

董事海外背景对企业绿色技术创新的 影响研究 ——基于企业声誉的视角

沈菲¹, 陶启智¹, 张云^{2,3}

(1. 西南财经大学 金融学院, 四川 成都 611130; 2. 上海立信会计金融学院 金融学院, 上海 201209;
3. 上海市长三角科创产业金融服务协同创新中心, 上海 209201)

摘要:绿色技术创新是企业提高自身竞争优势的重要动力,也是新时代我国实现“碳中和”“碳达峰”目标的重要路径。文章基于2003—2020年中国A股上市企业数据,从企业声誉的角度研究了董事海外背景对企业绿色技术创新的影响。结果表明,海归董事注重企业的声誉管理,会增加绿色技术创新占企业总体技术创新的比例,加大绿色技术创新产出的数量,提高绿色技术创新产出的质量,从而对企业绿色技术创新活动产生促进作用。进一步研究发现,“海归”董事对企业绿色技术创新的促进作用会产生正外部性,这将有利于区域经济的发展。目前,促进企业绿色技术创新的主要动力是政策监管与行政执法,这将导致巨大的财政压力,而重视“海归人才”在我国企业绿色技术创新中的重要作用,也可以为“碳中和”“碳达峰”背景下我国财政减负提供理论参考。

关键词:绿色技术创新;董事;海外经历

中图分类号:F830.91;F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2022)03-0108-15

一、引言

“需要依靠科技创新建设天蓝、地绿、水清的美丽中国”,习近平总书记在全国科技创新大会上强调了绿色技术创新的重要性。绿色技术创新是遵循绿色发展理念的技术创新行为(曹霞和张路蓬,2015),在生产活动中运用绿色创新技术将有利于实现经济与环境的协调发展(马媛等,2014)。当前气候变暖,环境问题不断升级,把生态环保融入经济发展大局的工作已经刻不容缓,绿色技术创新也成为平衡经济增长与环境保护的重要因素。随着我国“碳中和”生态文明建设的推进,企业在绿色技术创新体系中逐渐成为最重要的责任主体和实施单元。在此背景下,探讨如何推动企业进行绿色技术创新对我国“以环境高水平保护推动经济高质量发展”的政策落地具有重大意义。

国家发改委在《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》中指出,绿色技术创

收稿日期:2021-12-03

基金项目:科技部国家重点研发计划课题(2019YFB1706700);上海市哲学社会科学规划基金项目(2021ZJB004)。

作者简介:沈菲(1995—),女,四川南充人,西南财经大学金融学院博士研究生;

陶启智(1979—),男,四川成都人,西南财经大学金融学院教授;

张云(1978—),男,江苏无锡人,上海立信会计金融学院教授、上海市长三角科创产业金融服务协同创新中心教授(通讯作者)。

新要对标国际先进技术水平。国际先进技术的引进离不开国际人才的引进,除了需要引进具备海外背景的技术研发人才外,引进支持企业“绿色技术创新”的公司治理人才也同等重要。现有文献表明,董事作为公司治理的核心(程新生,2004;白重恩等,2005),会从研发投入、研发决策等方面对企业的技术创新实施影响,具有海外经历的董事还能帮助企业对接国际先进技术(罗思平和于永达,2012;Giannetti和Zhao,2019),以此促进企业的技术创新。然而,这些文献并未将绿色技术创新与一般技术创新进行区分。技术创新理论认为,一般技术创新是通过将新发明商业化来达到获取经济利益的目的(赖小东,2021),其更关注企业的经济目标。而绿色技术创新需要企业同时实现经济目标和环保目标,其强调企业在经营生产之外还要承担保护环境的社会责任(马媛等,2014)。进行绿色技术创新的企业也会给公众留下“关注环保”的正面印象,从而在社会上获得更高的声誉(Cellini等,2008)。

基于此,本文从企业声誉的角度出发,研究了董事海外背景对绿色技术创新的影响。Tilcsik(2013)指出,人的行为决策会受其生活环境的影响,国内外对于商业伦理的认知偏差会导致海归董事在进行公司决策时与本土董事存在显著区别。比如,国内市场在商业活动中信任“熟人、亲人”,强调“人脉”;国外市场更看重企业的“社会信用”,企业声誉更高,社会信用就会更好,也更容易在市场中开展商业活动(郑超愚和孟祥慧,2021)。海外生活的经历为海归董事接触国外的商业伦理提供了机会,导致海归董事比普通董事更关注企业的声誉管理(罗思平和于永达,2012)。由于绿色技术创新活动能够帮助企业提高声誉,因此,海归董事将表现出更强烈的绿色创新意愿。本文基于海归董事对企业声誉的重视程度这一机制分析海归董事对企业绿色技术创新的影响,将有利于深入理解绿色技术创新与一般技术创新的区别,提高绿色技术创新在企业总体技术创新中的占比。

本文还探讨了海归董事与企业绿色技术创新的关系将如何影响区域经济发展。区域经济建设是我国现代化建设的重大任务,如何挖掘经济增长潜能,增强区域经济的可持续发展,仍是当前研究的一大难题。Amore和Benedden(2016)指出,企业的绿色技术创新会带动地区层面的环境技术整体提升,这一特征为我国区域经济的发展提供了契机。此外,我国区域经济发展大多依赖当地特色,这使得区域之间难以相互借鉴,区域辐射力较弱。但在同产业的企业中推广绿色创新成果则相对容易,绿色创新技术的普及将提高不同地区同产业的联动性,缓解区域发展不平衡的问题。然而,我国不同区域的绿色技术创新水平差异大,特别是西部地区的企业绿色技术创新能力弱(谢波,2013),企业管理人员对于绿色创新技术不够重视,绿色创新技术还无法成为区域可持续发展的主要驱动力。在这一背景下,探究海归董事是否能促进企业绿色技术创新进而推动区域经济的发展,将有助于推动“绿色引擎”成为区域经济发展的新动能,增强区域发展的协调性和联动性。

本文使用2003—2020年中国A股上市企业数据的实证研究表明,董事海外背景能够促进企业绿色技术创新,并且其与企业绿色创新的正向关系也促进了区域经济发展。具体而言,由于海归董事更关注企业的声誉管理,通过董事海外背景——企业绿色创新——区域经济发展这一影响路径,显示国际治理人才的引进对促进企业绿色创新具有显著效应,并且这一效应对区域经济发展展示出正的外部性,从而推动了区域经济的发展。为了排除内生性问题对研究结果的干扰,本文选择海归出生地作为工具变量,发现董事海外背景促进企业绿色技术创新的结论在排除内生性干扰之后结果仍然稳健。

