻信息不对称和缓解融资约束。为了衡量高管短视倾向,借鉴胡楠等(2021)的做法,对管理层讨论与分析文本进行了关键词词频统计,通过 WinGo 财经文本数据平台,采用“短期视域”词汇总词频占管理层讨论与分析总词频的比例来构建高管短视倾向指标(Myopia)。鉴于 Myopia 取值范围为[0,1],本文采用分数 Probit 回归模型进行实证检验,表3第(3)列的结果显示,EE Interlock 的回归系数为-0.0154,且在10%水平通过显著性检验,表明有绿色经历连锁董事可以减轻高管短视倾向。第(4)、(5)列分别报告了高管短视倾向对企业信息不对称程度和融资约束的影响。结果显示,高管短视倾向越低,企业信息不对称程度越低、融资约束越小,且分别在1%和5%水平通过显著性检验,表明有绿色经历连锁董事是通过缓解高管短视倾向来减轻企业信息不对称和缓解融资约束的。

表3 有绿色经历连锁董事通过减轻高管短视倾向对信息不对称和融资约束的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Analysts	Loan	Myopia	Analysts	Loan
EE Interlock	0.0461** (0.0218)	0.0332*** (0.0115)	-0.0154* (0.0092)		
Myopia				-1.1685*** (0.1436)	-0.1697** (0.0660)
常数项	-1.6076*** (0.1172)	1.2756*** (0.0635)	-1.1874*** (0.0661)	-1.5388*** (0.1169)	1.2902*** (0.0638)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
R ² _P	0.297	0.164	0.011	0.300	0.164
观测值	16475	16471	16475	16475	16471

注:第(2)、(5)列因存在 singleton 问题,部分观测值在泊松回归中被自动剔除。

为了进一步完善影响机制逻辑链,本文分别检验了高管短视倾向(Myopia)、分析师跟踪数量(Analysts)和信贷水平(Loan)对企业绿色创新的影响^①。结果表明,企业可以通过减轻高管短视倾向、降低信息不对称和缓解融资约束来促进企业绿色创新“增量提质”。至此,本文检验了有绿色经

① 具体回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

历连锁董事→减轻高管短视倾向→降低信息不对称和缓解融资约束→绿色创新“增量提质”的作用机制。

5. 影响机制分析:连锁董事绿色经历的独特作用检验

前文检验了有绿色经历连锁董事通过为企业带来信息和资源来影响绿色创新的作用机制,这与以往研究董事网络影响企业创新的结论是一致的(王营和张光利,2018)。鉴于绿色创新不同于一般创新,前者更复杂、不确定性更高,因此本文在考察了上述作用机制是否适用于企业绿色创新的基础上,进一步考察连锁董事的绿色经历是否会发挥独特作用,即有绿色经历连锁董事是会促进企业一般创新还是只能促进绿色创新?连锁董事的绿色经历又是通过何种作用机制产生影响?为此,本文将从两个层面对上述问题展开进一步分析:一是检验有绿色经历连锁董事是否会影响企业的非绿色创新;二是检验有绿色经历连锁董事是否会通过影响高管环保意识影响企业环保活动进而促进绿色创新。

(1)有绿色经历连锁董事对企业非绿色创新的影响。由前文结果可知,有绿色经历连锁董事可以促进企业绿色创新,那么,有绿色经历连锁董事如果不能促进企业的非绿色创新,这就在一定程度上表明这些连锁董事拥有的绿色经历对企业绿色创新发挥了作用,反之则表明这些连锁董事拥有的绿色经历没有发挥实质性作用。基于此,本文进一步检验了有绿色经历连锁董事是否会影响企业的非绿色创新。采用企业创新总量减去绿色创新量来衡量非绿色创新,并对表1第(2)、(4)和(6)列重新进行回归,其中,因变量分别替换为企业非绿色专利数量、非绿色实用新型专利数量和非绿色发明专利数量,自变量和控制变量与表1保持一致。由表4的结果可知,有绿色经历连锁董事对非绿色创新、非绿色创新数量和非绿色创新质量的影响都不显著,这在一定程度上表明这些连锁董事的绿色经历仅对企业绿色创新发挥了作用。

