

关键审计事项披露能否抑制企业“漂绿”行为？

——基于 A 股重污染上市公司的证据

陈建宇, 沈 娇, 蔡闫东

(南京审计大学 内部审计学院, 江苏 南京 211815)

[摘 要]“双碳”目标背景下,企业“漂绿”行为受到社会各界广泛关注。利用 2013—2020 年重污染行业上市公司数据,实证检验关键审计事项披露对企业“漂绿”行为的影响和作用机理。研究发现,关键审计事项披露能够显著抑制企业“漂绿”行为,提升绿色创新效率水平;机制分析发现,关键审计事项披露主要通过降低信息不对称并获取市场信任,同时驱动企业落实社会责任发挥效应;异质性分析表明,所处地区环境规制强度较低、关键审计事项语调消极、数字化程度较高以及风险承担水平较低的企业能够强化关键审计事项披露的政策效应。结论丰富了企业“漂绿”的相关研究,同时拓展性研究了关键审计事项披露的环境治理政策效果,为抑制“漂绿”行为、实现平稳高效的绿色转型提供了政策参考。

[关键词]关键审计事项披露;企业“漂绿”;绿色创新效率水平;信息不对称;市场信任;社会责任

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2025)01-0059-14

一、引言

在严峻的全球气候变化背景下,全面推动经济社会的绿色低碳转型已经刻不容缓。我国政府于 2020 年明确提出“碳达峰”“碳中和”目标,党的二十大进一步提出建设中国式现代化、“加快绿色转型”“积极稳妥推进碳达峰碳中和”的战略部署。在绿色转型的过程中,一些企业出于机会主义的“漂绿”(Green washing)行为逐渐受到社会各界的关注。“漂绿”实质上是指企业为迎合政策以及树立良好企业形象,在履行社会责任的过程中言行不一的虚假环境责任表现^[1]。信息不对称是产生该现象的重要原因之一^[2],较低的环境信息失真成本为“漂绿”行为提供了契机。除此之外,部分企业由于缺乏市场信任而急需获得资金支持,又或者出于短视而不愿意承担相应的社会责任,均是加剧“漂绿”风险的重要原因。“漂绿”行为严重违反国家政策法规,扰乱市场秩序,对我国的绿色低碳转型进程形成了阻滞。因此,抑制“漂绿”行为、提高绿色创新水平是当前推动经济社会平稳转型、实现“双碳”目标的重要任务。

财政部 2016 年 12 月颁布的 1504 号审计准则中增加了有关关键审计事项的披露要求^①,为缓解信息不对称问题、有效抑制企业“漂绿”行为提供了政策依据。一方面,在审计报告中披露关键审计事项段,相比旧审计报告明显提升了信息含量,更有利于监管部门和投资者做出决策;另一方面,披露风险事项起到了揭示企业环境问题、财务信息的薄弱环节以及高风险领域的作用。

结合当下的“双碳”背景,企业的环境社会责任履行情况进入注册会计师在审计风险评估工作中的重点关注范围。《中国注册会计师审计准则第 1631 号——财务报表审计中对环境事项的考虑》明确要求注册会计师应对企业减少或预防环境破坏、保护可再生以及不可再生资源所采取的措施等予以关注。同时,重污染行业高污染、高能耗和高排放的行业特征使之成为经济社会顺利实现绿色低碳转型极为关键的一环,其环境事项极易引发财务报表重大错报风险,因此重污染企业环境社会责任的履行、转型绩效的真实性和可靠性亟须得到有效监督。而注册会计师通过披露履行社会责任相关的关键审计事项缓解了信息不对称,能够显著提高企业环境信息的透明度和可问责性,揭示其在环境社会责任履行方面可能存在的问题和风险,明显提高了企业造假成本和企

[收稿日期]2024-06-12

[基金项目]江苏省教育厅高校哲学社会科学一般项目(2024SJYB0260);南京审计大学青年培育重点项目(23QNPY004)

[作者简介]陈建宇(1990—),男,江苏赣榆人,南京审计大学内部审计学院副教授,博士,硕士生导师,从事风险管理、数量经济研究;沈娇(2001—),女,江苏南通人,南京审计大学内部审计学院硕士研究生,从事风险管理、信息披露研究;蔡闫东(1987—),男,安徽颍上人,南京审计大学内部审计学院讲师,博士,从事行为会计与审计研究,通信作者,E-mail:270427@nau.edu.cn。

