

# CEO 绿色经历能否促进企业绿色创新?\*

卢建词 姜广省

(天津财经大学商学院,天津 300222)



**内容提要:**本文以 CEO 绿色经历为研究视角,基于 2002—2017 年中国沪深 A 股上市公司数据,探讨了 CEO 绿色经历对企业绿色创新的影响。研究发现:CEO 的绿色经历有助于促进企业绿色创新,并且在非国有企业、非重污染企业和市场化程度较低地区的企业中,CEO 绿色经历发挥的作用更大,对企业绿色创新的促进作用更为明显。此外,扩展性研究发现,CEO 绿色经历能够通过促进绿色创新改善企业财务绩效和环境绩效。实证结论不仅为企业高管与绿色创新研究提供重要补充,而且为政府部门制定绿色创新相关政策提供微观经验支撑。

**关键词:**CEO 绿色经历 绿色创新 财务绩效 环境绩效

**中图分类号:**F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)02—0106—16

## 一、引言

自 1996 年明确提出实施可持续发展战略以来,我国在保护生态环境、构建美丽中国等方面做出了很大努力,并取得了一些成绩。越来越多的企业开始参与某种形式的可持续性活动。虽然这些形式存在很大差异,但往往会经历从简单、易于实施的阶段,转向更复杂、更具潜在回报形式的发展阶段(Bansal 和 Hoffman,2012)<sup>[1]</sup>。在前一阶段,企业仅仅将可持续性定位为与企业商业模式相关的“附加”活动(Eccles 和 Serafeim,2013)<sup>[2]</sup>,如表现为遵从合规性的末端治理活动,往往缺乏协调性和战略性。最终,许多企业会实施旨在提高效率的绿色创新——这一更具战略性的可持续发展活动来重塑企业形象。与传统创新相比,绿色创新属于一种考虑到节约资源以及降低环境污染的创新,实施绿色创新的企业一般被看作是政府、投资者和媒体倡导的新兴和有前景的企业(Mrkajic 等,2019)<sup>[3]</sup>。

中国企业在实施绿色创新战略时,往往会考虑制度因素,绿色创新不可避免地受到强制性制度压力和激励型环境规制影响(Chen 等,2018<sup>[4]</sup>;齐绍洲等,2018<sup>[5]</sup>;田玲和刘春林,2021<sup>[6]</sup>;王馨和王营,2021<sup>[7]</sup>)。也有学者指出,冗余资源越低,或者采取质量管理的企业则更不可能实施绿色创新(Berrone 等,2013<sup>[8]</sup>;Li 等,2018<sup>[9]</sup>)。但这些研究并未考虑企业决策主体——CEO 的影响作用。虽有研究指出,企业中女性领导者对环境问题更敏感,从而促进绿色创新(Galbreath,2019)<sup>[10]</sup>,但是,与性别等先天特质不同,CEO 过往经历这一后天特质,不仅使其具有专业知识和能力,还能够塑造自身的决策行事风格(Cho 等,2017)<sup>[11]</sup>,更能够影响其认知和思维模式(Hambrick 和 Mason,

收稿日期:2021-05-25

\* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“企业参与绿色治理的锚定效应及其绩效研究”(71904140);天津市哲学社会科学规划一般项目“绿色并购视角下绿色信贷的资源配置效应研究”(TJGL21-001);国家自然科学基金面上项目“突发事件应急社会治理的协同机制研究”(72174096)。

作者简介:卢建词,女,讲师,管理学博士,研究领域为绿色治理与公司治理,电子邮箱:jiancilu@163.com;姜广省,男,讲师,管理学博士,研究领域为绿色治理与公司治理,电子邮箱:zaozhuangjs@126.com。通讯作者:姜广省。

1984)<sup>[12]</sup>。企业 CEO 因接受过“绿色”相关教育(如“环境工程”专业教育)、从事过“绿色”相关工作(如企业环保部部长)等获得的绿色经历也是一种后天特质,而这种特质使 CEO 增加对可持续问题的注意力,增加企业绿色知识储备,可能会对企业绿色创新产生作用。基于此,本文以中国沪深 A 股上市公司为研究对象,考察了 CEO 绿色经历与企业绿色创新之间的关系以及不同情境下二者关系的异质性,并分析了二者关系可能产生的经济和环境后果。

本文的边际贡献可能在于:一是不同于现有研究探讨命令控制型、市场激励型等外部制度因素(Chen 等,2018<sup>[4]</sup>;齐绍洲等,2018<sup>[5]</sup>;田玲和刘春林,2021<sup>[6]</sup>;王馨和王营,2021<sup>[7]</sup>),企业资源、质量管理等微观企业因素(Berrone 等,2013<sup>[8]</sup>;Li 等,2018<sup>[9]</sup>),以及性别等高管个体因素(Galbreath, 2019)<sup>[10]</sup>对企业绿色创新的驱动作用,本文聚焦于 CEO 绿色经历对绿色创新的影响,为绿色创新研究提供了一个新视角,扩展了企业绿色创新影响因素研究。二是丰富和补充了 CEO 后天经历相关研究。现有文献探讨了 CEO 财务、贫困、复合型职业等经历对企业决策的影响(姜付秀和黄继承,2013<sup>[13]</sup>;许年行和李哲,2016<sup>[14]</sup>;何瑛等,2019<sup>[15]</sup>),本文基于高阶理论,解析 CEO 绿色经历与企业绿色创新的内在关系,是对现有研究的有益补充。三是本文研究表明,CEO 绿色经历确实能够促进企业绿色创新,这为我国企业制定实施有关绿色发展战略提供相关理论依据。

## 二、文献综述

绿色创新主要强调创新的可持续性和降低环境负担,是节约资源和能源以及减少环境污染的技术和工艺等方面的创新(Saunila 等,2018)<sup>[16]</sup>。企业主动实施绿色创新战略,能够为自身带来经济效益和环境效益的可持续发展。绿色创新,不仅能够有效改善企业资源利用率、优化产品生命周期内的环境效益(Chen 等,2006)<sup>[17]</sup>,还会帮助企业满足环保的要求、避免政府监管部门的惩罚(Chang,2011)<sup>[18]</sup>,而获得环境合法性的企业可能具有更好的外部声誉,能更有效地参与竞争,并得到进一步发展,最终为企业带来积极的经济绩效和社会效益(刘柏和王馨竹,2021)<sup>[19]</sup>。目前,学者集中于探究影响企业绿色创新的制度、企业以及高管层面因素。

从制度层面来看,受制度压力的影响,企业可能为追求组织合法化而采取遵守制度规定的战略(Ramanathan 等,2017)<sup>[20]</sup>。例如,Chen 等(2018)<sup>[4]</sup>研究证实,制度强制性压力有助于促进企业绿色创新;田玲和刘春林(2021)<sup>[6]</sup>发现,2012 年低碳城市试点政策对非试点城市企业绿色创新的影响要大于对试点城市企业绿色创新的影响;王馨和王营(2021)<sup>[7]</sup>研究发现,《绿色信贷指引》的实施,虽然不能明显提升绿色信贷限制行业的绿色创新质量,但是能够提高该类行业的绿色创新总量。另外,还有学者指出,企业绿色创新还可能受到基于市场经济手段和环境补贴的激励型环境规制影响。例如,齐绍洲等(2018)<sup>[5]</sup>指出,排污权交易试点政策对试点地区重污染企业的绿色专利具有正向影响作用。而从企业层面来看,由于绿色技术具有更新、更激进的特点,实施绿色创新可能需要更多资源来对冲技术风险或面临更大融资需求(Amore 和 Bennedsen,2016)<sup>[21]</sup>,因此,在面临外部压力时,资源丰富的企业更可能投资必要的人力、资金等实施绿色创新(Berrone 等,2013)<sup>[8]</sup>。有学者指出,受成本效益制约,实施质量管理的企业可能更专注于形式化、规范化理念以及为了避免风险和降低成本而抑制企业绿色创新(Li 等,2018)<sup>[9]</sup>。此外,在高管层面,与男性相比,女性往往对环境问题更敏感,主张承担更多环境责任,从而可能影响企业绿色创新(Kassinis 等,2016)<sup>[22]</sup>。Galbreath(2019)<sup>[10]</sup>研究指出,存在女性高管的企业,越可能进行绿色创新,并且女性高管正向调节出口强度对绿色创新的积极影响。除了高管性别这类先天特质外,相关领域对于经历之类后天特质的研究还比较少。有研究发现,人们往往会根据自己的经历和所处环境来评价某活动,进而形成自己的行为偏好。例如,Dearborn 和 Simon(1958)<sup>[23]</sup>指出,企业高管职业差异会导致选择性认知,进而引起决策行为偏差,即每位高管可能会感知特定职能领域的活动和目标,如