表4 有绿色经历连锁董事对企业非绿色创新的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)
	<i>NonGreenPatent</i>	<i>NonGreenUtility</i>	<i>NonGreenInvent</i>
<i>EE Interlock</i>	-0.0310 (0.0854)	-0.0560 (0.0736)	0.0029 (0.1190)
常数项	-5.7941*** (0.5032)	-5.2718*** (0.5998)	-7.5135*** (0.5640)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
R ² _P	0.587	0.531	0.598
观测值	16 457	14 722	16 424

注:第(1)一(3)列中存在 singleton 问题,在泊松回归中被自动剔除了部分观测值,故观测值与表1有差异。

(2)有绿色经历连锁董事对高管环保意识的影响。为什么有绿色经历连锁董事只能促进企业绿色创新而不会促进非绿色创新?本文认为可能的原因在于这些连锁董事除了可以帮助企业降

低信息不对称和缓解融资约束外,他们拥有的绿色经历也发挥了实质性作用,会使企业在开展创新活动时更加关注环保问题,正如高阶理论(Hambrick and Mason, 1984)提出高管过去的教育和工作经历形成的特质会在一定程度上影响他们的注意力倾向,这就意味着连锁董事拥有的绿色经历会让他们更了解环境保护对企业可持续发展的重要性,具有较强的环保意识和社会责任意识(卢建词和姜广省, 2022),所以说连锁董事的绿色经历可以通过增强高管环保意识来帮助企业识别绿色创新的潜在收益和市场机会,推动企业开展更多的绿色创新活动。因此,本文将进一步检验有绿色经历连锁董事是否会通过影响高管环保意识来影响企业开展环保活动,进而促进绿色创新“增量提质”。

本文借鉴Osborne et al.(2001)的方法,通过WinGo财经文本数据平台搜集环保相关词汇总词频,采用环保相关总词频占管理层讨论与分析总词频的比例衡量高管环保意识(*GreenAware*);采用企业是否开展环保专项行动(*GreenAction*)和企业是否开展环保教育培训(*GreenEducation*)两个指标衡量企业开展的环保活动。由于高管环保意识为分数变量,故第(1)列采用分数Probit回归进行检验;第(2)–(5)列的因变量均为哑变量,故采用Logit模型进行回归分析。回归结果如表5所示,第(1)列结果显示*EE Interlock*的回归系数为0.0251,且在1%水平通过显著性检验,表明有绿色经历连锁董事增强了企业高管环保意识。第(2)、(3)列分别检验了有绿色经历连锁董事对企业环保活动的影响,*EE Interlock*的回归系数均显著为正,表明有绿色经历连锁董事促进企业开展了更多的环保活动。第(4)、(5)列结果显示,*GreenAware*^①的系数分别为0.8818和0.6843,且均在1%水平通过显著性检验,表明高管环保意识增强后促进企业开展了更多的环保活动,进而促进绿色创新“增量提质”。

表5 有绿色经历连锁董事通过增强高管环保意识影响环保活动的回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>GreenAware</i>	<i>GreenAction</i>	<i>GreenEducation</i>	<i>GreenAction</i>	<i>GreenEducation</i>
<i>EE Interlock</i>	0.0251*** (0.0074)	0.0740** (0.0340)	0.0637* (0.0379)		
<i>GreenAware</i>				0.8818*** (0.1660)	0.6843*** (0.1871)
常数项	-2.9745*** (0.0532)	-4.2056*** (0.2689)	-4.2175*** (0.3394)	-4.2968*** (0.2692)	-4.3026*** (0.3419)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
R ² _P	0.0253	0.166	0.154	0.167	0.155
观测值	16475	16430	16359	16430	16359

注:第(2)–(5)列回归时Stata自动剔除了*GreenAction*和*GreenEducation*取值为0的部分观测值,故观测值与第(1)列存在差异。

① 由于测度高管环保意识的词频占管理层讨论与分析总词频的比例较小,为了便于观测和理解第(4)、(5)列*GreenAware*的系数,在进行回归时都将*GreenAware*乘以100。