本文的研究贡献在于:第一,通过关注企业声誉这一作用机制,分析了绿色技术创新与企业一般技术创新的区别,即海归董事出于对企业声誉的关注,将会提高绿色技术创新占企业总

体创新产出的比例,从而促进企业的绿色发展。这一研究深化了对企业绿色技术创新与一般技术创新差异的理解,也拓展了企业声誉的相关研究。第二,当前我国的绿色创新发展过度依赖政府执法,导致财政负担过重,本文从董事海外背景的视角检验了其对企业绿色技术创新的促进作用,既证明了通过优化企业内部治理结构驱动企业绿色创新的可行性,表明发挥“海归人才”对我国企业绿色技术创新具有重要作用,也为“碳中和”“碳达峰”背景下我国财政减负提供了理论参考。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

企业作为经济发展的支撑组织,无疑在绿色技术创新战略体系中占据着主体地位。学术界对于企业绿色技术创新的影响因素研究,主要集中在两方面:一是外部环境对企业绿色技术创新的影响;二是企业内部特征对企业绿色技术创新的影响。

学术界对于绿色技术创新的外部环境因素的研究,主要分为政策环境和市场环境。对于政策环境的研究,Johnstone等(2010)等研究了25个海外国家市场,强调了公共政策对企业环保意识的重要性(Jaffe和Palmer,1997)。企业基于制度和政府的压力,也会被动地进行绿色技术创新(Jaffe和Palmer,1997)。而对于中国市场的政策关注,研究主要集中在强制型政策和引导型政策两方面。其中,强制型政策研究包含新的环境保护法和环境政策(Fang等,2021;王晓祺等,2020;王锋正等,2018)、环保目标责任制(陶锋等,2021)、政府质量和执法力度(王锋正等,2018)、排污税和排污许可证(许士春等,2012;郭进,2019)等。这些研究表明,强制型政策的颁布有效促进了企业绿色技术创新活动,其中政府在推动企业绿色技术发展上扮演了重要角色。与强制型政策不同,引导型政策更强调市场导向。国家建立环境权益交易市场(齐绍洲等,2018)、排污权交易制度(史丹和李少林,2020),出台绿色信贷政策(陆菁等,2021;王馨和王营,2021)等,利用市场体系和市场机制,间接引导企业绿色技术创新。这些研究表明,引导型政策充分发挥了市场的导向作用,让市场在构建绿色技术创新体系中发挥了关键作用。

除了政策环境,市场环境对企业绿色技术创新活动也会产生显著影响。关于外部市场环境影响绿色技术创新的研究主要集中在地理环境、行业环境和舆论环境三方面。当企业位于低碳城市或者污染治理成本较高的城市,企业的绿色技术创新研发将显著增加(Amore和Bennedsen,2016;徐佳和崔静波,2020);同时,由于行业限制,对能源依赖度较高的企业也将大力研发绿色技术(Amore和Bennedsen,2016)。此外,王云等(2017)发现舆论环境也将影响企业的绿色技术创新。基于社会责任,受媒体关注度高的企业将更加积极地投入绿色技术创新活动。总体来说,政策和市场环境对企业绿色技术创新发挥了显著的促进作用,然而,这些因素并不能解释各企业之间存在的差异。

为了研究企业绿色技术创新活动的异质性,少数学者还关注了企业的内部特征。Amore和Žaldokas(2015)发现绿色技术创新存量较大的企业将更倾向于在这一领域保持领先,而那些缺乏绿色技术创新经验的企业则难以实现绿色转型。研究还发现规模大、盈利能力强的国有企业拥有更多的绿色创新技术(Fang等,2021;Claessens和Yurtoglu,2013;Iatridis,2013)。王惠等(2016)还发现企业研发投入对绿色技术创新具有积极影响。曹洪军和陈泽文(2017)还关注了高管意识,发现高管环保意识对强制型政策、市场环境对企业绿色技术创新产生的效应具有正向调节作用。然而,当前学术界对企业绿色技术创新的研究仍然主要集中在政策和市场因素上,对于企业内部因素的研究还较为欠缺,当前研究更是忽略了公司治理对于企业绿色技术创

新的重要性。董事是影响公司决策的关键人物(程新生, 2004; 白重恩等, 2005; Liao 等, 2015), 企业进行绿色技术创新活动必须得到大多数董事的同意。本文通过研究董事海外背景对企业绿色技术创新的影响效应, 解释了企业之间存在的个体差异, 以此丰富当前学术界对企业绿色技术创新的研究。

(二) 研究假设

受自然条件、经济形态、政治氛围的影响, 国内外对商业伦理的认知存在区别(张红明和朱丽贤, 2005)。章凯(2016)指出, 国内强调家族和集体, 认为人依附于社会网络而存在, 因此在商业交往中认同“人脉关系”, 信任“熟人亲戚”。而国外强调个体的独立与公平, 在商业活动中会采取社会公认的标准选择合作对象, 即通过“社会信用”来衡量企业。商业伦理的认知区别导致国内外市场对企业声誉的重视程度也存在差异。国外学术界认为企业的声誉来自于公众对企业活动的评价, 是企业“社会信用”的外在表现(Camerer, 1988)。在此基础上, Weigel和Camerer(1988)、Fombrun和Shanley(1990)、Riahi-Belkaoui和Pavlik(1992)、Cellini等(2008)等对企业声誉的影响因素和造成后果进行了进一步的研究, 形成了声誉理论。在理论的指导下, 国外市场高度重视对企业声誉的考察。《财富》等国外财经杂志在1983年就将声誉指标纳入了企业排名的考察范围, 从业内人评价、企业行为等多方面对企业声誉进行全面的评价, 目前已经构建了较为完善的评价模型。相比之下, 国内的企业管理者虽然赞同提高声誉有利于企业发展的观点, 但是在公司治理中仍存在对企业声誉认识不足等问题(姜春海, 2002), 声誉管理也缺乏系统的理论指导(杨金正和张悦, 2022)。

烙印理论认为, 生活环境给人的性格打下“烙印”, 对个人价值观产生深远影响(Feather, 1995)。Roccas和Schwartz(2010)对比不同国家的数据后发现, 个人价值观趋同于国家主流价值观, 导致不同国家的公民在行为决策中表现出显著差异。受国外商业伦理的认知影响, 海归董事比本土董事更关注企业的声誉管理。Cellini等(2008)指出当企业进行绿色创新活动时会向社会传递关注环保的信号, 有助于提高社会对该企业的评价, 从而帮助企业获得良好的声誉。海归董事出于企业声誉管理的动机会更支持绿色技术创新。基于此, 本文提出如下假设:

H1: 董事海外背景能够促进企业绿色技术创新。

三、样本选择和研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文选择2003—2020年A股上市企业作为研究样本, 根据王馨和王营(2021)的做法, 剔除了金融企业、非正常交易上市企业以及数据严重缺失的企业。本文涉及企业和董事特征数据来自于国泰安(CSMAR)数据库, 企业绿色技术创新和政府监管数据来自于中国研究数据服务平台(CNRDS)。为了防止实证结果受到极端值的影响, 所有财务数据均进行了1%和99%的Winsorize处理。最终, 本文得到41 259个年度-公司观察样本。

(二) 模型选择和主要指标构建

为研究董事海外背景对企业绿色技术创新的影响, 本文根据宋建波和文雯(2016)构建如下基础模型:

$$GreenInnovation_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Overseas_{i,t} + Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $GreenInnovation_{i,t}$ 表示企业绿色技术创新程度。当前研究普遍使用企业绿色专利申请来衡量其绿色技术创新程度(Amore和Bennedsen, 2016; Marin和Lotti, 2017; Van-Hoang等, 2021), 据此, 本文构建 $Innovation_{i,t}$ 指标, 用来衡量企业 i 第 t 年申请的绿色专利数量。此外, 根据王馨和王

营(2021)的做法,本文还创建了 $Inquality_{i,t}$ 指标——绿色发明专利数量,来衡量企业 i 第 t 年的绿色专利申请质量;创建了 $Inquantity_{i,t}$ 指标——绿色实用新型专利数量,来衡量企业 i 第 t 年的绿色专利申请数量。本文对涉及专利数量的指标均进行了对数处理。 $Overseas_{i,t}$ 表示董事海外背景。本文结合Giannetti和Zhao(2019)、罗思平和于永达(2012)、宋建波和文雯(2016)的做法,构建如下三个指标来衡量董事海外背景: $Overseasdummy_{i,t}$ 为哑变量,当董事至少有一位董事拥有海外学习或者工作背景时,该变量为1,否则为0; $Overseasnumber_{i,t}$ 表示企业 i 第 t 年拥有海外背景的董事数量; $Overseasratio_{i,t}$ 表示企业 i 第 t 年海外背景的董事占比。本文关于董事是否海归均来自CSMAR的识别。

根据王馨和王营(2021)、Amore和Bennedsen(2016)的指标构建,本文选择了企业规模 $Size_{i,t}$ 、杠杆率 $Leverage_{i,t}$ 、董事规模 $Boardsize_{i,t}$ 、第一大股东持股比例 $Largest_{i,t}$ 、企业价值 $Tobin_{i,t}$ 、资产收益率 $Roa_{i,t}$ 、研发投入比例 $R\&D_{i,t}$ 、资本支出比例 $Capital_{i,t}$ 作为控制变量。同时,为了防止行业因素和年份因素干扰实证结果,本文控制了行业和年度固定效应,并对所有回归模型估计的T值进行了公司层面聚类处理(Cluster)。

四、实证结果

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计如表1所示。 $Overseasdummy$ 的均值为0.418,表示A股上市公司有一半的董事拥有“海归”董事。 $Overseasratio$ 的均值为0.08,表示董事中平均有8%的董事拥有海外背景。而根据 $Overseasnumber$ 的描述性,本文发现每个董事会平均含有1名“海归”董事,最多含有20名“海归”董事,最少不含有“海归”董事。此外,绿色技术创新衡量指标 $Inquality$ 的标准差比 $Inquantity$ 的标准差超过了11.35%,表明绿色创新技术的质量比数量在样本企业中差异更大。这一结果与我国当前绿色技术创新产出数量虽然高但质量低这一现状相吻合。

表1 描述性统计

	N	Mean	Median	Max	Min	Std.
<i>Overseasnumber</i>	41 259	0.743	0.000	20.000	0.000	1.207
<i>Overseasdummy</i>	41 259	0.418	0.000	1.000	0.000	0.493
<i>Overseasratio</i>	41 259	0.080	0.000	1.000	0.000	0.122
<i>Size</i>	41 259	21.989	21.775	26.966	19.237	1.417
<i>Leverage</i>	41 259	0.454	0.446	1.069	0.052	0.223
<i>Roa</i>	41 259	0.031	0.035	0.195	-0.381	0.075
<i>Capital</i>	41 259	0.051	0.035	0.246	0.000	0.051
<i>Largest</i>	41 259	35.315	32.980	74.890	8.726	15.310
<i>Boardsize</i>	41 259	2.285	2.303	3.664	0.693	0.307
<i>Tobin</i>	41 259	1.970	1.522	9.316	0.881	1.356
<i>R&D</i>	41 259	0.010	0.000	0.152	0.000	0.026
<i>Innovation</i>	41 259	0.467	0.000	7.792	0.000	0.885
<i>Inquality</i>	41 259	0.316	0.000	7.779	0.000	0.726
<i>Inquantity</i>	41 259	0.275	0.000	6.460	0.000	0.652

(二)董事海外背景对企业绿色技术创新的影响效应

根据模型(1),表2报告了董事海外背景对企业绿色技术创新的影响。第(1)–(3)列分别从董事聘请有海外背景的董事、“海归”董事在董事中的数量和所占比例三方面来衡量企业聘请

表2 董事海外背景和企业绿色技术创新

	Innovation		
	(1)	(2)	(3)
<i>Overseasdummy</i>	0.052 ^{***} (6.366)		
<i>Overseasnumber</i>		0.028 ^{***} (8.071)	
<i>Overseasratio</i>			0.225 ^{***} (6.909)
<i>Size</i>	0.263 ^{***} (67.844)	0.262 ^{***} (67.471)	0.263 ^{***} (67.583)
<i>Leverage</i>	0.045 ^{**} (2.013)	0.049 ^{**} (2.160)	0.046 ^{**} (2.044)
<i>Boardsize</i>	-0.020(-1.461)	-0.035 ^{**} (-2.522)	-0.010(-0.773)
<i>Largest</i>	-0.001 ^{**} (-2.183)	-0.001 ^{**} (-2.223)	-0.001 ^{**} (-2.224)
<i>Tobin</i>	0.020 ^{***} (5.832)	0.020 ^{***} (5.800)	0.019 ^{***} (5.741)
<i>Roa</i>	-0.035(-0.587)	-0.032(-0.538)	-0.034(-0.570)
<i>R&D</i>	1.914 ^{***} (9.461)	1.862 ^{***} (9.193)	1.885 ^{***} (9.305)
<i>Capital</i>	-0.148 [*] (-1.868)	-0.149 [*] (-1.883)	-0.153 [*] (-1.932)
<i>Constant</i>	-5.528 ^{***} (-60.484)	-5.467 ^{***} (-59.308)	-5.535 ^{***} (-60.768)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes
Observations	41,259	41,259	41,259
Adjusted R ²	0.254	0.255	0.255
F Statistic	321.106 ^{***}	321.857 ^{***}	321.326 ^{***}