^①见《中国注册会计师审计准则第 1504 号——在审计报告中沟通关键审计事项》。

业机会主义行为被曝光的可能性,进而有效抑制企业“漂绿”行为。此外,披露与环境相关的关键审计事项不仅可以提高企业的环境管理能力、塑造绿色发展的良好形象,还向外界释放了其遵守国家法律法规、积极进行低碳转型的信号,有利于企业积累道德资本、获得绿色投资者和绿色信贷政策的支持,降低“漂绿”动机。目前已有不少会计师事务所在企业的审计报告中列示了与环境问题相关的关键审计事项,为财务报表使用者充分了解企业的环境风险和履行社会责任情况提供了翔实信息,缩小了企业与社会公众投资者之间的信息差距。然而关键审计事项的披露是否能够影响企业环境责任方面的行为,则需要进一步探究。因此,本文的核心问题即关键审计事项披露政策的实施能否抑制企业的“漂绿”行为?其传导路径是什么?上述影响在不同内外部环境下是否存在差异?如今中国正处于绿色低碳转型的关键时期,深入研究关键审计事项披露对企业“漂绿”的影响,揭示其对于绿色转型进程的推动作用具有重要理论价值和现实意义。

本文的边际贡献主要体现在以下几方面:第一,现有关于关键审计事项披露效应的研究多关注其经济后果,包括对资本市场、金融机构以及企业风险等的影响,大多与财务信息相关。本文聚焦关键审计事项披露对企业“漂绿”的影响,充分研究该政策的非财务效应,拓展了关键审计事项披露的研究领域。第二,现有文献对“漂绿”的研究侧重于探究环境规制政策的效应,而本文则从企业环境信息披露的角度,深入研究了关键审计事项披露政策的实施对企业“漂绿”的抑制作用,并发现降低信息不对称、获取市场信任、落实社会责任是上述效应产生的三个路径。进一步地,对于所处地区环境规制强度较低、关键审计事项语调消极、数字化程度较高以及风险承担水平较低的企业,关键审计事项对企业“漂绿”的抑制作用更强。本文的研究结论具有重要的现实意义,为相关政策部门进一步降低“漂绿”风险,推动经济社会绿色转型,实现“双碳”目标提供了有益的政策参考。

二、文献综述

本文从企业“漂绿”的影响因素和关键审计事项的经济后果两个方面对相关文献进行回顾和总结。

(一)企业“漂绿”的相关研究

鉴于全球经济快速发展加剧了环境问题,低碳发展逐渐成为学界关注的议题,学者们逐步开始探讨与低碳密切相关的“漂绿”问题。“漂绿”被认为是企业在社会责任履行方面多言寡行、试图通过塑造绿色形象来获取相关利益的一种表现^[3]。已有文献表明,影响企业“漂绿”的主要因素来自企业决策者、利益相关者和市场融资环境。一方面,企业决策者为了追求经济利润,压力、借口、机会以及曝光都可能致使企业“漂绿”^[4];而来自供应商、股东、客户和行业协会等利益相关者也会对企业施加压力,影响企业履行环境保护等社会责任^[5]。另一方面,市场层面的信息不对称^[2]、制度体系不完善也为“漂绿”创造了条件。关于企业“漂绿”行为的识别问题,黄溶冰等指出,企业“漂绿”行为具有群体行为规律,明显受到周边企业行为的影响^[6]。该行为普遍存在是由于企业预期这一行为可以带来可观的经济收益,但这种伪责任行为一旦遭到曝光,将对企业的经营状况产生负面影响,损害企业的可持续竞争力,导致市场的逆向选择甚至造成社会福利的损失^[4]。

有学者就如何治理“漂绿”展开了研究。在环境政策层面,环境费改税能够显著抑制企业“漂绿”^[7],异质性环境规制也会影响企业的绿色行为,例如排污收费迫使企业提升绿色创新能力,环保补贴则会削弱企业在绿色创新方面的积极性^[8]。在信息披露层面,有学者认为环境信息披露会带来显著的污染减排效果^[9],信息的强制性公开一方面加大了对企业的约束,能够规避一定的道德风险和逆向选择风险,保障了利益相关者能够获取相关环境信息,进而有效行使监督权力,促进企业环境治理;另一方面,不在强制披露范围内的企业主动披露自身良好的环境绩效,可以向市场传递积极信号,进而获取更多资源以支持绿色创新^[10]。总体看来,当前关于企业“漂绿”的研究多围绕其动因、后果以及治理策略等展开,与关键审计事项披露相结合的研究十分匮乏。

(二)关键审计事项的相关研究

近年来关键审计事项披露成为会计审计领域的研究热点,学者们大多围绕关键审计事项披露对利益相关者所产生的经济后果展开研究,主要体现在对投资者、审计师、管理者及资本市场等的影响层面。对于投资者来说,关键审计事项的披露具有信号效应,对投资者阅读报表发挥了索引的功能,有助于提高其决策效率^[11],从而能够更有效地规避因企业潜在风险而导致投资亏损的可能性。对审计师而言,做出与错报相关的关键审计事项披露会减轻审计人员的审计责任^[12],审计人员会因此对可能引发财务报表重大错报风险的事项进行更加谨慎的职业判断并执行更多审计程序,进而显著改善财务报告质量^[13]。对管理者而言,由于关键审计事项的披露要