同样,为了完善影响机制逻辑链,本文分别检验了高管环保意识(*GreenAware*)、开展环保专项行动(*GreenAction*)和开展环保教育培训(*GreenEducation*)对企业绿色创新的影响^①。结果表明,企业可以通过增强高管环保意识、开展环保专项行动和开展环保教育培训来促进绿色创新“增量提质”。至此,本文检验了连锁董事绿色经历→增强高管环保意识→增加环保专项行动和环保教育培训→绿色创新“增量提质”的作用机制。

综上所述可知,绿色经历连锁董事影响企业绿色创新的作用机制有两条实现渠道:一是通过减轻高管短视倾向来降低信息不对称和缓解融资约束进而影响企业绿色创新;二是通过增强高管环保意识来增加企业环保专项活动和企业环保教育培训进而影响企业绿色创新,具体如图1所示。

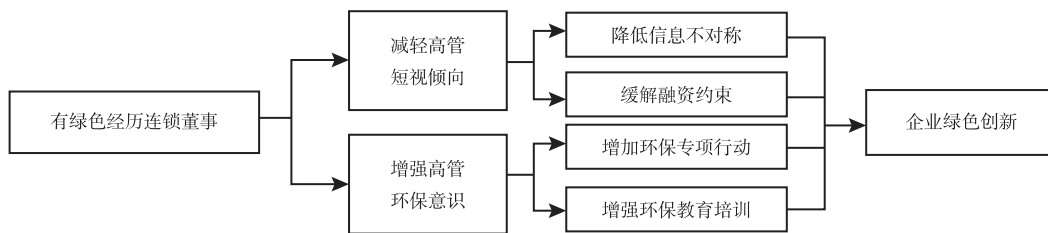


图1 有绿色经历连锁董事影响绿色创新的作用机制

6. 异质性分析

由于绿色创新相对于非绿色创新需要更大的投资规模与更长的投资周期,对企业内部资金规模和资金周转能力提出了更高的要求,当企业内部资金不足以支撑绿色创新,而且存在较强的外部融资约束时,企业将不得不推迟或放弃绿色创新(周煜皓,2017),当外部融资约束得到缓解后就相当于为企业绿色创新提供了激励(汪明月等,2022)。相对而言,国有企业和东部地区企业拥有的内部资金规模和周转能力都分别比非国有企业和中西部地区企业更大、更强,那么有绿色经历连锁董事对国有企业与非国有企业、东部地区与中西部地区企业绿色创新的影响是否存在差异?此外,前文结果显示新《环保法》实施后,有绿色经历连锁董事对企业绿色创新数量的影响比绿色创新质量更强、更大,表明环境规制压力会影响有绿色经历连锁董事发挥作用,而相较于没有受过环保处罚的企业,受过环保处罚的企业面临更大的环境规制压力。那么,企业是否受过环保处罚也会影响有绿色经历连锁董事作用的发挥程度?基于此,本文将从企业所有权性质(王晓祺等,2020)、企业所在区域(沈能和刘凤朝,2012)、是否受过环保处罚三方面进行异质性分析。

本文将研究样本分别划分为国有企业和非国有企业、东部地区和中西部地区企业、有环保处罚和无环保处罚企业六个子样本进行异质性分析^②。由于相较于东部地区,中部和西部地区面临的绿色创新环境更为相似,且以往关于中部和西部地区绿色创新的研究结果也无显著差异(沈能和刘凤朝,2012),因此本文将中部和西部地区的样本企业划到同一个子样本中。由回归结果可知,有绿色经历连锁董事可以显著促进国有企业和东部地区企业绿色创新“增量提质”,但对非国有企业和

① 具体回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 具体异质性分析结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

中西部地区企业绿色创新的影响不显著,可能的原因在于国有企业和东部地区企业自身内部资金实力和周转能力更强,有绿色经历连锁董事帮助这些企业从外部获取绿色创新信息和资源后,有效缓解了这些企业融资约束对绿色创新的限制,它们则会更有能力和动力去积极开展绿色创新,从而可以促进国有企业和东部地区企业更积极主动开展绿色创新活动;而非国有企业和中西部地区企业因内部资金实力和周转能力有限,将不得不推迟或放弃绿色创新(周煜皓,2017),因此有绿色经历连锁董事对这些企业绿色创新的作用就无从发挥。