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内数值为T统计值。下同。

海外背景董事的情况。其中，*Overseasnumber*的系数为0.028，表示在企业绿色技术均值为0.467的基础上，当董事每增加一位“海归”董事时，企业的绿色技术创新将提高6% (0.028/0.467)。同时，*Overseasdummy*和*Overseasratio*的系数也在1%的水平上显著为正，表明董事海外背景对企业绿色技术创新有正向效应，支持了假说H1。

在表2的基础上，表3进一步探究了董事海外背景对企业绿色技术创新质量和数量的影响。第(1)–(3)列表示企业绿色技术创新的质量，第(4)–(6)列表示企业绿色技术创新的数量。其中，董事海外背景变量的估计系数皆显著为正，表明董事海外背景对企业绿色技术创新的质量和数量皆有促进作用。

本文还区分了绿色技术创新与一般技术创新。表4报告了具有海外背景的董事对绿色技术创新占企业总体创新比例的影响。因变量为*InnovationRatio*，即企业绿色专利申请数占企业总体专利申请数的比例。结果显示，*Overseasdummy*、*Overseasnumber*、*Overseasratio*的系数都在1%的水平上显著为正，表明具有海外经历的董事能提高绿色技术创新占企业总体创新的比例。具体而言，一般技术创新是通过将新发明商业化来达到获取经济利益的目的(赖小东，2021)；而绿色技术创新要求企业在开展经营活动时遵循绿色发展理念(曹霞和张路蓬，2015)，强调企业需要承担保护环境的责任。从声誉的角度来看，海归董事促进绿色技术创新是为向公众释放企业关注环保的信号，以提高企业声誉。该机制不会对一般技术创新产生影响，因此具有海外背景的董事将提高绿色技术创新占企业总体创新的比例。

(三) 作用机制检验

在研究董事海外背景对企业绿色技术创新产生促进作用的基础上，表5进一步检验了企业声誉这一作用机制。根据周丽萍等(2016)、刘艳博和耿修林(2021)的研究，选择企业无形资产

表3 董事海外背景、绿色技术创新的质量和数量

	Inquality	Inquality	Inquality	Inquantity	Inquantity	Inquantity
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Overseasdummy</i>	0.042*** (6.138)			0.034*** (5.409)		
<i>Overseasnumber</i>		0.027*** (9.280)			0.013*** (5.162)	
<i>Overseasratio</i>			0.215*** (7.812)			0.115*** (4.593)
<i>Size</i>	0.217*** (66.458)	0.216*** (65.915)	0.216*** (66.060)	0.160*** (54.137)	0.160*** (54.033)	0.161*** (54.084)
<i>Leverage</i>	-0.010 (-0.522)	-0.005 (-0.279)	-0.008 (-0.422)	0.070*** (4.056)	0.070*** (4.065)	0.069*** (4.003)
<i>Boardsize</i>	-0.008 (-0.653)	-0.024** (-2.031)	0.000 (0.004)	-0.015 (-1.462)	-0.021** (-1.972)	-0.009 (-0.865)
<i>Largest</i>	-0.000** (-2.047)	-0.000** (-2.077)	-0.000** (-2.079)	0.000 (0.010)	-0.000 (-0.034)	-0.000 (-0.034)
<i>Tobin</i>	0.027*** (9.426)	0.026*** (9.323)	0.026*** (9.260)	0.008*** (2.922)	0.008*** (2.980)	0.008*** (2.931)
<i>Roa</i>	-0.065 (-1.299)	-0.062 (-1.242)	-0.063 (-1.279)	-0.055 (-1.214)	-0.053 (-1.186)	-0.054 (-1.206)
<i>R&D</i>	1.609*** (9.436)	1.550*** (9.085)	1.574*** (9.220)	1.039*** (6.720)	1.022*** (6.601)	1.032*** (6.663)
<i>Capital</i>	-0.079 (-1.187)	-0.082 (-1.235)	-0.086 (-1.287)	-0.147** (-2.431)	-0.146** (-2.406)	-0.148** (-2.443)
<i>Constant</i>	-4.556*** (-59.144)	-4.483*** (-57.719)	-4.550*** (-59.283)	-3.445*** (-49.315)	-3.429*** (-48.659)	-3.461*** (-49.707)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	41 259	41 259	41 259	41 259	41 259	41 259
Adjusted R ²	0.213	0.214	0.213	0.198	0.198	0.198
F Statistic	254.671***	256.070***	255.346***	232.664***	232.589***	232.432***

的对数作为企业声誉的替代变量*Repu*。第(1)–(3)列分别从董事聘请有海外背景的董事、“海归”董事在董事中的数量和所占比例三方面衡量企业聘请海外背景董事的情况。结果显示,董事海归背景变量的估计系数皆为正(系数分别为0.045、0.007、0.129),表明董事海外背景对企业声誉有正向效应,验证了企业声誉这一作用途径。

(四) 内生性检验

董事海外背景和企业绿色技术创新潜在的反向因果关系可能会对本文的结论产生干扰。海外经历开阔了董事的眼界和视野,同时也使董事在回国就业时,更偏好选择那些环境良好、资源优质、更愿意进行绿色技术创新研发的企业。而这一反向因果关系可能会干扰董事海外背景对企业绿色技术创新的正向效应。此外,本文还可能存在混杂变量(Confounding Variable)的问题,比如,规模越大的企业越重视绿色技术创新,同时也越倾向于聘用更多的海归董事。为了解决内生性问题,本文选择海归出生地*Hometown*作为工具变量。大多数中国人在找工作时

表4 绿色技术创新占企业总体创新的比例

	InnovationRatio		
	(1)	(2)	(3)
<i>Overseasdummy</i>	0.016 ^{***} (5.450)		
<i>Overseasnumber</i>		0.004 ^{***} (3.271)	
<i>Overseasratio</i>			0.045 ^{***} (3.923)
<i>Size</i>	0.012 ^{***} (7.976)	0.012 ^{***} (8.326)	0.012 ^{***} (8.198)
<i>Leverage</i>	0.021 ^{**} (2.264)	0.019 ^{**} (2.032)	0.019 ^{**} (2.079)
<i>Boardsize</i>	0.011 ^{**} (2.231)	0.010 ^{**} (2.027)	0.013 ^{***} (2.853)
<i>Largest</i>	-0.001 ^{***} (-6.596)	-0.001 ^{***} (-6.731)	-0.001 ^{***} (-6.701)
<i>Tobin</i>	-0.002 [*] (-1.730)	-0.002(-1.456)	-0.002(-1.592)
<i>Roa</i>	-0.091 ^{***} (-3.503)	-0.093 ^{***} (-3.582)	-0.092 ^{***} (-3.546)
<i>R&D</i>	-0.625 ^{***} (-12.555)	-0.631 ^{***} (-12.653)	-0.629 ^{***} (-12.631)
<i>Capital</i>	-0.067 ^{**} (-2.281)	-0.065 ^{**} (-2.204)	-0.067 ^{**} (-2.268)
<i>Constant</i>	-0.129 ^{***} (-3.563)	-0.135 ^{***} (-3.685)	-0.139 ^{***} (-3.842)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes
Observations	21 269	21 269	21 269
Adjusted R ²	0.065	0.065	0.065
F Statistic	56.166 ^{***}	55.413 ^{***}	55.599 ^{***}