求会加强审计师的职业怀疑,管理层自利行为被曝光的概率就会大幅提高。这能够对管理层发挥“威慑”作用,从而减少其短视行为^[14],同时抑制管理层进行盈余管理等机会主义行为^[15]。在资本市场层面,有研究显示披露关键审计事项能够降低股价同步性^[16],但也有学者认为其并未对资本市场造成实质性影响^[17]。另外,还有学者关注了关键审计事项的影响因素,例如管理层年报的语调越正面,将导致关键审计事项的披露语调越负面等^[18]。总体看来,当前关键审计事项的研究多围绕经济后果层面展开,缺乏环境治理效应方面的研究。

(三) 文献述评

综合以上文献,一方面,现有从政策制度层面出发研究企业“漂绿”影响因素的文献不多,且多数围绕环境规制政策展开研究。新审计报告准则对于关键审计事项披露的修订具有广泛影响,其信息含量的增加必然会丰富环境信息的披露,这是否会对企业“漂绿”产生影响则需要进一步探究。另一方面,有关关键审计事项披露政策的研究大多聚焦披露所产生的经济后果,鲜有文献评估该政策的环境效应,对于企业“漂绿”的研究更是凤毛麟角。实际上,环境信息可能涉及重大的会计估计和判断,如与环境相关的或有负债、预计负债、资产减值等^①。关键审计事项披露作为环境信息传递的重要渠道,能否冲击企业“漂绿”行为的问题亟待探索。基于上述分析,本文从环境效应角度入手,通过理论与实证分析,探究关键审计事项披露对上市公司绿色行为的影响和作用机制,为进一步强化审计信息披露、抑制企业“漂绿”行为提供政策借鉴。

三、理论分析与研究假设

在“双碳”目标的推动下,政府和社会各界对企业可能的“漂绿”行为越来越重视。这引导审计师在披露关键审计事项时,不仅要关注企业在经济效益方面的重大错报风险,还要兼顾环境效益层面的风险问题,可能因此使得企业被动或主动地履行环境责任并增强环境管理能力。本部分将从不同角度对此展开理论分析,并提出研究假设。

第一,信号传递理论认为,信息披露有助于降低信息的不对称性,而信息不对称正是出现“漂绿”现象的重要原因^[2]。尤其在“双碳”目标的历史背景下,重污染企业通常面临巨大的环境风险和政策风险,又因其具有高污染、高能耗、高排放的特性,使得企业进行绿色转型的难度加大,难以达到公众期望。因此,本身固有的转型困难与较强的外部监管压力驱动上述企业进行“漂绿”的可能性显著提高。关键审计事项披露一定程度上释放了企业的内部风险信息。一方面,政府监管部门能够利用审计结果更有效地实现对企业环境责任和绿色发展实践的监督,并对不规范行为予以警示,从而抑制企业的“漂绿”动机,减少其在环保行为上的不实陈述;另一方面,关键审计事项的披露有助于提升投资者对企业财务状况和环境状况的信心,帮助企业获得市场信任。在市场中,机构投资者通常具有专业的投资团队和长期的资金配置动机,倾向于投资具有长期增长潜力和良好治理结构的企业。当机构投资者足够信任企业时,会相应提高持股比例,引导消费者和其他利益相关者与其合作和交易,降低上市企业的融资成本,减少了企业从事不诚信甚至是欺诈等不端行为的动机,抑制其“漂绿”行为。

第二,关键审计事项披露可以在一定程度上倒逼企业落实社会责任,从而减少“漂绿”行为。一方面,关键审计事项披露使得外部监管更加容易,为企业的环境行为提供了一个清晰的视窗,其法律责任因此得到强化。相较于其他企业,重污染企业的任何违规行为或不实的披露都将更易遭到曝光,从而使企业面临公众批评、法律制裁或市场惩罚,损害企业形象并失去竞争优势。因此关键审计事项披露能够倒逼重污染企业的管理层落实社会责任,减少潜在的“机会主义”行为,降低“漂绿”行为发生的可能性。另一方面,在关键审计事项披露要求下,为了最大化企业价值,管理层会倾向于接受更严格的审计监督,减少短视行为^[14],从而起到抑制“漂绿”的作用。

综上所述,关键审计事项作为企业外部监督机制的内容,可以通过降低信息不对称、获取市场信任以及驱动企业落实社会责任等途径有效抑制企业“漂绿”行为。由此,本文提出研究假设 H_1 。