本文通过收集企业环保处罚数据^①,得到回归结果可知,有绿色经历连锁董事可以促进有环保处罚的企业绿色创新“增量提质”,但对无环保处罚企业的影响不显著,可能的原因在于有环保处罚的企业面临着更大的环境治理压力,促使有绿色经历连锁董事发挥其实质作用帮助企业绿色创新“增量提质”。因此,该结果也进一步说明了环境治理压力会影响有绿色经历连锁董事发挥作用的程度,再次证明了假说2的作用逻辑。

五、结论与启示

本文基于2008—2021年中国A股上市公司数据,采用高维固定效应面板泊松模型考察了有绿色经历连锁董事对企业绿色创新的影响,并以新《环保法》为准自然实验,运用DID模型考察了环境规制压力影响下有绿色经历连锁董事对企业绿色创新影响的差异,研究结论表明:有绿色经历连锁董事能够显著促进企业绿色创新,且对创新数量和创新质量都有促进作用;此结论在进行了稳健性检验和处理了内生性问题后依然成立。相对于没有绿色经历连锁董事的企业,有绿色经历连锁董事的企业绿色创新“增量提质”比新《环保法》实施前出现显著提升,表明环境规制压力增大提升了有绿色经历连锁董事所发挥的作用。影响机制检验发现,有绿色经历连锁董事通过减轻高管短视倾向降低了信息不对称程度和缓解了融资约束,从而促进企业绿色创新“增量提质”;同时,这些连锁董事的绿色经历发挥了实质作用,通过增强高管环保意识来推动企业开展更多的环保活动,进而促进绿色创新“增量提质”,而对企业非绿色创新没有显著影响。从企业特征看,国有企业和东部地区企业具有更大内部资金规模和更强周转能力,有利于有绿色经历连锁董事对企业绿色创新促进作用的发挥;相较于无环保处罚的企业,有环保处罚的企业面临的环境规制压力更大,促使有绿色经历连锁董事更加积极发挥作用促进企业绿色创新“增量提质”。

本文研究结论具有一定的理论意义:①探究了企业如何通过外部获取信息和资源来解决绿色创新面临的信息不对称和融资约束问题,为突破企业积极开展绿色创新动力不足的限制,改善中国绿色创新主体结构失衡问题提供了可行的解决方案;②从企业董事会层面完善了关于绿色创新影响因素的现有研究,以往文献更多关注外部环境规制影响企业绿色技术创新,本文则从企业内部特征视角拓展了现有研究;③完善了连锁董事影响企业创新的现有研究,绿色创新比一般创新更复杂、风险也更高,连锁董事不仅可以为企业带来外部信息和资源,连锁董事拥有的绿色经历还可以通过减轻高管短视倾向和增强高管环保意识促进企业绿色创新,进而揭示了有绿色经历连锁董事影响绿色创新的作用机制,拓展和深化了现有研究。

本文的研究结论对如何推进企业积极开展绿色创新活动以有效改善中国绿色创新主体结构

^① 数据来源:信用中国(<https://www.creditchina.gov.cn>)。该网站由国家公共信用中心主办,向社会公开发布企业受到的行政处罚信息。