生产部门经理倾向于生产性活动,而销售部门经理则倾向于销售活动。

早期,高阶理论研究主要关注高管团队成员,并将其作为一个整体进行研究——隐含的假设是将 CEO 作为与其他高级管理人员具有同等地位和相同影响力的个体(Hambrick 和 Mason, 1984)<sup>[12]</sup>。随后的研究则指出,企业决策影响力在高级管理团队中并非均衡存在(Jeong 和 Harrison, 2017)<sup>[24]</sup>。CEO 作为企业领导者和资源整合者,占据着影响和塑造企业行为和结果的强有力地位,其发挥的作用和实际拥有的巨大影响力要远高于其他高管团队成员,仅将 CEO 作为高级管理团队的一员进行研究,可能存在不能反映实际情况的现象(Jeong 和 Harrison, 2017)<sup>[24]</sup>。因此,关于 CEO 特质(经历等)和高管团队特质对企业战略决策等的影响,成为高阶理论研究中并行的两大分支(Jeong 和 Harrison, 2017)<sup>[24]</sup>。在此基础上,现有学者分别从财务经历(姜付秀和黄继承, 2013)<sup>[13]</sup>、出生于贫困地区或“大饥荒”经历(许年行和李哲, 2016)<sup>[14]</sup>、复合型职业经历(何瑛等, 2019)<sup>[15]</sup>等视角考察了 CEO 的后天特质对企业投融资决策的影响。

综合以上分析,已有文献为本文研究提供了重要理论基础。但是,现有研究对于 CEO 绿色经历的关注还比较少,也未将其作为一种内部驱动因素来研究其对绿色创新的影响。本文将重点研究 CEO 绿色经历与企业绿色创新之间的关系。

### 三、理论分析和研究假设

#### 1. CEO 绿色经历影响企业绿色创新

高阶理论认为,CEO 可以通过过去的教育和工作经历形成不同特质,这一特质在一定程度上影响着他们的注意力倾向、认知能力和价值观等心理结构,最终影响企业行为决策选择及其绩效(Hambrick 和 Mason, 1984)<sup>[12]</sup>。相关特质一旦形成,就为决策者提供在解决问题时可以应用的思维方式,以及可以与当前问题相匹配的过去解决方案存储库(Zhang 和 Greve, 2018)<sup>[25]</sup>,进而产生重复熟悉动作的行为倾向,或以熟悉方式分类和考虑问题的认知倾向,从而使得决策者更偏好于与其经历相匹配的决策。同样,CEO 绿色经历会使其更加关注可持续发展问题,从而影响企业的可持续发展承诺,可以向企业传递利益相关者的需求,并提高企业对特定可持续发展问题的关注,进而采取相应的环境响应行为。基于此,本文认为,CEO 绿色经历可能通过以下方面影响企业绿色创新:

首先,公司可持续性决策在很大程度上反映了 CEO 对环境的理解及其对环境的关注程度(Hambrick 和 Mason, 1984)<sup>[12]</sup>。注意力是一种稀缺资源,受个体时间、精力以及企业资源限制,CEO 倾向于缩小他们对更具价值或合法性问题的关注范围(Haas 等, 2015)<sup>[26]</sup>。具有绿色经历的 CEO,不仅具有较高道德标准和社会责任意识,而且对可持续发展问题给予较多关注,分配给相关问题的资源和管理支持也就越多,从而减少这些问题发生的风险,有利于取得预期成果。已有研究表明,CEO 注意力在组织中起着重要作用,是创新的关键驱动力,能够加速企业进入新技术市场(Eggers 和 Kaplan, 2009)<sup>[27]</sup>。绿色创新强调的是创新的可持续性,实施绿色创新的企业已超越合规阶段,进入更复杂和更具潜在回报的发展阶段。CEO 拥有绿色经历,将更熟悉绿色可持续过程中的行动,能够自信地估计这些行动(如开发绿色产品或采用绿色技术)带来的好处,从而在一定程度上降低预期收益的风险性。因此,绿色经历可能通过增加 CEO 对可持续性活动的关注度来促进企业绿色创新。

其次,生产经营活动对环境的影响是当今时代最紧迫的问题之一。旨在改善企业可持续性活动的战略举措,其成功可能取决于企业如何将面临的制度压力内部化(Homroy 和 Slechten, 2019)<sup>[28]</sup>。企业面临着来自不同利益相关者越来越大的环境压力,这种压力以不同方式表现出来。例如,政府强制性制度压力以及激励性环境规制促使企业生产经营更具有“绿色化”(Ramanathan

等,2017)<sup>[20]</sup>;机构投资者为获得长期收益要求企业从事符合社会期望以及环境合法化的行为(Dyck等,2019)<sup>[29]</sup>;消费者也以“产销者”的角色为企业提供更多绿色偏好信息,希望使其产品设计更具“绿色”(Kim,2013)<sup>[30]</sup>。相比于采取降低合规成本、“漂绿”等象征性环境行动,企业进行绿色创新传达环境立场的积极信号,不仅提高了企业环境合法性(Berrone等,2017)<sup>[31]</sup>,也成为应对环境压力和缓解信息不对称的优选方案(潘楚林和田虹,2017)<sup>[32]</sup>。由于绿色创新可能涉及大量资本支出,回报具有不确定性和长期性,能够及时实施绿色创新并将之转化为专利的企业更能得到投资者的认可(刘柏和王馨竹,2021)<sup>[19]</sup>。在这种情况下,获取资源和信息对于企业来说尤为重要(Homroy和Slechten,2019)<sup>[28]</sup>。而拥有绿色经历的CEO具有对环境影响的认知、绿色价值观念导向和良好环境实践经验等“绿色”知识储备,能帮助其从发展循环经济与绿色生态共赢的积极态度思考生态问题重要性,增加其对生态环保信息掌握程度,识别生态问题带来的市场机遇与资源,并且将采取实质性环境行动纳入更高层次公司战略,从中寻找企业发展和创建竞争优势的机会(Banerjee,2001)<sup>[33]</sup>。所以,面临利益相关者在生态保护上的利益诉求和期望,具有绿色经历的CEO更有动力和能力对其做出回应,即具有绿色经历的CEO通过及时实施绿色创新,将这些外部制度压力内部化,以获得利益相关者的认同。而获得较多利益相关者支持的企业CEO往往更自信,有利于减少CEO对创新活动不确定性和高风险性的担忧,增强企业对绿色创新风险的事前容忍度(Stiglitz,2015)<sup>[34]</sup>。同时,也能够将更多的资金和资源运用于绿色创新。

因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:CEO绿色经历能够显著促进企业绿色创新。

## 2. CEO绿色经历对企业绿色创新影响的异质性

高阶理论强调的是,管理者能够根据所面临情境和决策做出符合自身特质的解释,并以此为基础影响个人行为,同时,也影响他们领导公司的行为(Hambrick和Mason,1984)<sup>[12]</sup>。Meyer等(2010)<sup>[35]</sup>指出,情境强度变化关系到其个人特质对行为的影响程度。在强情境下,人们的行为选择受到特定规则或规范约束,不利于个人特质发挥作用;而在弱情境下,人们更能根据个人特质行事。对于CEO来说,情境强度可能不仅限制了绿色经历对其个人行为的影响,也限制了对企业行为的影响。