表5 董事海外背景与企业声誉

	Repu		
	(1)	(2)	(3)
<i>Overseasdummy</i>	0.045 ^{***} (2.826)		
<i>Overseasnumber</i>		0.007(1.028)	
<i>Overseasratio</i>			0.129 ^{**} (2.090)
<i>Size</i>	1.051 ^{***} (142.316)	1.052 ^{***} (142.274)	1.051 ^{***} (142.103)
<i>Leverage</i>	-0.272 ^{***} (-6.007)	-0.279 ^{***} (-6.157)	-0.275 ^{***} (-6.078)
<i>Boardsize</i>	-0.184 ^{***} (-7.142)	-0.181 ^{***} (-6.854)	-0.175 ^{***} (-6.850)
<i>Largest</i>	-0.003 ^{***} (-4.703)	-0.003 ^{***} (-4.740)	-0.003 ^{***} (-4.733)
<i>Tobin</i>	0.017 ^{***} (2.737)	0.018 ^{***} (2.874)	0.017 ^{***} (2.769)
<i>Roa</i>	-1.619 ^{***} (-13.348)	-1.621 ^{***} (-13.367)	-1.620 ^{***} (-13.359)
<i>R&D</i>	1.008 ^{***} (3.400)	1.002 ^{***} (3.377)	0.997 ^{***} (3.361)
<i>Capital</i>	2.545 ^{***} (15.542)	2.553 ^{***} (15.587)	2.545 ^{***} (15.538)
<i>Constant</i>	-3.708 ^{***} (-20.520)	-3.745 ^{***} (-20.510)	-3.733 ^{***} (-20.704)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes
Observations	35 313	35 313	35 313
Adjusted R ²	0.497	0.497	0.497
F Statistic	1 292.592 ^{***}	1 292.082 ^{***}	1 292.326 ^{***}

都会考虑是否回到故乡,原因有两点:一是其对故乡存在信息优势,更了解当地的就业环境(Pool等,2012);二是中国人有“雁归情结”,往往会在学成归来之后造福家乡(曹春方等,2018)。因此,当一个城市的出国留学的居民越多时,当地企业就越容易招揽到“海归”董事。而

这一联系并不是因为董事基于企业自身的绿色技术创新能力的选择,因此, *Hometown* 是一个合格的工具变量。表6显示了对 *Hometown* 的弱工具变量F值, 该值皆远大于10且在1%的水平上显著, 表明 *Hometown* 并非弱工具变量。

表6 工具变量法: 海归出生地和企业绿色技术创新

	Overseasdummy	Overseasnumber	Overseasratio	Innovation	Innovation	Innovation
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Hometown</i>	0.035*** (5.447)	0.055*** (3.551)	0.004*** (2.638)			
<i>pred1</i>				3.242*** (10.668)		
<i>pred2</i>					2.079*** (10.668)	
<i>pred3</i>						26.760*** (10.668)
<i>Size</i>	0.058*** (24.814)	0.152*** (27.180)	0.016*** (27.634)	0.076*** (4.134)	-0.052* (-1.725)	-0.168*** (-4.108)
<i>Leverage</i>	-0.171*** (-12.624)	-0.444*** (-13.680)	-0.043*** (-12.546)	0.594*** (10.440)	0.962*** (10.733)	1.179*** (10.773)
<i>Boardsize</i>	0.200*** (24.483)	0.928*** (47.433)	0.004** (2.052)	-0.661*** (-10.567)	-1.941*** (-10.690)	-0.124*** (-7.175)
<i>Largest</i>	-0.000*** (-3.126)	-0.001 (-1.441)	-0.000 (-1.573)	0.001*** (2.981)	0.000 (1.482)	0.001*** (3.161)
<i>Tobin</i>	0.024*** (11.963)	0.050*** (10.371)	0.007*** (13.698)	-0.059*** (-7.184)	-0.085*** (-8.107)	-0.166*** (-9.307)
<i>Roa</i>	-0.013 (-0.353)	-0.129 (-1.517)	-0.007 (-0.838)	0.012 (0.210)	0.240*** (3.733)	0.171*** (2.764)
<i>R&D</i>	0.987*** (8.079)	3.773*** (12.914)	0.363*** (11.876)	-1.313*** (-3.570)	-5.956*** (-7.738)	-7.822*** (-8.325)
<i>Capital</i>	0.262*** (5.483)	0.534*** (4.664)	0.082*** (6.851)	-0.952*** (-8.644)	-1.211*** (-9.445)	-2.296*** (-10.557)
<i>Constant</i>	-1.694*** (-31.001)	-5.412*** (-41.415)	-0.360*** (-26.378)	-0.066 (-0.124)	5.693*** (5.350)	4.088*** (4.472)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	41 259	41 259	41 259	41 259	41 259	41 259
Adjusted R ²		0.165	0.104	0.256	0.256	0.256
Log Likelihood	-26 601.610					
Akaike Inf. Crit.	53 293.220					
F Statistic		185.634***	110.383***	323.340***	323.340***	323.340***
Weak IV F Statistic	78.781***	81.811***	61.288***			

表6使用了两阶段最小二乘回归模型(2SLS), 报告了以 *Hometown* 作为工具变量的内生性检验。根据教育部留学服务中心发布的《中国留学回国就业蓝皮书》(2018年版本)^①中的数据, 确认了海归出生地人数排名前十省份的省会城市。当企业位于这些省会城市时, *Hometown* 为1, 否则为0。表6前三列为第一阶段的回归结果, 从中可以发现, *Hometown* 对于企业“海归”董事拥有量在1%水平上有显著正向影响。表6的后三列分别使用前三列的回归来模拟董事海外背景变量 *pred1*、*pred2*、*pred3*, 再用模拟之后的变量来对企业绿色技术创新进行回归。结果发现, 所有模拟变量的系数仍然显著为正。这表明本文关于董事海外背景促进企业绿色技术创新的结论在排除内生性干扰之后仍然稳健。