失衡问题也有一定的启示:①从微观层面看,企业可以聘用或通过有绿色经历连锁董事与其他企业、组织建立联结关系,进而可以从外部获取绿色创新信息和资源,以有效突破信息不对称和融资约束对企业绿色创新造成的困境,充分发挥有绿色经历连锁董事的监督和咨询职能,通过减轻高管短视倾向来降低企业信息不对称,获取绿色贷款缓解企业融资约束,并监督高管将绿色贷款投入到实质性绿色创新活动中,有效发挥绿色信贷的作用来推动企业开展实质性绿色创新,提升绿色创新质量。②企业通过增加连锁董事的绿色经历来增强高管团队的环保意识,并且通过开展环保相关的教育与培训,自上而下增强企业各层级的环保意识;同时可以通过开展环保专项行动在企业经营活动中增强绿色创新意识,有效提升企业绿色创新的热情与动力,促使企业积极投入到绿色创新活动中,进而落实以企业为主体、市场为导向的绿色创新战略。③从宏观层面看,政府要进一步完善绿色金融体系,增强绿色信贷创新力度,加快解决那些积极开展绿色创新的企业因信息不对称导致难以获取绿色贷款的问题,通过突破融资约束对企业绿色技术创新的制约来进一步提升企业绿色创新的积极性,这将有助于切实推进企业成为绿色创新的主体,以有效改善中国绿色创新主体结构失衡问题。④研究发现适当的环境规制压力有助于有绿色经历连锁董事积极发挥作用促进企业绿色创新,说明环境规制压力会促进有能力的企业致力于高质量绿色创新,以促进企业竞争力的提升。因此,政府可以通过制定合理、有效的环境规制政策激励和引导企业通过提升环境治理能力来促进绿色创新;但不同类型企业面对环境规制压力做出的绿色创新决策会有所差异,为了促进企业开展高质量绿色创新,需关注不同地区和不同类型企业间的差异,有针对性地督促和引导企业提升环境治理能力。⑤为了加快落实绿色创新战略,教育部可以推进和引导高校加强培养更多绿色创新相关专业的高端复合型人才,从而有效增加有绿色教育背景的人才供给,并制定相关激励政策鼓励和引导企业更多地关注和聘用具有绿色教育背景和工作经历的高端人才,充分利用他们带来的专业知识、关键信息和稀缺资源来推进企业开展高质量绿色创新活动;还可以鼓励和引导企业高管通过参加绿色创新相关的专业培训和教育,提升自身的绿色专业知识和水平,进而激发企业高管进行绿色创新的热情和动力,促进企业积极开展绿色创新。

需要说明的是,受制于数据的可获得性,本文难以直接检验有绿色经历连锁董事为企业带来的绿色信贷和绿色信息对绿色创新产生的影响。因此,如何更精准地衡量企业绿色融资和绿色信息的变化是一个值得进一步研究的方向。此外,未来研究也可以深入探究有绿色经历连锁董事的网络特征对企业绿色创新的异质性影响,从而深化对企业从外部获取信息和资源来促进绿色创新的理解。

[参考文献]

- [1]陈仕华,姜广省,卢昌崇.董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角[J].管理世界,2013,(12):117-132.
- [2]陈运森,谢德仁.网络位置、独立董事治理与投资效率[J].管理世界,2011,(7):113-127.
- [3]洪祥骏,林娴,陈丽芳.地方绿色信贷贴息政策效果研究——基于财政与金融政策协调视角[J].中国工业经济,2023,(9):80-97.
- [4]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,(5):139-156.
- [5]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.
- [6]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,(4):