在我国,国有企业与政府的天然关系使其为了“面子工程”,成为政府特定时期实施政策的工具(张国有,2014)<sup>[36]</sup>,其追求绿色创新更可能是响应政府号召的一种规范行为。企业所有制性质反映了一种情境因素,可能影响到CEO可以按照自己个人特质行事的程度。同样,重污染企业往往受到国家政策关注,面临更严格审查和更高环境合法性压力(Chen等,2018)<sup>[4]</sup>。而大多数CEO都认为,企业追求绿色创新,增加产品“绿色”含量以保持竞争优势是合乎逻辑的(刘强等,2020)<sup>[37]</sup>,追求绿色创新是企业常用的战略工具,那么,重污染企业可能成为约束CEO绿色经历发挥作用的情境。而市场化程度高低在一定程度上反映了知识产权保护等制度环境的强弱(王小鲁等,2017)<sup>[38]</sup>,地区制度环境作为企业外部重要的宏观权变因素,不仅影响着CEO个人特质的发挥程度,也对CEO的决策能力和行为自由度产生重要影响(杜勇等,2018)<sup>[39]</sup>。因此,所有制性质、是否为重污染企业以及市场化程度可能构成影响CEO绿色经历与企业绿色创新关系的重要情境因素。具体而言:

第一,CEO绿色经历对不同所有制性质企业绿色创新影响可能不同。一方面,我国国有企业具有更好的外部环境和发展优势,更可能获得较好的经济效益,发展规模较大。在资源总量一定的情况下,国有企业获得了更多经济资源和政策优惠,挤压了非国有企业的生存和发展空间(孔东民等,2013)<sup>[40]</sup>。这为国有企业开展绿色创新活动提供了经济基础。此外,国有企业领导人员一般是由国资委任命或委派,CEO的行为选择更容易受政府政策限制,这就使得政府可

能会将绿色发展理念强加于国有企业创新决策中。所以,国有企业中,CEO 无论是否具有绿色经历,都可能实施绿色创新来赢得环境价值的“面子”。另一方面,绿色创新需要长期投入大量资源,资金不足可能是阻碍企业实施绿色创新的关键因素(Biondi 等,2000)<sup>[41]</sup>。相对于国有企业,非国有企业往往面临较高的融资约束(余明桂和潘红波,2008)<sup>[42]</sup>。而具有绿色经历的 CEO 更有能力获得利益相关者的资金和资源支持,有效缓解融资困境,企业能将更多资源投入绿色创新。另外,非国有企业受政府干预程度较弱,其 CEO 具有更大自由裁量权,更可能依照其个人特质行事(Meyer 等,2010)<sup>[35]</sup>,相应地,CEO 的绿色经历可以更有效地发挥作用。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2a</sub>:相比国有企业,非国有企业具有绿色经历的 CEO 对企业绿色创新的正向影响作用更强。

第二,CEO 绿色经历对不同污染程度企业绿色创新影响可能不同。一方面,重污染行业往往面临其是否关注环境问题、履行社会责任的严重质疑(Hudson,2008)<sup>[43]</sup>。针对重污染企业颁布的一系列强制性披露和监管文件,使得其受到更大环境监管和合法性压力。相比非重污染企业,重污染企业受到更多媒体负面报道和较差社会评价(Vergne,2012)<sup>[44]</sup>。由于这些社会压力,重污染企业对其社会形象更敏感。我国发布的《绿色信贷指引》,还进一步恶化了重污染企业的债务融资环境,其通过绿色创新来提高产品“绿色”含量的动机较强(刘强等,2020)<sup>[37]</sup>。因此,无论其 CEO 是否具有绿色经历,重污染企业都更倾向实施绿色创新,以缓解合法性压力和紧缩金融管制政策带来的融资约束,这可能会弱化 CEO 绿色经历发挥作用的空間。另一方面,非重污染企业受到的政策管制和社会合法性压力更少,面临的环境威胁更少,这种情况为 CEO 响应环境的行为选择提供了更大余地。相比于采取降低合规成本、“洗绿”等象征性的环境行动,企业绿色创新需要承担更大成本进行基础研究。对于不打算实施绿色创新的企业来说,这些成本是沉没成本(Berrone 等,2017)<sup>[31]</sup>。在非重污染企业,不具有绿色经历 CEO 的短期偏好或缺乏绿色知识储备可能会因沉没成本而限制其对绿色创新的追求,而绿色经历则能够增加 CEO 对可持续性活动的关注度,更有能力满足利益相关者的环境诉求,获得利益相关者的资金与资源支持。这在一定程度上能够降低企业绿色创新成本,使其更可能追求创新的可持续性,通过绿色创新提高产品“绿色”含量,努力实现可持续合规。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2b</sub>:比重污染企业,非重污染企业具有绿色经历的 CEO 对企业绿色创新的正向影响作用更强。

第三,CEO 绿色经历对处于不同市场化程度地区的企业绿色创新影响可能不同。由于创新的强外部性和信息不对称等问题,企业知识产权和技术信息能否得到法律有效保护,成为企业创新的重要考量(吴超鹏和唐菂,2016)<sup>[45]</sup>。在市场化程度较高地区,市场经济发展水平和信息化程度较高,相关环境法律法规比较完善,制度环境相对较好(王小鲁等,2017)<sup>[38]</sup>,这在一定程度上为企业创新提供了更多保障,企业更愿意实施绿色创新(王馨和王营,2021)<sup>[7]</sup>。从而,无论 CEO 是否具有绿色经历,他们都更愿意为新开发的绿色技术申请专利保护,并可能通过专利授权或垄断使用专利而获益。较高的市场化程度可能成为约束绿色经历发挥作用的情境(Mayer 等,2010)<sup>[35]</sup>。而在市场化程度较低的地区,制度环境相对较差,法律监管体系还不健全,企业知识产权和技术信息面临侵权风险。知识产权保护较弱的制度环境使得企业不愿意披露信息给外部股东和债权人,企业自身也无法快速获得市场上关于绿色专利的信息资源,加剧了信息不对称,企业面临更严重的外部融资约束(吴超鹏和唐菂,2016)<sup>[45]</sup>。处于这类地区的企业往往并不情愿实施绿色创新。而当其 CEO 具有绿色经历时,则可能凭借其环境专业知识和实践经验,通过绿色创新发出积极信号来获得利益相关者的认同,有效缓解外部融资约束,更能使这类地区企业有充足资金投入于绿色创新。因此,本文提出如下假设:

$H_{2c}$ : 相比市场化程度较高地区, 处于市场化程度较低地区的企业, 拥有绿色经历的 CEO 对企业绿色创新的正向影响作用更强。

## 四、研究设计

### 1. 样本选择和数据来源

绿色经历涉及 CEO 个人特征数据, CSMAR 数据库中比较完整的相关信息始于 2002 年。根据绿色创新相关数据的可得性, 并考虑企业从创新投入到专利申请存在时滞性, 基于现有研究(王馨和王营, 2021)<sup>[7]</sup>, 本文选择有限分布滞后模型, 并赋予滞后一期的自变量和控制变量最大权重来研究绿色创新的影响因素, 以减少多重共线、损失自由度等问题。因此, 本文主要选取 2002—2017 年沪深 A 股上市公司为初始样本。其中, 因变量绿色创新的数据区间为 2003—2017 年时, 自变量等其他变量的数据区间为 2002—2016 年。用于测量绿色创新的绿色专利数据、用于测量环境绩效的环境表彰等数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS); CEO 个人信息数据、股权结构数据、董事会结构数据、企业特征数据等来自于 CSMAR 数据库; 各地区市场化指数来自《中国分省份市场化指数报告(2016)》(王小鲁等, 2017)<sup>[38]</sup>。在剔除金融类公司和 ST 等公司之后, 最终获得 29625 个公司一年度观测值。为了消除异常值影响, 对连续变量进行了 1% 水平的缩尾(Winsorize)处理。依据证监会《上市公司行业分类指引》(2012 年修订版) 二位数行业代码对公司所属行业进行划分。本文统计检验所使用软件为 Stata 13.0。

### 2. 计量模型和变量说明

为了检验假设  $H_1$ , 本文构建如下模型:

$$IPC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_{i,t-1} + \sum \gamma Control_{i,t-1} + \pi_{i,t} \quad (1)$$