H_1 : 关键审计事项披露能够有效抑制企业“漂绿”行为。

关键审计事项披露不仅能够有效抑制企业“漂绿”行为,还可能影响企业的绿色创新效率水平。企业在减少“漂绿”行为后,为了能够维持企业的可持续发展和市场竞争地位,会通过绿色创新进行清洁生产,从而在经济绩效和环境绩效之间寻求平衡。

第一,关键审计事项的披露作为一种信号机制,便于政府部门更准确地评估企业绿色创新活动的潜力和风

①见《中国注册会计师审计准则第 1631 号——财务报表审计中对环境事项的考虑》应用指南。

险,从而针对性地提供财政补贴、税收优惠等政策支持,降低企业的研发和转型成本,提升绿色创新效率水平。此外,企业的绿色创新活动通常具有周期长、风险高的特点,迫切需要大量资金来支持其转型和创新活动,以减少环境污染和提高能效。在企业内源资金有限的情况下,其受外界融资约束的冲击就会更大。有研究表明,融资约束会损耗企业的绿色创新能力^[19],这在重污染企业中尤为明显。而关键审计事项披露通过向市场及投资者传递更加真实的企业信息,形成投资者与企业之间的信任机制,吸引对环境友好项目感兴趣的绿色投资者,从而有效降低企业与投资者之间的交易成本、缓解融资约束,为持续的绿色研发活动提供良好的融资环境。企业研发投入的不断增加可以避免绿色创新活动的减缓或中断,同时能够推动其增加数字技术的投入,优化创新流程,加快关键技术的研发,促进绿色创新效率水平的提高^[20]。

第二,关键审计事项披露为企业提供了一个平台,展示其在社会 responsibility 方面的实践和潜在风险。基于声誉理论,企业为了树立良好形象并获得竞争优势,可能会自愿落实社会责任,加强自我监督和改进。一方面,企业对社会责任的高度重视程度提高,其在绿色创新方面投入的资金、人力和技术研发等资源也会相应增加。这种资源的优化配置和对创新的持续投入,有助于企业在绿色技术和产品的研发上取得突破,提高绿色创新效率水平。另一方面,在关键审计事项披露的要求下,企业管理层与审计师的沟通意愿更强^[21]。在审计师的协助下,管理层能够及时识别和解决绿色创新过程中的问题,同时发挥自主决策权和优先知情权的优势,及时对绿色创新活动进行纠偏和调整,进一步促进绿色创新效率的提升。

综上分析,关键审计事项披露可以通过降低信息不对称、建立市场信任以及促使企业落实社会责任等路径有效提升企业绿色创新效率水平。由此,本文提出研究假设 H₂。

H₂:关键审计事项披露能够显著提高企业的绿色创新效率水平。

四、研究设计

(一)样本选取和数据来源

财政部于 2016 年 12 月颁布的新审计准则中首次增加披露关键审计事项的要求,全部 A 股上市公司应在 2017 年及之后披露关键审计事项,而 A+H 股上市公司则被要求在 2016 年的审计报告中执行新准则。本文选取政策实行前后四年即 2013—2020 年重污染行业上市公司数据为研究样本,并剔除非正常交易上市公司(包括 ST、*ST 以及 PT、PT*)以及数据缺失严重的上市公司。重污染行业代码的选取参考了李青原和肖泽华^[8]对于重污染行业的界定,同时结合了证监会 2012 版行业分类标准,具体包括采矿、纺织、造纸及纸制品、石油、化工、化学纤维、黑色(有色)金属冶炼加工、橡胶塑胶、制药、皮毛制品等行业。

上市公司绿色创新专利数据来源于 CNRDS 数据库,“漂绿”风险数据根据巨潮资讯网上市公司发布的年度报告、社会责任报告以及环境报告书等手动收集,其他变量数据均来源于国泰安数据库。将上述数据匹配后,本文最终获得 1418 个“漂绿”年度观测值和 5152 个绿色创新效率水平年度观测值。为了降低极端值的影响,本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。所有回归结果都在公司层面进行聚类处理。

(二)模型构建与变量定义

1. 模型构建

本文构建如下模型检验关键审计事项披露对企业“漂绿”和绿色创新效率水平的影响:

$$GW_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DID_{i,t} + \gamma_1 Control_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{1i,t} \quad (1)$$

$$GIE_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 DID_{i,t} + \gamma_2 Control_{i,t} + \mu_{2i} + \theta_{2t} + \varepsilon_{2i,t} \quad (2)$$