①该版本为最新版本。

(五) 稳健性检验

本文使用绿色发明专利来衡量企业绿色技术创新。由于专利从申请到通过存在时间差异,专利数据往往存在左截尾偏差(王馨和王营,2021),为了排除截尾误差,本文剔除了2017年之后的样本,为专利的申请通过提供了三年的缓冲期,然后再次使用模型(1)进行回归,回归结果如表7前三列所示。表7前三列中董事海外背景的系数仍然在1%的水平上为正,表明在排除截尾误差之后,本文关于董事海外背景促进企业绿色技术创新的结论仍然稳健。

表7 截尾偏差处理

	Innovation			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Overseasdummy</i>	0.064*** (6.630)			
<i>Overseasnumber</i>		0.035*** (8.649)		
<i>Overseasratio</i>			0.325*** (7.873)	
<i>Overseashalf</i>				0.066* (1.724)
<i>Size</i>	0.273*** (57.964)	0.271*** (57.709)	0.272*** (57.631)	0.266*** (68.934)
<i>Leverage</i>	-0.003 (-0.125)	0.001 (0.039)	-0.000 (-0.010)	0.037 (1.631)
<i>Boardsize</i>	-0.037** (-2.014)	-0.060*** (-3.235)	-0.027 (-1.458)	-0.009 (-0.635)
<i>Largest</i>	-0.001*** (-3.054)	-0.001*** (-3.094)	-0.001*** (-3.077)	-0.001** (-2.293)
<i>Tobin</i>	0.025*** (6.161)	0.025*** (6.190)	0.025*** (6.129)	0.021*** (6.147)
<i>Roa</i>	-0.055 (-0.708)	-0.046 (-0.593)	-0.049 (-0.630)	-0.036 (-0.604)
<i>R&D</i>	1.414 (0.274)	1.712 (0.332)	1.715 (0.332)	1.959*** (9.683)
<i>Capital</i>	-0.143 (-1.592)	-0.145 (-1.625)	-0.154* (-1.723)	-0.138* (-1.743)
<i>Constant</i>	-5.674*** (-51.164)	-5.591*** (-49.978)	-5.671*** (-51.298)	-5.610*** (-62.030)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	30 347	30 347	30 347	41 259
Adjusted R ²	0.238	0.239	0.238	0.254
F Statistic	231.888***	232.875***	232.465***	319.961***

一般来说,公司政策的实施需要董事会半数董事同意,因此当海外背景的董事在董事会占有一半的比例时,他们将对公司决策产生的影响力更大。基于此,我们设置哑变量*Overseashalf*,当公司海归董事过半时,该变量为1,否则为0。结果在表7第(4)列中显示,*Overseashalf*的系数仍然显著为正,表明本文关于董事海外背景促进企业绿色技术创新的结论仍然稳健。

五、进一步探究:绿色技术创新与区域经济发展

国家发改委在《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》中指出,要强化企业在绿色技术创新体系中的主体地位,扶持龙头企业,以带动区域经济的发展。现有文献为绿色技术创新驱动区域经济的发展构想提供了理论支持,绿色专利能产生正外部性,带动地区环境技术的提升(张宏雷,2015; Amore和Bennedsen,2016),这为区域经济的持续增长提供了契机。本文的基础检验虽然证明了国际治理人才对于促进企业绿色技术创新的成效显著。然而,我国不同区域的绿色技术创新水平差异大,特别是西部地区的企业绿色技术创新能力弱(谢波,2013),“海归”董事导致的绿色创新增长是否能带动区域经济的发展,当前的研究尚未有定论,基于此,本文进一步研究董事海外背景与企业绿色技术创新的正向联系将如何影响区域经济

的发展。董事海外背景既可通过影响企业绿色技术创新来影响区域经济的发展,还可以通过公司监管等其他路径来影响区域经济的发展(任兵, 2004)。本文仅关注董事海外背景——企业绿色技术创新——区域经济发展这一条路径,为了将该条路径与其他路径进行区分,本文根据DeFond等(2016)使用了路径分析方法,并建立如下模型:

$$GDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Innovation_{i,t} + \beta_2 Overseas_{i,t} + Controlledvariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$GreenInnovation_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Overseas_{i,t} + Controlledvariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,路径系数 β_2 表示董事海外背景对区域经济发展产生的直接影响效应;路径系数 β_1 表示企业绿色创新对区域经济发展产生的影响,路径系数 α_1 表示董事海外背景对企业绿色创新产生的影响,而 $\alpha_1 \times \beta_1$ 表示董事海外背景通过影响企业绿色技术创新而对区域经济发展产生的间接影响效应,模型的具体路径如图1所示。此外,本文根据朱勇和张宗益(2015)选择地级市年GDP作为区域经济发展的衡量指标,并对该指标进行了对数化处理;其他指标与前文一致。

表8报告了路径分析的结果。第(1)列模型衡量了企业是否具有海外背景的董事通过企业绿色技术创新对区域经济发展的影响。董事海外背景对企业绿色技术创新的影响路径系数 α_1 为0.095,在1%的水平上显著为正,这一正向效应表明表2中的基础实证结果是稳健的。企业绿色技术创新对区域经济发展的影响路径系数 β_1 为0.253,并在1%的水平上显著。这表明企业绿色技术的发展对当地经济具有正的外部性,这为我国当前“扶持龙头企业以带动区域经济发展”的战略提供了理论支撑。董事海外背景通过影响企业绿色技术创新而对区域经济发展产生的间接影响效应 $\alpha_1 \times \beta_1$ 显著为正,并且占了海外背景影响区域经济发展总效应的27%,表明“海归”董事对区域经济发展的贡献部分来自于其对企业绿色创新的促进。

第(2)列模型使用了董事会中“海归”董事的人数来衡量董事的海外背景。结果与第(1)列模型类似,即董事海外背景对企业绿色技术创新、企业绿色技术创新对区域经济发展均产生了显著的正向效应,但我们发现其间接效应对