其中, 因变量是绿色创新( $IPC$ )。由于专利申请表示对应的技术方案已经成熟并投入使用, 并且专利申请数量受申请专利机构工作效率等外部因素影响较低(王馨和王营, 2021)<sup>[7]</sup>, 因此, 本文主要使用上市公司当年申请的绿色专利数作为绿色创新的基础衡量指标。本文主要是从 CNRDS 中的创新专利数据库获得上市公司专利申请信息(包括发明专利申请和实用新型专利申请)以及从绿色专利数据库中获得上市公司绿色专利申请信息。然后, 借鉴王珍愚等(2021)<sup>[46]</sup>的做法, 以企业当年申请的绿色专利数量占当年申请的所有专利数量比例测量绿色创新( $IPC$ )。模型主要采用混合 OLS 回归。

自变量为 CEO 绿色经历( $Green$ )。作为企业战略决策的制定与执行者, CEO 在企业创新过程中扮演着十分重要的角色(Lazonick, 2006)<sup>[47]</sup>。为提高概念界定准确性和测量精度, 参照现有研究(姜付秀和黄继承, 2013<sup>[13]</sup>; 许年行和李哲, 2016<sup>[14]</sup>), 本文选取 CEO 为分析对象。从高管个人简历数据中手工查找 CEO 以前是否接受过“绿色”相关教育或从事过“绿色”相关工作<sup>①</sup>, 若企业 CEO 具有绿色经历,  $Green$  取值 1, 否则, 取值 0。

控制变量( $Control$ )包含一组变量。良好的公司治理能够提高监督强度, 削弱管理层壁垒, 增加企业绿色创新投入强度(Amore 和 Bennedsen, 2016)<sup>[21]</sup>。并且, 机构投资者更注重企业合法性, 要求企业从事符合社会期望的行为, 更可能监督企业进行绿色创新(Dyck 等, 2019)<sup>[29]</sup>, 因此, 本文从股权集中度( $Fshare$ )、机构投资者持股( $Inshare$ )、两职兼任( $Dual$ )和董事会规模( $Board$ )方面控制公司治理因素。企业绿色专利申请可被视为创新产出, 而根据企业生产函数, 资本被视为投入要素, 那么, 企业绿色创新可能受企业规模( $Size$ )、所有制性质( $Type$ )、盈利能力( $Roa$ )的影响, 负债水

① 绿色相关教育是根据其受教育专业是否属于制浆造纸专业、环境专业、环境工程专业、环境科学专业等判断; 绿色工作经历是根据其工作经历或岗位是否涉及或属于环保部、环境保护部、环保委员会成员, 企业污染防治负责人等判断。

平 (*Debt*) 越多,越可能影响企业绿色创新投入力度(齐绍洲等,2018)<sup>[5]</sup>,而企业成立时间 (*Age*) 越长,可能具有越强的创新意识(张杰等,2015)<sup>[48]</sup>。企业绿色创新的积极性也可能受企业现金流 (*Cash*) 和增长性 (*Growth*) 的影响(李青原和肖泽华,2020)<sup>[49]</sup>。因此,本文控制了上述变量。另外,本文同时考虑了年度和行业因素的固定效应。

为了检验假设  $H_2$ ,本文构建如下模型:

$$IPC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Green_{i,t-1} \times Z_{i,t-1} + \beta_2 Green_{i,t-1} + \beta_3 Z_{i,t-1} + \sum \delta Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Z$  为情境变量,包括所有制性质虚拟变量 (*Type*),是否属于重污染企业虚拟变量 (*Pollution*)<sup>①</sup>以及市场化程度虚拟变量 (*Market*)<sup>②</sup>,并且控制了行业和年度效应。

本文主要变量测度方法如表 1 所示。

表 1 本文主要变量测度方法

变量	符号	测度方法
绿色创新	<i>IPC</i>	企业当年申请的绿色专利数量占当年申请的所有专利数量的比例
CEO 绿色经历	<i>Green</i>	如果企业 CEO 具有绿色经历,取值 1,否则,取值 0
股权集中度	<i>Fshare</i>	第一大股东持股比例
机构投资者持股	<i>Inshare</i>	机构投资者持股比例
两职兼任	<i>Dual</i>	若企业董事长和总理由同一人兼任,取值 1,否则,取值 0
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数
企业规模	<i>Size</i>	企业年末总资产的自然对数
盈利能力	<i>Roa</i>	企业总资产收益率
负债水平	<i>Debt</i>	企业年末总负债与总资产的比例
增长性	<i>Growth</i>	企业主营业务收入增长率
现金流	<i>Cash</i>	企业经营活动产生的现金流与年末总资产的比例
企业成立时间	<i>Age</i>	企业成立时间的自然对数
所有制性质	<i>Type</i>	当企业实际控制人为国有性质,取值 1,否则,取值 0
重污染企业	<i>Pollution</i>	若企业属于重污染行业,取值 1,否则,取值 0
市场化程度	<i>Market</i>	企业所在地当年市场化指数高于当年全国中位数,取值 1,否则,取值 0

资料来源:作者整理

### 3. 变量描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。

① 参照黎文靖和路晓燕(2015)<sup>[50]</sup>研究,结合证监会颁布的《上市公司行业分类指引》(2012 年修订版),将采矿业,农副食品加工业,食品制造业,酒、饮料和精制茶制造业,纺织业,纺织服装、服饰业,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业,造纸及纸制品业,印刷和记录媒介复制业,文教、工美、体育和娱乐用品制造业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,化学原料和化学制品制造业,医药制造业,化学纤维制造业,橡胶和塑料制品业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,有色金属冶炼和压延加工业,金属制品业,电力、热力、燃气及水生产供应业企业定义为重污染企业。

② 本文采用虚拟变量形式衡量市场化程度,主要基于以下两个方面原因:一是现有研究(周楷唐等,2017<sup>[51]</sup>;许金花等,2018<sup>[52]</sup>)中,针对市场化程度差异的分析大多是基于区域整体视角(即省份群组)对比,而非每个省份之间的比较,并且部分省份之间的市场化程度相差较小(2012 年四川和吉林市场化指数分别为 6.03 和 6.06),通过整体的区域划分的市场化程度差异才能够对其研究产生明显影响(许金花等,2018)<sup>[52]</sup>;另一方面,连玉君和廖俊平(2017)<sup>[53]</sup>指出,设置虚拟变量的方式能够更准确清楚地体现在不同程度的情境下两个变量之间的关系差异。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>IPC</i>	0.0470	0.1512	0.0000	1.0000	<i>Roa</i>	0.0381	0.0570	-0.2190	0.1917
<i>Green</i>	0.0390	0.1935	0.0000	1.0000	<i>Debt</i>	0.4427	0.2089	0.0502	0.9137
<i>Fshare</i>	0.3647	0.1559	0.0029	0.8999	<i>Growth</i>	0.2049	0.4448	-0.5906	2.8442
<i>Inshare</i>	0.2362	0.2325	0.0000	0.9258	<i>Cash</i>	0.0443	0.0761	-0.1961	0.2572
<i>Dual</i>	0.2188	0.4135	0.0000	1.0000	<i>Age</i>	2.5688	0.4707	-1.7918	3.6288
<i>Size</i>	21.8288	1.2881	14.9416	28.5087	<i>Board</i>	8.9306	1.8673	3.0000	19.0000

资料来源:作者整理

## 五、实证结果与分析

### 1. 回归结果分析

CEO 绿色经历与企业绿色创新的回归结果如表 3 所示。表 3 中第(1)列是将绿色创新(*IPC*)作为因变量,CEO 绿色经历作为自变量的回归结果。结果表明,CEO 绿色经历与企业绿色创新显著正相关( $\beta=0.0982, p < 0.01$ )。这说明,CEO 绿色经历可以促进企业绿色创新,验证了假设  $H_1$ 。