- 60-73.
- [7]李慧云,符少燕,方怡然.民营企业政治关联的信息披露效应——基于碳信息披露的经验证据[J].中国软科学,2021,(7):184-192.
- [8]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,(9):192-208.
- [9]刘剑民,夏琴,徐玉德,侯晓晨.产业技术复杂性、政府补助与企业绿色技术创新激励[J].南开管理评论,http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220907.1425.003.html,2022.
- [10]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,(2):106-121.
- [11]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,(12):129-143.
- [12]沈能,刘凤朝.高强度的环境规制真能促进技术创新吗?——基于“波特假说”的再检验[J].中国软科学,2012,(4):49-59.
- [13]宋弘,孙雅洁,陈登科.政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J].管理世界,2019,(6):95-108.
- [14]谭常春,王卓,周鹏.金融科技“赋能”与企业绿色创新——基于信贷配置和监督的视角[J].财经研究,2023,(1):34-48.
- [15]陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了企业绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,2021,(2):136-154.
- [16]汪明月,李颖明,王子彤,刘释疑.政治嵌入、外部融资对环境规制与绿色技术创新关系的影响[J].中国人口·资源与环境,2022,(8):75-88.
- [17]王班班,齐绍洲.市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J].中国工业经济,2016,(6):91-108.
- [18]王分棉,贺佳,孙宛霖.命令型环境规制、ISO 14001认证与企业绿色创新——基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J].中国软科学,2021,(9):105-118.
- [19]王分棉,贺佳.地方政府环境治理压力会“挤出”企业绿色创新吗[J].中国人口·资源与环境,2022,(2):140-150.
- [20]王晓祺,郝双光,张俊民.新《环保法》与企业绿色创新:“倒逼”抑或“挤出”[J].中国人口·资源与环境,2020,(7):107-117.
- [21]王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,(6):173-188.
- [22]王营,曹廷求.董事网络增进企业债务融资的作用机理研究[J].金融研究,2014,(7):189-206.
- [23]王营,张光利.董事网络和企业创新:引资与引智[J].金融研究,2018,(6):189-206.
- [24]徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020,(12):178-196.
- [25]尹筑嘉,曾浩,毛晨旭.董事网络缓解融资约束的机制:信息效应与治理效应[J].财贸经济,2018,(11):112-127.
- [26]于飞,刘明霞,王凌峰,李雷.知识耦合对制造企业绿色创新的影响机理——冗余资源的调节作用[J].南开管理评论,2019,(3):54-65.
- [27]袁礼,周正.环境权益交易市场与企业绿色专利再配置[J].中国工业经济,2022,(12):127-145.
- [28]周肖肖,贾梦雨,赵鑫.绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J].中国工业经济,2023,(6):43-61.
- [29]周煜皓.我国企业创新融资约束结构性特征的表现、成因及治理研究[J].管理世界,2017,(4):184-185.
- [30]周泽将,汪顺,张悦.税制绿色化的微观政策效应——基于企业环保新闻文本情绪数据的检验[J].中国工业经济,2023,(7):103-121.
- [31]Alder, S., L. Shao, and F. Zilibotti. Economic Reforms and Industrial Policy in a Panel of Chinese Cities[J]. Journal

- of Economic Growth, 2016, 21(4):305–349.
- [32] Darnall, N., and D. J. Edwards. Predicting the Cost of Environmental Management System Adoption: The Role of Capabilities, Resources and Ownership Structure[J]. *Strategic Management Journal*, 2006, 27(4): 301–320.
- [33] Hambrick, D. C., and P. A. Mason. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers [J]. *Academy of Management Review*, 1984, 9(2):193–206.
- [34] Hillman, A. J., and T. Dalziel. Boards of Directors and Firm Performance: Integrating Agency and Resource Dependence Perspectives[J]. *Academy of Management Review*, 2003, 28(3):383–396.
- [35] King, A. A., and M. J. Lenox. Exploring the Locus of Profitable Pollution Reduction [J]. *Management Science*, 2002, (48):289–99.
- [36] Li, D., and H. Lv. Investment in Environmental Innovation with Environmental Regulation and Consumers’ Environmental Awareness: A Dynamic Analysis[J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2021, (28):1366–1380.
- [37] Lieberman, M. B., and S. Asaba. Why Do Firms Imitate Each Other [J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31(2):366–385.
- [38] Osborne, J. D., C. I. Stubbart, and A. Ramaprasad. Strategic Groups and Competitive Enactment: A Study of Dynamic Relationships between Mental Models and Performance [J]. *Strategic Management Journal*, 2001, 22(5): 435–454.
- [39] Ortiz-De-Mandojana, N., and J. A. Aragon-Correa. Boards and Sustainability: The Contingent Influence of Director Interlocks on Corporate Environmental Performance[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2013, 24(6):499–517.
- [40] Pfeffer, J., and G. R. Salancik. *The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective*[M]. New York: Harper & Row, 1978.
- [41] Porter, M. E., and C. V. D. Linde. Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4):87–118.
- [42] Shropshire, C. The Role of the Interlocking Director and Board Receptivity in the Diffusion of Practices [J]. *Academy of Management Review*, 2010, 35(2):246–264.
- [43] Weber, T. A., and K. Neuhoff. Carbon Markets and Technological Innovation [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2010, 60(2):115–132.
- [44] Wincent, J., S. Anokhin, and D. Örtqvist. Does Network Board Capital Matter? A Study of Innovative Performance in Strategic SME Networks[J]. *Journal of Business Research*, 2010, 63(3):265–275.
- [45] Yang, X. Y., P. Jiang, and Y. Pan. Does China’s Carbon Emission Trading Policy Have an Employment Double Dividend and a Porter Effect [J]. *Energy Policy*, 2020, (142):111492.
- [46] Zhao, L., L. Zhang., J. Sun, and P. He. Can Public Participation Constraints Promote Green Technological Innovation of Chinese Enterprises? The Moderating Role of Government Environmental Regulatory Enforcement [J]. *Technological Forecasting & Social Change*, 2022, (174):121198.