其中,下标 i, t 分别表示企业和时间,解释变量 $DID_{i,t}$ 为关键审计事项披露的交互项。模型(1)中的被解释变量 $GW_{i,t}$ 表示第 i 个企业第 t 期末“漂绿”风险程度, α_1 为常数项, β_1 为系数;模型(2)中的被解释变量 $GIE_{i,t}$ 表示第 i 个企业第 t 期末绿色创新效率水平, α_2 为常数项, β_2 为系数; $Control_{i,t}$ 为控制变量, μ_i 均表示企业固定效应; θ_t 均表示时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 均为随机误差项。

2. 变量定义

实证变量定义情况如表 1 所示。 GW 和 GIE 分别代表了企业的“漂绿”风险和绿色创新效率水平。“漂绿”风险是指企业在进行环境信息披露的过程中,采用象征性披露而非实质性披露,即利用一些没有实质内容的声明来代替真实、具体、可验证的环境信息。而绿色创新效率水平则指的是企业绿色创新产出和创新投入的比值,

代表了企业绿色资源投入与产出之间的效率。其中,对于“漂绿”,本文将环境信息披露视为一种企业策略,包括象征性披露与实质性披露,而象征性披露和实质性披露可操作性的不同和模糊程度差异代表着企业“漂绿”行为的动机高低。根据上述分析,本文参照苏东蔚和刘子茗^[22]的方法,如表达式(3)所示,构建以下指标对“漂绿”风险进行衡量:

$$GW = \frac{\text{定性披露项目数量} - \text{定量披露项目数量}}{\text{已披露项目数量}} \quad (3)$$

其中已披露项目数量代表上市公司主动披露的环境负债项目数量,包括废水、COD、SO₂、CO₂、烟尘和粉尘排放量、工业固体废物产生量,定性披露为文字形式披露,定量披露为具体数字形式披露。对于企业的绿色创新效率水平,本文参考刘畅等^[20]的思路,使用上市公司一年内绿色发明专利和实用性专利的申请数量加 1 的对数与研发投入对数的比值来衡量。对于解释变量关键审计事项披露 *DID*,由于样本中包含 A 股和 A+H 股上市公司,解释变量 *DID* 实际定义为交互项,即 *Treat* × *Post*,其中 *Treat* 为处理组虚拟变量,将自 2016 年起披露关键审计事项的 A+H 股以及 2017 年起披露的 A 股上市公司赋值为 1,否则为 0;*Post* 为政策实施虚拟变量,将年份为 2013—2015 年赋值为 0,并且若 A 股所处年份为 2016 则也取 0,其余均取 1。换言之,若上市公司当期披露了关键审计事项,则将 *DID* 赋值为 1,否则赋值为 0。

为控制影响企业“漂绿”风险和绿色创新效率水平的其他经济特征指标,本文参照苏东蔚和刘子茗^[22]的方法,引入一系列控制变量,具体包括:公司规模(*Size*)、公司成立年限(*Age*)、两职合一(*Dual*)、杠杆率(*Lev*)、资产收益率(*ROA*)、公司成长性(*Growth*)、所有权性质(*SOE*)、前十大股东持股比例(*Top10*)。为使得回归结果更加稳健,本文采取控制企业个体固定效应与时间年份固定效应的回归方法。

(三)描述性统计

表 2 列示了各变量的描述性统计结果。可知,企业漂绿程度(*GW*)的最小值为 -1,最大值为 1,其中位数 -0.2 与均值 -0.11 均表明样本企业的漂绿风险普遍较低,但在 P75 的分位数上为正,这代表样本中至少有 25% 的企业“漂绿”风险是大于 0 的,根据“漂绿”风险的定义,这表明这些企业在环境信息的披露方面,定性信息的披露量超过了定量信息的披露量,可能有绿色绩效存疑的风险;标准差 0.725 说明样本企业的“漂绿”程度差异较大。企业绿色创新效率水平(*GIE*)最小值与最大值分别为 0 和 18.414,而中位数 0 与均值 2.108 说明样本企业的绿色创新效率水平普遍较低。是否要求披露关键审计事项(*DID*)的均值为 0.549,中位数为 1,表明在该样本中关键审计事项披露的覆盖率为 54.9%,大部分企业都进行了关键审计事项的披露。

表 1 主要变量定义及说明

| 名称 | 符号 | 定义 |
|-----------|---------------|---------------------------------|
| “漂绿”风险 | <i>GW</i> | (定性披露项目数量 - 定量披露项目数量) / 已披露项目数量 |
| 绿色创新效率 | <i>GIE</i> | [ln(申请总量 + 1)] / [ln(研发投入金额)] |
| 关键审计事项披露 | <i>DID</i> | 虚拟变量,若当期公司要求披露关键审计事项为 1,否则为 0 |
| 公司规模 | <i>Size</i> | 上市公司总资产的对数值 |
| 公司成立年限 | <i>Age</i> | 企业成立年限的对数值 |
| 两职合一 | <i>Dual</i> | 董事长是否兼任 CEO,若兼任则取 1,反之取 0 |
| 杠杆率 | <i>Lev</i> | 总负债 / 总资产 |
| 资产收益率 | <i>ROA</i> | 净利润 / 总资产 |
| 公司成长性 | <i>Growth</i> | 营业收入增长率 |
| 所有权性质 | <i>SOE</i> | 企业为国有取值为 1,否则取值为 0 |
| 前十大股东持股比例 | <i>Top10</i> | 公司前十大股东持股比例 |