表 3 第(2)列检验了所有制性质对 CEO 绿色经历与企业绿色创新间关系的影响。可以看出,  $Type \times Green$  的系数显著为负,说明国有企业 CEO 的绿色经历对企业绿色创新促进作用较小,而非国有企业 CEO 的绿色经历对企业绿色创新促进作用较强,验证了假设  $H_{2a}$ ;表 3 第(3)列检验了企业是否属于重污染企业对 CEO 绿色经历与企业绿色创新间关系的影响。可以看出,  $Pollution \times Green$  的系数显著为负,意味着重污染企业 CEO 绿色经历对企业绿色创新的正向影响作用减弱,而非重污染企业 CEO 绿色经历对企业绿色创新的正向影响作用变强,验证了假设  $H_{2b}$ ;第(4)列是检验不同市场化程度条件下,CEO 绿色经历对企业绿色创新的影响作用。可以看出,  $Market \times Green$  的系数显著为负,这说明在市场化程度较高地区的企业,CEO 绿色经历对企业绿色创新的正向影响作用变弱,而在市场化程度较低地区的企业,CEO 绿色经历对企业绿色创新的正向影响作用变强,验证了假设  $H_{2c}$ 。第(5)列是将所有情境变量及其与 *Green* 的交乘项放入同一个模型中进行检验,结果显示,在非国有企业、非重污染企业以及市场化程度较低地区的企业中,CEO 绿色经历对企业绿色创新的促进作用更强。

表 3 CEO 绿色经历与企业绿色创新的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>
<i>Green</i>	0.0982 *** (11.31)	0.1451 *** (11.45)	0.1274 *** (11.14)	0.1088 *** (14.94)	0.1912 *** (10.46)
$Type \times Green$		-0.0992 *** (-5.83)			-0.0947 *** (-5.67)
$Pollution \times Green$			-0.0761 *** (-4.39)		-0.0829 *** (-4.62)
$Market \times Green$				-0.0175 * (-1.76)	-0.0309 * (-1.71)
<i>Type</i>		-0.0072 *** (-3.45)			-0.0090 *** (-4.40)



续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>
<i>Pollution</i>			-0.0125 *** (-4.04)		-0.0123 *** (-4.11)
<i>Market</i>				0.0055 *** (2.87)	0.0030 (1.60)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.068	0.058	0.071	0.061	0.059
N	26070	26070	26070	26070	26070

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平;限于篇幅,其他控制变量、常数项检验结果未列示,备案,下同

资料来源:作者整理

## 2. 内生性处理和稳健性检验

前述研究结论可能受到内生性问题的影响。一方面,具有绿色经历的 CEO 可能更受到重视绿色创新的企业青睐,即实施绿色创新的企业更可能聘用具有绿色经历的 CEO 等;另一方面,CEO 绿色经历可能会受到某些不可观测因素(行为偏好、绿色管理技能或声誉等)影响,而这些因素又与因变量(绿色创新)相关,如绿色创新企业(更可能实施绿色创新)由于具有良好形象和声誉而更愿意培养绿色经历的 CEO,从而导致选择性偏差、双向因果关系和遗漏变量等内生性问题。本文使用以下方法缓解内生性问题:

(1)控制公司固定效应。检验结果如表 4 所示,第(1)列是控制公司固定效应后,CEO 绿色经历对绿色创新的回归结果。*Green* 的估计系数仍然都显著为正,表明在控制公司特征方面的差异之后,假设  $H_1$  仍然成立,遗漏变量问题并未影响本文的研究结论。

(2)Heckman 两阶段估计方法。参考周楷唐等(2017)<sup>[51]</sup>将上一期同行业其他公司学术经历高管的比例作为工具变量,考察本期学术经历高管的影响,本文使用滞后两期同行业其他公司具有绿色经历 CEO 比例(*Green\_ind*)作为工具变量<sup>①</sup>。如表 4 所示,第(2)列显示了第一阶段估计结果,*Green\_ind* 的估计系数显著为正,表明滞后两期同行业其他公司拥有绿色经历的 CEO 比例的确影响企业聘任具有绿色经历 CEO 的概率。表 4 第(3)列显示了第二阶段将绿色创新作为因变量的估计结果。结果显示,第一阶段估计的逆米尔斯比率(*iMr*)估计系数都显著为负,表明原回归分析中确实存在内生性问题;而 *Green* 的估计系数在 1% 的水平仍然显著为正,表明考虑了内生性问题之后,CEO 的绿色经历与企业绿色创新的正相关关系仍然成立。

表 4 内生性处理:固定效应、Heckman 两阶段和 PSM 模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>IPC</i>	<i>Green</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>
<i>Green</i>	0.0112 * (1.68)		0.0971 *** (10.73)	0.0979 *** (10.69)
<i>iMr</i>			-0.0660 *** (-3.70)	
<i>Green_ind</i>		1.6268 ** (2.07)		

① 实证检验中已选取滞后一期 CEO 绿色经历作为自变量,故 IV 滞后两期。

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>IPC</i>	<i>Green</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.007	0.102	0.069	0.123
N	26070	22667	22667	3266

资料来源:作者整理

(3)倾向得分匹配法(PSM)。本文采用 PSM 进一步分析 CEO 绿色经历对企业绿色创新的影响。在进行 PSM 回归检验之前,需要进行平稳性检验。结果显示,匹配之后两组样本的控制变量在 10% 水平下没有显著差异,并且,解释变量的标准化偏差大幅度降低,说明倾向得分估计和样本的最近邻匹配是成功的。然后,本文进行了 ATT 检验,结果表明,将 CEO 绿色经历变量从其他影响绿色创新变量的因素中独立出来之后,其对绿色创新影响的净效应显著<sup>①</sup>。另外,本文根据匹配后的样本重新进行检验,结果如表 4 第(4)列所示,假设 H<sub>1</sub> 结论未变。

(4)跨层次检验。本文假设企业层面的绿色创新变量由企业、行业、地区层面的相关变量来预测,企业基于注册地位置归属于不同地区,基于不同污染程度归属于不同行业,使得样本数据存在企业—地区或企业—行业的两层嵌套关系。一个可能存在的问题是,相同(不同)地区(行业)的企业样本间可能存在组内相关性(组间差异),进而导致普通 OLS 的估计结果有偏(Kreft 和 Leeuw, 1998)<sup>[54]</sup>。因此,本文使用 HLM 的虚无模型,检验绿色创新是否存在组内相关和组间差异问题,其模型为:

$$Level - 1: Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \tag{3}$$

$$Level - 2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j} \tag{4}$$

其中, $r_{ij}$ 的方差  $\sigma^2$  为绿色创新组内(相同行业或地区)方差; $U_{0j}$ 的方差  $\tau_{00}$ 为绿色创新组间(不同行业或地区)方差。仅考虑地区因素的数据嵌套性检验结果为,组内相关系数  $ICC = \tau_{00} / (\sigma^2 + \tau_{00}) = 0.0023$ ,表示绿色创新的方差 0.23% 来自组间方差<sup>②</sup>。并且,随机截距的估计标准差(方差的平方根)为 0.0055,大于该标准差标准误(0.0001)的 2 倍。但是,该方差近乎于 0,这意味着绿色创新不存在省份间显著变异。仅考虑行业因素的数据嵌套性检验结果为,组内相关系数  $ICC = \tau_{00} / (\sigma^2 + \tau_{00}) = 0.0542$ ,接近于 0.059。但随机截距的估计标准差 0.0429 远大于该标准差标准误(0.0065)的 2 倍。然而,ICC 值并不能作为判断 HLM 模型的“金标准”。因此,本文分别构建仅考虑地区/行业因素的两层次模型与时间—个体—地区/行业的三层次模型进行检验,检验结果未发生改变<sup>③</sup>。因此,潜在的组内相关和组间差异问题并不影响本文结果。

(5)变量替换和更换模型检验。将绿色经历设置为虚拟变量可能带来的问题是忽视了不同类型绿色经历影响的差异,为此,本文分别测量 CEO 绿色教育经历 *Green\_1*(虚拟变量,CEO 接受过绿色专业教育,取值 1,否则,取值 0)和 CEO 绿色工作经历 *Green\_2*(虚拟变量,CEO 从事过绿色相关工作,取值 1,否则,取值 0)的影响作用,检验结果分别如表 5 第(1)列和第(2)列所示。此外,为检验结论的稳健性,本文改变了绿色创新的测度方法,分别以绿色专利申请数量 *IPCA*(取自然对数)和绿色创新倾向 *IPC0*(虚拟变量,如果企业当年申请了绿色专利,取值 1,否则,取值 0)衡量绿色创新,其中,前者采用混合 OLS 回归,后者进行 Logit 模型检验,检验结果分别如表 5 第(3)列和第(4)