Will Interlocking Directors with Green Experience Promote Quantity Increase and Quality Improvement of Enterprise Green Innovation

WANG Fen-mian^{1,2}, HE Jia^{1,2}, CHEN Li-li³

(1. Business School, University of International Business and Economics;

2. Beijing Enterprises' Global Management Research Center,
University of International Business and Economics;

3. School of Economics, Beijing Technology and Business University)

Abstract: China is facing the problem of the structural imbalance of green innovation, that is, the main players of green innovation are universities rather than enterprises. However, firms' green innovation is crucial for a country to promote green development and achieve the mission of "harmonious coexistence" of economy and environment. It is of significant importance to explore how to promote green technological innovation in enterprises for the successful implementation of carbon peaking and carbon neutrality strategy. Whether enterprises can become the main players in green innovation and optimize the imbalanced structure of China's green innovation largely depends on whether enterprises' motivation and enthusiasm for green innovation can be effectively enhanced, which requires addressing the financing constraints and information asymmetry faced by firms. Can green experience networks help firms overcome this challenge? Based on the resource dependence theory, using the data of China's A-share listed companies from 2008 to 2021, this paper empirically examines the influence of interlocking directors with green experience on firms' green innovation and its mechanism by using the HDFE Poisson model. Furthermore, taking the implementation of the new *Environmental Protection Law* as a quasi-natural experiment, this paper uses the DID model to investigate the differences in the impact of interlocking directors with green experience on firms' green innovation under environmental regulatory pressure.

The findings of this paper are as follows. Firstly, interlocking directors with green experience can significantly enhance the level of firms' green innovation and promote both the quantity and quality of innovation. The conclusions are still valid after conducting robustness tests and addressing endogeneity problems. After the implementation of the new *Environmental Protection Law*, compared with firms without green-experienced interlocking directors, those with green-experienced interlocking directors showed a significant improvement in their promotion of green innovation, innovation quantity and innovation quality. The conclusions pass the parallel trend test and placebo test. It indicates that the increase in environmental regulatory pressure strengthens the role of interlocking directors with green experience. In terms of the influence mechanism, interlocking directors with green experience can reduce information asymmetry and alleviate financing constraints by alleviating the short-termism of executives, thus promoting firms to actively carry out green innovation activities. Furthermore, it enhances environmental awareness among executives, which leads to the implementation of more environmental initiatives. Consequently, interlocking directors with green experience positively influences green innovation, while its effect on non-green innovation is not significant. Heterogeneity analysis reveals that interlocking directors with green experience can promote green innovation, innovation quantity and innovation quality of state-owned enterprises (SOEs), firms in eastern China and firms with environmental penalties, but have no significant influence on non-SOEs, firms in central and western regions and firms without environmental penalties.

The research contributions of this paper are mainly in the following aspects. Firstly, it provides a feasible solution to break the constraints of insufficient motivation for enterprises to actively engage in green innovation and address the structural imbalance of green innovation in China. Secondly, it expands existing research on the influencing factors of green innovation from the perspective of firms' internal characteristics. Thirdly, it reveals the mechanism by which interlocking directors with green experience affect green innovation, thus expanding existing research.

Keywords: green experience; interlocking directors; resource dependence theory; green innovation

JEL Classification: D85 M14 Q55

[责任编辑:张永坤]