表 2 描述性统计

| 变量名称 | 均值 | 标准差 | 最小值 | P25 | P50 | P75 | 最大值 |
|---------------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>GW</i> | -0.110 | 0.725 | -1.000 | -0.600 | -0.200 | 0.500 | 1.000 |
| <i>GIE</i> | 2.108 | 4.083 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 3.635 | 18.414 |
| <i>DID</i> | 0.549 | 0.498 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| <i>Size</i> | 22.214 | 1.370 | 19.303 | 21.251 | 22.022 | 22.997 | 26.240 |
| <i>Age</i> | 2.130 | 0.872 | 0.000 | 1.609 | 2.303 | 2.833 | 3.258 |
| <i>Dual</i> | 0.275 | 0.446 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 |
| <i>Lev</i> | 0.407 | 0.212 | 0.052 | 0.234 | 0.388 | 0.557 | 0.958 |
| <i>ROA</i> | 0.053 | 0.167 | -1.057 | 0.027 | 0.068 | 0.118 | 0.378 |
| <i>Growth</i> | 0.150 | 0.461 | -0.535 | -0.045 | 0.078 | 0.219 | 3.348 |
| <i>SOE</i> | 0.361 | 0.480 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 |
| <i>Top10</i> | 0.593 | 0.158 | 0.226 | 0.478 | 0.597 | 0.709 | 0.944 |

五、实证结果分析

(一)基准回归结果

表 3 列示了关键审计事项披露对企业“漂绿”风险以及绿色创新效率的影响,第(1)列和第(2)列汇报了企业“漂绿”风险的回归结果,第(3)列和第(4)列汇报了企业绿色创新效率水平的回归结果。在第(1)列和第(2)

列中,*DID*的系数在1%的水平上显著为负;引入控制变量与个体年份双向固定效应后,其系数估计值为-0.3225,即关键审计事项披露政策实施后,企业“漂绿”风险降低32.25%,进一步表明该政策显著抑制了上市企业的“漂绿”行为,研究假设H₁得证。在第(3)列和第(4)列中,*DID*的系数均在5%的水平上显著为正;引入控制变量与个体年份双向固定效应后,其系数估计值为0.9993,由于该系数将*GIE*值放大100倍,表明关键审计事项披露政策实施后,企业绿色创新效率水平提高了0.9993%,这说明关键审计事项披露对于绿色创新效率有显著的提高效应,研究假设H₂得证。

实证结果表明,关键审计事项披露政策的实施显著抑制了企业的“漂绿”行为,同时显著促进了绿色创新效率水平的提升。这体现在关键审计事项涵盖了多方面的企业信息,提高信息“效率”的同时增强了外部利益相关者对审计工作的认可度,其强制披露一定程度上也倒逼企业环境信息逐渐透明,为企业带来更强的监管压力。透明化的环境信息披露降低了投资者和金融机构对企业潜在环境风险的不确定性,从而缓解了融资约束,促使企业进行绿色研发活动。同时审计师增加了对审计责任的感知,执行更多的审计程序,管理层会相应减少机会主义行为与短视行为^[14],从而降低“漂绿”动机,提高绿色创新效率水平。

(二)平行趋势检验

1. 模型(1)平行趋势检验

应用双重差分模型的前提是数据满足平行趋势假设,即在政策实施之前,A股上市公司与A+H股上市公司的“漂绿”程度趋势应该是平行的。考虑到政策实施后第4期的数据较少,本文将政策实施后第4期的数据汇总到第3期,并且以关键审计事项披露政策实施的-1期为基期。图1所示结果表明,在政策实施前,A股与A+H股之间的系数估计值均未表现出显著差异,这说明在政策实施前,两组样本满足了平行趋势的假设。

2. 模型(2)平行趋势检验

同理,本文对绿色创新效率进行平行趋势检验,考虑到政策实施后第4期的数据较少,将政策实施后第4期的数据汇总到第3期,并且以关键审计事项披露政策实施的-1期为基期。图2所示结果表明,研究样本在政策实施前并无显著差异,通过平行趋势检验。