① 限于篇幅,平稳性检验和 ATT 检验的结果未列示,备案。

② 李文和王佳(2020)<sup>[55]</sup>指出,ICC 取值超过 0.0590 才有必要采用 HLM。

③ 限于篇幅,结果未列示,备案。

列所示,假设  $H_1$  结论不变。本文还将 CEO 绿色经历变量进行滞后两期 ( $Green\_3$ ) 进行检验,检验结果如表 5 第(5)列所示,假设  $H_1$  结论不变。考虑到中国情境下,董事长也属于企业中最有影响力的战略决策者,本文以董事长和 CEO 绿色经历 ( $Green\_4$ ) 进行检验,检验结果如表 5 第(6)列所示,假设  $H_1$  结论不变。本文还使用了 Tobit 模型检验控制对绿色创新左侧截取样本的偏误,检验结果如表 5 第(7)列所示,假设  $H_1$  结论并未改变。此外,本文还对假设  $H_2$  进行了相应的检验,其结论并未改变<sup>①</sup>。上述检验说明本文的主要结论是比较稳健的。

表 5 CEO 绿色经历与绿色创新的回归结果:替换自变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPCA</i>	<i>IPC0</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>	<i>IPC</i>
<i>Green_1</i>	0.1369 *** (4.16)						
<i>Green_2</i>		0.0992 *** (11.13)					
<i>Green</i>			0.3431 *** (10.05)	0.9054 *** (11.07)			0.2770 *** (13.83)
<i>Green_3</i>					0.1041 *** (10.91)		
<i>Green_4</i>						0.0839 *** (12.72)	
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.057	0.068	0.160	0.186	0.070	0.069	0.177
N	26070	26070	26070	25873	22932	26070	26070

资料来源:作者整理

## 六、拓展性研究

本文进一步分析 CEO 绿色经历促进企业创新所产生的经济和环境后果。一方面,现有研究 (Chang, 2011)<sup>[18]</sup> 指出,通过研发绿色产品和过程创新,使运营和产品线更加环保的绿色创新能够增加企业财务绩效和提高竞争优势。但是,绿色创新的复杂性和风险性特点,使得绿色创新改善财务绩效的影响具有长期性(解学梅和朱琪玮, 2021)<sup>[56]</sup>。另一方面,企业绿色创新不仅能够响应市场和政府的环境需求,提高资源利用效率,优化产品生命周期内的环境效益 (Huang 和 Li, 2017)<sup>[57]</sup>。而且,企业通过减少、处理污染物等方式,控制其排放量对环境的负面影响,以达到环境法规要求,提高企业环境合法性,而合法性又可以作为连接绿色创新与企业可持续发展绩效的桥梁 (解学梅和朱琪玮, 2021)<sup>[56]</sup>,从而显著提高企业环境绩效。因此,CEO 绿色经历促进企业实施绿色创新可能会改善企业财务和环境绩效。

本文参考温忠麟和叶宝娟 (2014)<sup>[58]</sup> 的研究,构建如下模型:

$$IPC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_{i,t-1} + \sum \gamma Control_{i,t-1} + \pi_{i,t} \quad (1)$$

$$Performance_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 Green_{i,t-1} + \sum \delta Control_{i,t-1} + \nu_{i,t} \quad (5)$$

$$Performance_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 IPC_{i,t} + \lambda_2 Green_{i,t-1} + \sum \xi Control_{i,t-1} + \zeta_{i,t} \quad (6)$$

① 限于篇幅,结果未列示,备索。

其中, *Performance* 表示企业财务绩效和环境绩效。借鉴姜广省等(2021)<sup>[59]</sup>的做法,采用行业调整的总资产净利润率衡量财务绩效(*Roa\_ind*);借鉴王馨和王营(2021)<sup>[7]</sup>的做法,采用企业是否获得环境表彰或者通过环境认证衡量环境绩效(*Env*),获得或通过了,则取值 1,否则,取值 0。

CEO 绿色经历促进企业绿色创新的经济后果回归结果如表 6 所示。从表 6 中第(1)列和第(2)可以看出,CEO 绿色经历(*Green*)能够促进企业财务绩效提高;加入 *IPC* 后,*IPC* 与 *Green* 系数均显著为正。在使用更为严格的 Sobel 检验和 Bootstrap 检验后,结果表明,Sobel 检验 *Z* 统计量为 2.5144,且  $p < 0.05$ ,以及偏差校正后的非参数百分位 Bootstrap 法( $reps = 200$ )估计的间接效应的 95% 置信区间为[0.0022,0.0152],不包含 0。由此推断,存在显著中介效应,其值为 0.0091,中介效应占比为 10.68%。上述结果说明,CEO 绿色经历可以通过促进企业绿色创新提高企业财务绩效。

如表 6 第(3)列~第(6)列所示,本文还使用  $t + 1$  期财务绩效以及 *IPCA* 和 *IPC0* 作为企业绿色创新的代理变量进行检验,结果不变。

表 6 CEO 绿色经历、企业绿色创新和财务绩效

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Roa_ind<sub>t</sub></i>	<i>Roa_ind<sub>t</sub></i>	<i>Roa_ind<sub>t+1</sub></i>	<i>Roa_ind<sub>t+1</sub></i>	<i>Roa_ind<sub>t</sub></i>	<i>Roa_ind<sub>t</sub></i>
<i>Green</i>	0.0856 *** (3.26)	0.0764 *** (2.91)	0.0654 ** (2.00)	0.0584 * (1.79)	0.096 ** (2.66)	0.0760 *** (2.90)
<i>IPC</i>		0.0930 *** (2.82)		0.0708 ** (1.96)		
<i>IPCA</i>					0.0464 *** (6.18)	
<i>IPC0</i>						0.0596 *** (4.21)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.202	0.202	0.130	0.130	0.203	0.202
N	26062	26062	26046	26046	26062	26062
Sobel <i>Z</i>	2.5144 **		1.8015 *		5.1647 ***	3.9378 ***
置信区间	[0.0022,0.0152]		[0.0009,0.0161]		[0.0105,0.0235]	[0.0027,0.0081]

资料来源:作者整理

CEO 绿色经历促进企业绿色创新的环境后果回归结果如表 7 所示。表 7 中第(1)列可以看出,CEO 绿色经历(*Green*)能够促进企业环境绩效提高;第(2)列加入 *IPC* 后,*IPC* 显著为正,*Green* 不显著。当因变量(*Env*)和自变量(*Green*)为二分类变量时,可以利用回归分析按照逐步法(温忠麟和叶宝娟,2014)<sup>[58]</sup>进行中介分析。但由于 *Env* 为虚拟变量,使得 Logit 回归方程的尺度不同。因此,借鉴 MacKinnon(2008)<sup>[60]</sup>提出的方法,利用 Sobel 检验可以得到检验统计量  $Z = 2.8274$ ,在 1% 水平下显著,间接效应的 95% 置信区间为[0.0009,0.0052],由此推断显著存在中介效应,其值为 0.0031,中介效应占比为 100%。另外,使用 Iacobucci(2012)<sup>[61]</sup>提出的乘积分布法,检验统计量为 2.8170,在 1% 水平下均显著。上述检验结果均说明,CEO 绿色经历能够通过促进企业绿色创新改善环境绩效。

如表 7 第(3)列~第(6)列所示,本文还使用  $t + 1$  期环境绩效以及 *IPCA* 和 *IPC0* 作为企业绿色创新的代理变量进行检验,结果不变。