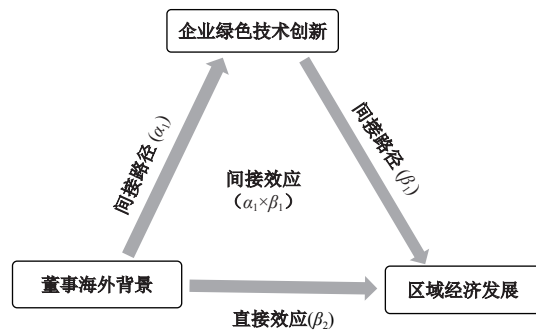


图1 董事海外背景、企业绿色技术创新和区域经济发展路径分析

表8 董事海外背景、企业绿色技术创新和区域经济发展

	Overseasdummy (1)	Overseasnumber (2)	Overseasratio (3)
直接路径:			
$(Overseas, GDP) = \beta_2$	0.253*** (23.393)	0.105*** (24.015)	1.126*** (24.950)
间接路径:			
$(Overseas, Innovation) = \alpha_1$	0.095*** (9.137)	0.038*** (8.751)	0.415*** (9.566)
$(Innovation, GDP) = \beta_1$	0.097*** (12.732)	0.097*** (12.791)	0.096*** (12.654)
间接效应(Indirect Effects):	0.036*** (8.677)	0.006*** (8.348)	0.660*** (9.048)
总效应(Total Effects):	0.133*** (15.437)	0.103*** (13.537)	0.756*** (10.330)
间接效应占总效应的比例:	27.068%	5.825%	87.302%

总效应的占比有所下降,表明“海归”董事的存在往往比“海归”董事的人数变化更能引起区域经济增长的波动。而在第(3)列模型中,使用了“海归”董事在董事会的占比来衡量董事海外背景,结果表明此项指标引起区域经济增长最为显著,其间接效应占总效应的87.3%。总体而言,表8显示,国际治理人才的引进对促进企业绿色创新有显著效应,并且这一效应将对区域经济产生正的外部性,能够推动区域经济的发展。这一结论证明了“海归”董事对企业绿色技术创新的重要性,也证明了强化企业在绿色技术创新体系中的主体地位这一国家战略的正确性,为我国未来区域经济发展提供了指导建议。

六、结论与启示

本文基于2003—2020年中国A股上市企业的绿色技术创新数据,研究了董事海外背景对企业绿色技术创新的影响。结果表明,海归董事会对企业绿色技术创新活动产生促进作用,这种促进作用主要源于海归董事对企业声誉的关注。通过对比分析企业的绿色技术创新与一般技术创新的差别得知,一般技术创新能给企业带来直接的经济利润,但绿色技术创新更多是向外界传递企业关注环保的信号,起到提高企业声誉的作用,并不会对企业业绩产生直接影响。本文发现,海归董事能够提高绿色技术创新占企业总体创新产出的比例,这一结果为海归董事基于企业声誉这一机制来影响绿色技术创新提供了实证证据。进一步地,本文研究了董事海外背景和企业绿色创新的正向关联如何影响区域经济发展。通过探究董事海外背景——企业绿色创新——区域经济发展这一影响路径发现,国际治理人才的引进对促进企业绿色创新具有显著效应,并且这一效应将对区域经济展示正的外部性,从而推动区域经济的发展。

基于上述研究结果,本文认为:(1)促进企业绿色技术创新不应过度依赖外部监管,国家应该提高“海归人才”的引进力度。当前我国推动绿色技术创新的主要力量在于政策监管与行政执法,国家出台的措施虽然成效显著,但过度依赖政府执法无疑会加重财政负担。本文发现海归董事能促进企业绿色技术创新,证明了绿色创新依赖企业自身驱动的可行性,为“碳中和”“碳达峰”背景下我国财政减负提供了理论参考。(2)绿色技术创新能够成为区域经济增长的新动能。绿色技术创新具有区域聚集的特点,这虽然符合区域经济的发展要求,但当前我国部分区域的绿色技术创新水平较弱,对区域经济增长的贡献十分有限。本文的研究结果为解决这一难题提供了参考,即地区可以通过引进“海归人才”来促进当地的绿色技术创新,进而推动区域经济的发展,使“绿色引擎”成为区域经济发展的新动能。

主要参考文献:

- [1] 白重恩,刘俏,陆洲,等.中国上市公司治理结构的实证研究[J].经济研究,2005,(2).
- [2] 曹春方,刘秀梅,贾凡胜.向家乡投资:信息,熟悉还是代理问题[J].管理世界,2018,(5).
- [3] 曹霞,张路蓬.企业绿色技术创新扩散的演化博弈分析[J].中国人口·资源与环境,2015,(7).
- [4] 曹洪军,陈泽文.内外环境对企业绿色创新战略的驱动效应——高管环保意识的调节作用[J].南开管理评论,2017,(06).
- [5] 程新生.公司治理、内部控制、组织结构互动关系研究[J].会计研究,2004,(4).
- [6] 郭进.环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019,(3).
- [7] 姜春海.我国企业声誉管理的问题与对策[J].中国工商管理研究,2002,(8).
- [8] 刘艳博,耿修林.环境不确定下的营销投入、企业社会责任与企业声誉的关系研究[J].管理评论,2021,(10).
- [9] 陆菁,鄢云,王韬璇.绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J].中国工业经济,2021,(1).
- [10] 罗思平,于永达.技术转移、“海归”与企业技术创新——基于中国光伏产业的实证研究[J].管理世界,

- 2012, (11).
- [11] 马媛, 侯贵生, 尹华. 技术创新的演变: 从传统到绿色[J]. 科技管理研究, 2014, (19).
- [12] 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).
- [13] 任兵, 区玉辉, 彭维刚. 连锁董事、区域企业间连锁董事网与区域经济发展——对上海和广东两地2001年上市公司的实证考察[J]. 管理世界, 2004, (3).
- [14] 史丹, 李少林. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济, 2020, (9).
- [15] 宋建波, 文雯. 董事的海外背景能促进企业创新吗[J]. 中国软科学, 2016, (11).
- [16] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“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).
- [17] 王锋正, 姜涛, 郭晓川. 政府质量、环境规制与企业绿色技术创新[J]. 科研管理, 2018, (1).
- [18] 王惠, 王树乔, 苗壮, 等. 研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究[J]. 科研管理, 2016, (2).
- [19] 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).
- [20] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, (6).
- [21] 王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论, 2017, (6).
- [22] 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).
- [23] 许士春, 何正霞, 龙如银. 环境规制对企业绿色技术创新的影响[J]. 科研管理, 2012, (6).
- [24] 杨金正, 张悦. 以瑞幸咖啡为例, 看财务造假企业的声誉修复[J]. 新理财(政府理财), 2022, (4).
- [25] 章凯. 中西方商业伦理有何不同[J]. 人民论坛, 2016, (21).
- [26] 郑超愚, 孟祥慧. 企业声誉、市场竞争与商业信用融资——基于中国上市公司的经验考察[J]. 东岳论丛, 2021, (1).
- [27] 周丽萍, 陈燕, 金玉健. 企业社会责任与财务绩效关系的实证研究——基于企业声誉视角的分析解释[J]. 江苏社会科学, 2016, (3).
- [28] 朱勇, 张宗益. 技术创新对经济增长影响的地区差异研究[J]. 中国软科学, 2015, (11).
- [29] Amore M D, Bennesen M. Corporate governance and green innovation[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 75: 54–72.
- [30] Amore M D, Žaldokas A. Corporate governance and international trade[EB/OL]. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2022211>, 2015-02-21.
- [31] Cellini R, Lambertini L, Mantovani A. Persuasive advertising under bertrand competition: A differential game[J]. *Operations Research Letters*, 2008, 36(3): 381–384.
- [32] Claessens S, Yurtoglu B B. Corporate governance in emerging markets: A survey[J]. *Emerging Markets Review*, 2013, 15: 1–33.
- [33] DeFond M L, Lim C Y, Zang Y. Client conservatism and auditor-client contracting[J]. *The Accounting Review*, 2016, 91(1): 69–98.
- [34] Fang Z M, Kong X R, Sensoy A, et al. Government’s awareness of environmental protection and corporate green innovation: A natural experiment from the new environmental protection law in China[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2021, 70: 294–312.
- [35] Fombrun C, Shanley M. What’s in a name? Reputation building and corporate strategy[J]. *Academy of Management Journal*, 1990, 33(2): 233–258.
- [36] Giannetti M, Zhao M X. Board ancestral diversity and firm performance volatility[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2019, 54(3): 1117–1155.
- [37] Gray E R, Balmer J M T. Balmer. Managing corporate image and corporate reputation[J]. *Long Range Planning*, 1998, 31(5): 695–702.
- [38] Iatridis G E. Environmental disclosure quality: Evidence on environmental performance, corporate governance and value relevance[J]. *Emerging Markets Review*, 2013, 14: 55–75.