(三)安慰剂检验

1. 时间安慰剂检验

为避免由时间因素造成处理组企业与控制组企业“漂绿”程度和绿色创新效率趋势变化不同,根据平行趋势检验的结果,本文将关键审计事项披露实施的年份提前2年,构建虚假的政策时间,以*Pre*表示。结果如表4所示,其系数估计值均在10%的水平上未通过显著性检验。这说明处理组与对照组企业不存在时间趋势上的系统性差异,进一步表明关键审计事项披露能够作为外部监督机制显著降低企业的“漂绿”风险以及提高绿色创新效率水平。

表3 关键审计事项与漂绿程度和绿色创新效率水平

| | GW | | GIE | |
|----------------|---------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>DID</i> | -0.9045 *** (-22.2049) | -0.3225 *** (-3.5560) | 0.2147 ** (2.0890) | 0.9993 ** (2.2000) |
| <i>Size</i> | | -0.1068 (-1.3440) | | 0.1811 (0.9295) |
| <i>Age</i> | | 0.0562 (0.3567) | | -0.2548 (-1.1401) |
| <i>Dual</i> | | 0.1476 ** (2.4839) | | 0.0584 (0.3721) |
| <i>Lev</i> | | 0.1423 (0.5769) | | -1.0896 ** (-2.0103) |
| <i>ROA</i> | | 0.0622 (0.4978) | | 0.4311 (1.0965) |
| <i>Growth</i> | | -0.0457 (-1.0903) | | 0.1940 * (1.8278) |
| <i>SOE</i> | | 0.0926 (0.8856) | | -0.8316 * (-1.6759) |
| <i>Top10</i> | | 0.3615 (1.2010) | | -1.1786 (-1.1580) |
| <i>_cons</i> | 0.4587 *** (10.9263) | 2.0739 (1.0778) | 1.9838 *** (14.9108) | -0.5724 (-0.1400) |
| R ² | 0.3637 | 0.7199 | 0.0007 | 0.6682 |
| F | 493.0569 | 2.4770 | 4.3638 | 2.3910 |
| N | 1457 | 1418 | 5938 | 5152 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为*t*值。下同。

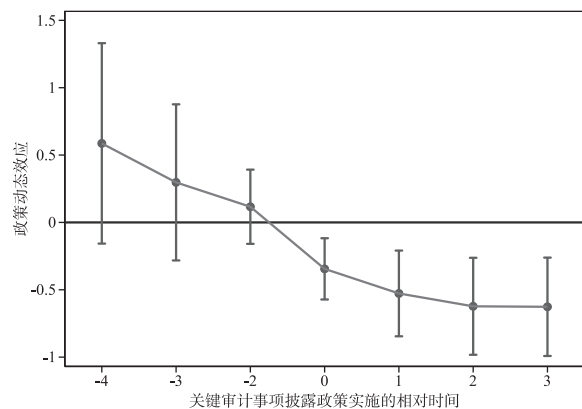


图1 模型(1)平行趋势检验

2. 企业安慰剂检验

为了排除不可观测因素的影响,本文通过虚构处理组进行安慰剂检验。具体来说,在整体样本集内通过随机抽样选取 16 家企业作为处理组,进行虚拟实验得到关键审计事项政策影响企业“漂绿”程度和绿色创新效率水平的系数估计值。为了增强结果的稳健性,重复上述过程 500 次。如图 3 和图 4 所示,无论因变量是“漂绿”还是绿色创新效率水平,回归系数均集中在 0 周围,基准回归系数则位于虚假回归系数分布的高尾区域,进一步验证了关键审计事项披露政策可以通过多种方式加强外部监督,从而显著降低企业的“漂绿”风险以及提高绿色创新效率水平。

(四) 稳健性检验

本文从样本数据筛选、交互固定效应、更换被解释变量衡量方法、倾向得分匹配等维度进行分析,从而确保基准回归结果的稳健性。

1. 样本筛选

本文对所有连续变量进行 5% 的缩尾,进一步减少异常值对回归结果的影响。结果如表 5 所示,进行处理之后, DID 的系数仍然在 1% 和 5% 的显著性水平上通过了检验,与基准回归结果一致。

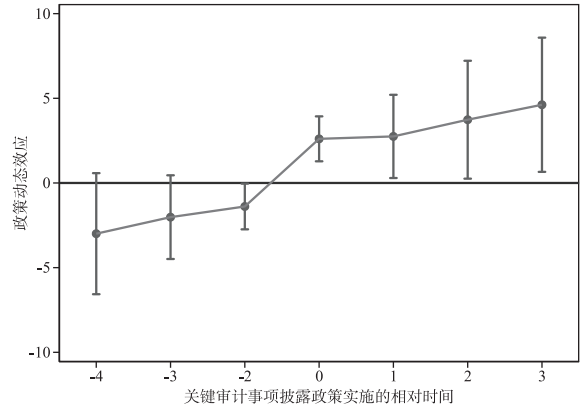


图 2 模型(2)平行趋势检验

表 4 时间安慰剂检验

| | (1) GW | (2) GIE |
|----------------|----------------------|--------------------|
| Pre | -0.0007 (-0.0037) | 0.7887 (1.4612) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 企业固定效应 | YES | YES |
| R ² | 0.7316 | 0.7729 |
| F | 7.1349 | 2.3771 |
| N | 520 | 2118 |