表 7 CEO 绿色经历、企业绿色创新和环境绩效

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Env_t$	$Env_t$	$Env_{t+1}$	$Env_{t+1}$	$Env_t$	$Env_t$
<i>Green</i>	0.2133* (1.86)	0.1718 (1.49)	0.2194* (1.90)	0.1717 (1.48)	0.1352 (1.16)	0.1356 (1.18)
<i>IPC</i>		0.3798*** (2.92)		0.4226*** (3.33)		
<i>IPCA</i>					0.1926*** (6.86)	
<i>IPCO</i>						0.4610*** (8.55)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.173	0.173	0.159	0.159	0.176	0.177
N	21692	21692	21676	21676	21692	21692
<i>Sobel Z</i>	2.8274***		3.1986***		5.6673***	6.7676***
置信区间	[0.0009, 0.0052]		[0.0013, 0.0055]		[0.0161, 0.0331]	[0.0272, 0.0493]

资料来源:作者整理

## 七、研究结论与讨论

本文以 CEO 绿色经历为研究视角,基于 2002—2017 年中国沪深 A 股上市公司数据,研究发现:与不具有绿色经历的 CEO 相比,具有绿色经历的 CEO 能够显著促进企业绿色创新;并且,CEO 绿色经历与企业绿色创新之间的关系存在异质性,在非国有企业、非重污染企业和处于市场化程度较低地区的企业中,CEO 绿色经历对绿色创新的促进作用更强。本文扩展性研究发现,具有绿色经历的 CEO 通过提高绿色创新改善了企业财务绩效和环境绩效。

本文结论的启示意义在于:第一,要加快构建绿色创新体系。政府相关部门不仅应推动高校加强绿色相关学科专业建设,为经理人(CEO)市场提供更多具有绿色教育经历的人才,还应选择部分职业教育机构开展绿色专业教育试点,对经理人市场中的 CEO 进行绿色专业培训,并制定有关激励 CEO 在绿色相关工作领域就业的政策,来加强对绿色工作经历的 CEO 的培养,进而更好地服务于绿色技术创新。第二,要通过绿色创新实现绿色转型。企业应根据自身条件,加强对现有 CEO 进行绿色专业培训,注重从内部培养或者从外部聘请具有相关绿色经历的 CEO,提高其绿色创新意识及能力,从而促进企业绿色创新。第三,要在经理人市场上凸显“绿色”的价值。CEO 应重视自身绿色经历的塑造,可以通过绿色专业知识的进修和绿色相关工作经验的积累,来扩充绿色知识、经验储备,从而在企业管理中实施有助于改善未来可持续绩效的绿色创新活动,以得到利益相关者的认可。

本文也存在一定的局限性。一是本文仅从使用 CEO 是否存在绿色教育和绿色工作经历来衡量 CEO 绿色经历,受研究样本数据获得的限制,可能无法完全体现个体绿色经历来源和形成过程差异水平(如个体绿色经历时间长短差异)。未来可以在这方面进行进一步探讨。二是企业绿色创新是多方面的,虽然本文尝试使用绿色创新比例来衡量绿色创新,但是对于绿色创新过程的研究还未涉及,无法更全面地衡量企业绿色创新水平,未来研究还需进一步拓展。

### 参考文献

[1] Bansal, P., and A. J. Hoffman. The Oxford Handbook of Business and the Natural Environment [M]. Oxford University Press, 2012.

[2] Eccles, R. G., and G. Serafeim. The Performance Frontier: Innovating for a Sustainable Strategy [J]. Harvard Business Review,

2013,91,(5):50-60.

- [3] Mrkajic, B., S. Murtinu, and V. G. Scalera. Is Green the New Gold? Venture Capital and Green Entrepreneurship [J]. *Small Business Economics*, 2019, 52, (4): 929-950.
- [4] Chen, X. H., N. Yi, L. Zhang, et al. Does Institutional Pressure Foster Corporate Green Innovation? Evidence from China's Top 100 Companies [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 188, (6): 304-311.
- [5] 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]. *北京: 经济研究*, 2018, (12): 129-143.
- [6] 田玲, 刘春林. “同伴”制度压力与企业绿色创新——环境试点政策的溢出效应 [J]. *北京: 经济管理*, 2021, (6): 156-172.
- [7] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. *北京: 管理世界*, 2021, (6): 173-188.
- [8] Berrone, P., A. Fosfuri, L. Gelabert, et al. Necessity as the Mother of “Green” Inventions: Institutional Pressures and Environmental Innovations [J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34, (8): 891-909.
- [9] Li, D. Y., Y. N. Zhao, L. Zhang, et al. Impact of Quality Management on Green Innovation [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 170, (1): 462-470.
- [10] Galbreath, J. Drivers of Green Innovations: The Impact of Export Intensity, Women Leaders, and Absorptive Capacity [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 158, (1): 47-61.
- [11] Cho, C. H., J. H. Jung, B. Kwak, et al. Professors on the Board: Do They Contribute to Society Outside the Classroom? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 141, (2): 393-409.
- [12] 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.
- [13] 姜付秀, 黄继承. CEO 财务经历与资本结构决策 [J]. *北京: 会计研究*, 2013, (5): 27-34.
- [14] 许年行, 李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠 [J]. *北京: 经济研究*, 2016, (12): 133-146.
- [15] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO 复合型职业经历, 企业风险承担与企业价值 [J]. *北京: 中国工业经济*, 2019, (9): 155-173.
- [16] Saunila, M., J. Ukko, and T. Rantala. Sustainability as a Driver of Green Innovation Investment and Exploitation [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 179, (4): 631-641.
- [17] Chen, Y. S., S. B. Lai, and C. T. Wen. The Influence of Green Innovation Performance on Corporate Advantage in Taiwan [J]. *Journal of Business Ethics*, 2006, 67, (4): 331-339.
- [18] Chang, C. H. The Influence of Corporate Environmental Ethics on Competitive Advantage: The Mediation Role of Green Innovation [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 104, (3): 361-370.
- [19] 刘柏, 王馨竹. 企业绿色创新对股票收益的“风险补偿”效应 [J]. *北京: 经济管理*, 2021, (7): 136-157.
- [20] Ramanathan, R., Q. He, A. Black, et al. Environmental Regulations, Innovation and Firm Performance: A Revisit of the Porter Hypothesis [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 155, (7): 79-92.
- [21] Amore, M. D., and M. Bennesen. Corporate Governance and Green Innovation [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2016, 75, (C): 54-72.
- [22] Kassinis, G., Panayiotou, A., Dimou, A., and Katsifaraki, G. Gender and Environmental Sustainability: A Longitudinal Analysis [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2016, 23, (6): 399-412.
- [23] Dearborn, D., and H. Simon. Selective Perception: A Note on the Departmental Identifications of Executives [J]. *Sociometry*, 1958, 21, (2): 140-144.
- [24] Jeong, S. H., and D. A. Harrison. Glass Breaking, Strategy Making, and Value Creating: Meta-Analytic Outcomes of Women as CEOs and TMT Members [J]. *Academy of Management Journal*, 2017, 60, (4): 1219-1252.
- [25] Zhang, C. M., and H. R. Greve. Dominant Coalitions Directing Acquisitions: Different Decision Makers, Different Decisions [J]. *Academy of Management Journal*, 2018, 62, (1): 44-65.
- [26] Haas, M. R., P. Criscuolo, and G. George. Which Problems to Solve? Online Knowledge Sharing and Attention Allocation in Organizations [J]. *Academy of Management Journal*, 2015, 58, (3): 680-711.
- [27] Eggers, J. P., and S. Kaplan. Cognition and Renewal: Comparing CEO and Organizational Effects on Incumbent Adaptation to Technical Change [J]. *Organization Science*, 2009, 20, (2): 461-477.
- [28] Homroy, S., and A. Slechten. Do Board Expertise and Networked Boards Affect Environmental Performance? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 158, (1): 269-292.
- [29] Dyck A., K. V. Lins, L. Roth, et al. Do Institutional Investors Drive Corporate Social Responsibility? International Evidence [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131, (3): 693-714.