- [39] Jaffe A B, Palmer K. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(4): 610–619.
- [40] Johnstone N, Haščić I, Popp D. Renewable energy policies and technological innovation: Evidence based on patent counts[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2010, 45: 133–155.
- [41] Liao L, Luo L, Tang Q L. Gender diversity, board independence, environmental committee and greenhouse gas disclosure[J]. *The British Accounting Review*, 2015, 47(4): 409–424.
- [42] Marin G, Lotti F. Productivity effects of eco-innovations using data on eco-patents[J]. *Industrial and Corporate Change*, 2017, 26(1): 125–148.
- [43] O'Connor M, Rafferty M. Corporate governance and innovation[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47(2): 397–413.
- [44] Pool V K, Stoffman N, Yonker S E. No place like home: Familiarity in mutual fund manager portfolio choice[J]. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(8): 2563–2599.
- [45] Riahi-Belkaoui A, Pavlik E L. Accounting for corporate reputation[M]. Westport: Quorum Books, 1992.
- [46] Roccas S, Schwartz S H, Amit A. Personal value priorities and national identification[J]. *Political Psychology*, 2010, 31(3): 393–419.
- [47] Tilcsik A. Remembrance of thins past: Individual imprinting in organizations[D]. 2013.
- [48] Van-Hoang T H, Przychodzen W, Przychodzen J, et al. Environmental transparency and performance: Does the corporate governance matter?[J]. *Environmental and Sustainability Indicators*, 2021, 10: 100–123.
- [49] Weigelt K, Camerer C. Reputation and corporate strategy: A review of recent theory and applications[J]. *Strategic Management Journal*, 1988, 9(5): 443–454.

Directors with Overseas Background and Firm Green Technology Innovation: From the Perspective of Corporate Reputation

Shen Fei¹, Tao Qizhi¹, Zhang Yun^{2,3}

(1. School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Sichuan Chengdu 611130, China; 2. School of International Economy and Trade, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201209, China; 3. Shanghai Changjiang Delta Scientific Innovation Industry and Financial Service Collaborative Innovation Center, Shanghai 209201, China)

Summary: Green technology innovation is not only an important driving force for firms to improve their competitive advantages, but also an important path for China to achieve the goals of “carbon neutralization” and “carbon peak” in the new era. Using the data of Chinese A-share listed firms from 2003 to 2020, this paper studies the impact of directors with overseas background on firm green technology innovation from the perspective of corporate reputation. The study finds that directors with overseas background can promote firm green technology innovation, and its promoting effect on the quality of green technology innovation is stronger than that on the quantity of green technology innovation. This promoting effect stems from the attention of directors with overseas background to corporate reputation. Meanwhile, this paper also compares green technology innovation with general technology innovation. General technology innovation can bring direct economic profits to firms, while green technology innovation is a signal to the outside world that firms pay attention to environmental protection, which plays a role in improving corporate reputation and is conducive to the sustainable development of firms. This

paper finds that directors with overseas background can improve the proportion of green technology innovation in the overall innovation output of firms, which provides empirical evidence that directors with overseas background affect green technology innovation based on the mechanism of corporate reputation. Further research shows that the promotion effect of directors with overseas background on firm green technology innovation will produce positive externalities, which will be conducive to the development of regional economy. This conclusion proves the importance of directors with overseas background for firm green technology innovation, and also proves the correctness of the national strategy of “strengthening the dominant position of firms in the green technology innovation system”, which provides a reference for China’s future regional economic development.

This paper contributes to the literature in two ways: (1) The current green innovation development in China is excessively dependent on government law enforcement, resulting in excessive financial burden. However, this paper finds that directors with overseas background have a significant impact on firm green technology innovation, which proves the feasibility of using the internal governance structure to mobilize green innovation, emphasizes the important role of “returned talents” in firm green technology innovation, and provides a theoretical reference for China’s financial burden reduction under the background of “carbon neutralization” and “carbon peak”. (2) This paper highlights the difference between green technology innovation and general technology innovation. That is, firms can release the signal of their concern about environmental protection to the public through green technology innovation activities, which is helpful to build up corporate reputation. Directors with overseas background will increase the proportion of green technology innovation in the overall innovation output of firms out of concern for corporate reputation. The results link green technology innovation with corporate reputation management for the first time, enriching the academic research on corporate reputation.

Key words: green technology innovation; directors; overseas background

(责任编辑: 王西民)

(上接第60页)

supervision effect of external creditors can significantly negatively regulate the inverted U-shaped relationship between the “independence” of non-CEO executives and enterprise financialization. It is found from the mechanism that when the “independence” level of non-CEO executives is lower than the threshold, the “self-interest motivation” of non-CEO executives urges enterprises to hold more financial assets to improve personal income; when the “independence” level of non-CEO executives is higher than the threshold, non-CEO executives will pay more attention to enterprise development and personal career prospects. The effect of internal governance can inhibit enterprise financialization by reducing agency costs. The research conclusion is of great significance to enrich the relevant literature on enterprise financialization and the internal governance of the management, and promote enterprises to optimize the management structure of listed companies.

Key words: non-CEO executive independence; internal governance of the management; financialization of entity enterprises; agency costs

(责任编辑: 王西民)