- [30] Kim, E. H. Deregulation and Differentiation: Incumbent Investment in Green Technologies [J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34, (10): 1162 – 1185.
- [31] Berrone, P., A. Fosfuri, and L. Gelabert. Does Greenwashing Pay Off? Understanding the Relationship between Environmental Actions and Environmental Legitimacy [J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 144, (2): 363 – 379.
- [32] 潘楚林, 田虹. 环境领导力绿色组织认同与企业绿色创新绩效 [J]. *武汉: 管理学报*, 2017, (6): 832 – 841.
- [33] Banerjee, S. B. Corporate Citizenship and Indigenous Stakeholders: Exploring a New Dynamic of Organizational Stakeholder Relationships [J]. *Journal of Corporate Citizenship*, 2001, (1): 39 – 55.
- [34] Stiglitz, J. E. Leaders and Followers: Perspectives on the Nordic Model and the Economics of Innovation [J]. *Journal of Public Economics*, 2015, 127, (C): 3 – 16.
- [35] Meyer, R. D., R. S. Dalal, and R. Hermida. A Review and Synthesis of Situational Strength in the Organizational Sciences [J]. *Journal of Management*, 2010, 36, (1): 121 – 140.
- [36] 张国有. 建造国有企业的初衷——共和国初期阶段国有企业存在的理由 [J]. *北京: 经济与管理研究*, 2014, (10): 27 – 35.
- [37] 刘强, 王伟楠, 陈恒宇. 《绿色信贷指引》实施对重污染企业创新绩效的影响研究 [J]. *北京: 科研管理*, 2020, (11): 100 – 112.
- [38] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. *北京: 社会科学文献出版社*, 2017.
- [39] 杜勇, 张欢, 陈建英. CEO 海外经历与企业盈余管理 [J]. *北京: 会计研究*, 2018, (2): 27 – 33.
- [40] 孔东民, 刘莎莎, 王亚男. 市场竞争, 产权与政府补贴 [J]. *北京: 经济研究*, 2013, (2): 55 – 67.
- [41] Biondi, V., Frey, M., and Iraldo, F. Environmental Management Systems and SMEs [J]. *Greener Management International*, 2000, (29): 55 – 69.
- [42] 余明桂, 潘红波. 政治关系、制度环境与民营企业银行贷款 [J]. *北京: 管理世界*, 2008, (8): 9 – 21, 39.
- [43] Hudson, B. A. Against all Odds: A Consideration of Core-Stigmatized Organizations [J]. *Academy of Management Review*, 2008, 33, (1): 252 – 266.
- [44] Vergne, J. P. Stigmatized Categories and Public Disapproval of Organizations: A Mixed-Methods Study of the Global Arms Industry, 1996 – 2007 [J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 55, (5): 1027 – 1052.
- [45] 吴超鹏, 唐菂. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2016, (11): 125 – 139.
- [46] 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]. *北京: 科学学研究*, 2021, (5): 909 – 919.
- [47] Lazonick, W. Corporate Governance, Innovative Enterprise, and Economic Development [R]. WIDER Working Paper Series RP2006 – 71, World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER), 2006.
- [48] 张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2015, (10): 4 – 17.
- [49] 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]. *北京: 经济研究*, 2020, (9): 192 – 208.
- [50] 黎文靖, 路晓燕. 机构投资者关注企业的环境绩效吗? ——来自我国重污染行业上市公司的经验证据 [J]. *北京: 金融研究*, 2015, (12): 97 – 112.
- [51] 周楷唐, 麻志明, 吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本 [J]. *北京: 经济研究*, 2017, (7): 169 – 183.
- [52] 许金花, 李善民, 张东. 家族涉入、制度环境与企业自愿性社会责任——基于第十次全国私营企业调查的实证研究 [J]. *北京: 经济管理*, 2018, (5): 37 – 53.
- [53] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. *郑州航空工业管理学院学报*, 2017, (6): 97 – 109.
- [54] Kreft, I., and J. D. Leeuw. *Introducing Multilevel Modeling* [M]. London: Sage, 1998.
- [55] 李文, 王佳. 地方财政压力对企业税负的影响——基于多层线性模型的分析 [J]. *蚌埠: 财贸研究*, 2020, (5): 52 – 65.
- [56] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. *北京: 管理世界*, 2021, (1): 128 – 149.
- [57] Huang, J. W., and Y. H. Li. Green Innovation and Performance: The View of Organizational Capability and Social Reciprocity [J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 145, (2): 309 – 324.
- [58] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. *北京: 心理科学进展*, 2014, (5): 731 – 745.
- [59] 姜广省, 卢建词, 李维安. 绿色投资者发挥作用吗? ——来自企业参与绿色治理的经验研究 [J]. *北京: 金融研究*, 2021, (5): 117 – 134.
- [60] MacKinnon, D. P. *Introduction to Statistical Mediation Analysis* [M]. New York: Lawrence Erlbaum Associates, 2008.
- [61] Iacobucci, D. Mediation Analysis and Categorical Variables: The Final Frontier [J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22, (4): 582 – 594.

# Can CEO Green Experience Promotes the Green Innovation?

LU Jian-ci,JIANG Guang-sheng

(Business School,Tianjin University of Finance and Economics,Tianjin,300222,China)

**Abstract:** With the rapid development of industrialization and urbanization in China, ecological environment problems become more prominent, which seriously hinder the inclusive development of human and nature. Over the past few years, more and more companies have become involved in some form of sustainability activity. While these forms vary widely, they tend to go through stages of development from simple, easy-to-implement, to more complex, potentially rewarding forms. This has led many businesses to eventually evolve into green innovations aimed at improving efficiency – a more strategic sustainability activity to reshape the corporate image. The existing research on the driving factors of green innovation mainly focuses on the institutional level such as environmental regulation and government policies, and the corporate level such as redundant resources and quality management, and the individual gender of managers, but ignores the influence of the CEO's acquired traits. The green experience of CEOs who have received “green” related education and engaged in “green” related jobs is also a trait that has been cultivated, but the existing literature has not paid attention to its impact on corporate green innovation. So can the CEO's green experience affect the company's green innovation? What is the heterogeneity of this impact? Based on Shanghai and Shenzhen A-share listed firms in China between 2002 and 2017, the results show that: CEO's green experience can promote corporate green innovation, and the promotion effect is stronger in non-state-owned enterprises, non-heavy polluting enterprises and enterprises in less market-oriented regions. In addition, we find that CEO's green experience can improve environmental performance and financial performance by promoting corporate green innovation.

The possible contributions of the paper are mainly reflected in the following three aspects: First, this study expands the research in the field of enterprise green innovation. This paper mainly explores its impact on green innovation based on the internal driving factor of CEO green experience, and proposes a new perspective for green innovation research. Second, this study enriches and supplements the relevant research on the CEO's acquired experience. Existing literature discusses the impact of CEO financial, poverty, and compound career experiences on corporate decision-making. Based on upper echelon theory, this paper analyzes the internal relationship between CEO green experience and corporate green innovation, which is a useful supplement to existing research. Third, this paper shows that CEO green experience can indeed promote green innovation of enterprises, which provides relevant theoretical basis for Chinese enterprises to formulate and implement relevant green development strategies.

The conclusion of this paper has certain enlightenment significance: (1) To speed up the construction of green innovation system, on the one hand, the government departments should strengthen the construction of green related disciplines in colleges and universities and provide more talents with green education experience for the manager (CEO) market. On the other hand, government departments should select some vocational education institutions to carry out green professional education pilot projects as soon as possible and provide green related professional training for CEOs in the manager market, or formulate policies to encourage CEOs to work in green related fields to strengthen the cultivation of CEOs with green work experience, and then make it better to serve green technology innovation. (2) In order to achieve green transformation through green innovation, enterprises should strengthen green professional education and training for existing CEO according to their own conditions, focus on developing internally or externally hiring CEO with relevant green experience, which improve their awareness and ability of green innovation, so as to promote green innovation of enterprises; (3) In order to highlight the “green” value in the manager market, CEOs should pay attention to the shaping of their own green experience. They can expand the green knowledge and experience reserve through the further study of green professional knowledge and the accumulation of green related work experience, so as to implement the green innovation activities that help to improve the future sustainable performance in the enterprise management, and get the recognition of the stakeholders.

**Key Words:** CEO green experience; green innovation; environmental performance; financial performance

**JEL Classification:** G34, M12, Q55

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2022.02.007

(责任编辑:弘毅)