表 5 关键审计事项披露对企业“漂绿”和绿色创新效率水平的影响(5%缩尾)

| | (1) GW | (2) GIE |
|----------------|--------------------------|-----------------------|
| DID | -0.3196 *** (-3.5144) | 1.0542 ** (2.4397) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 企业固定效应 | YES | YES |
| R ² | 0.7209 | 0.6264 |
| F | 3.0165 | 2.0161 |
| N | 1418 | 5152 |

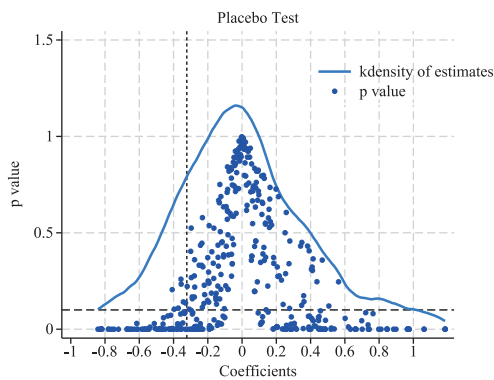


图 3 模型(1)安慰剂检验

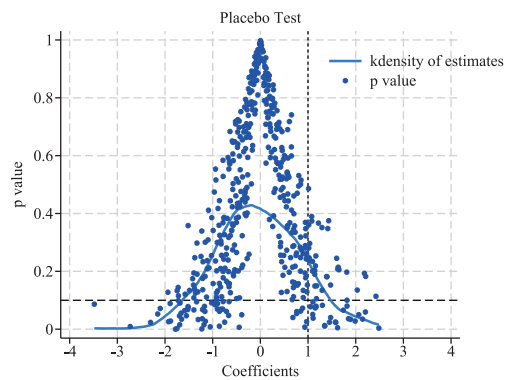


图 4 模型(2)安慰剂检验

2. 引入交互固定效应

为了进一步提高回归结果的精准度和可靠性,本文通过引入交互固定效应,对行业或省份中可能随时间变化的不可观测因素加以控制,通过引入年份与行业交互项以捕捉随时间变化的行业特定效应,从而减少遗漏变量偏误;然后在基准回归的基础上加入年份省份交互,即控制了地区(省份)在不同年份可能经历的特定变化。如表 6 所示,在考虑了行业和省份的每年差异后,关键审计事项披露仍然能够有效抑制企业的“漂绿”行为,提高绿色创新效率水平。

3. 倾向得分匹配

由于 A + H 股上市公司样本数量有限,并且其财务状况和公司治理结构与其他 A 股公司存在显著差异,可能在一定程度上影响本文结论。为此,本文采用倾向得分匹配法,以期降低样本选择偏差对研究结论的干扰。本文采用核匹配法进行匹配。匹配结果如表 7 和表 8 所示,匹配之前,公司规模等协变量之间差异较大,匹配之后差异显著下降,匹配偏差基本在 10% 以内,表明匹配效果较好。如表 9 所示,基于 PSM 匹配后样本的回归结果与基准回归结果一致。

4. 更换被解释变量

(1) 本文参照黄溶冰^[23]的方法,采用漂绿行为变量 GWR 替换漂绿风险 GW 重新进行回归,其中:

$$GWR = \sqrt{\text{选择型披露} \times \text{表述型披露}} \\ = \sqrt{(\text{未披露项目数量} / \text{总项目数量}) \times (\text{定性披露项目数量} / \text{已披露项目数量})}$$

如表 10 第(1)列所示, DID 系数估计值在 1% 的水平上通过了显著性检验,与基准回归结果一致。

(2) 本文参照刘畅等^[20]的方法,更改被解释变量绿色创新效率的衡量方法,将其更换为上市公司在一年度内的绿色专利申请,包括发明专利、实用性专利和外观设计专利数量之和加 1 的自然对数与公司年度研发支出对数的比值,以检验基准回归结论是否稳健。如表 10 第(2)列所示,回归后, DID 系数在 10% 的水平上通过显著性检验,进一步验证了前文结论。

(3) 本文对于绿色创新效率水平指标的度量采用的是专利申请总量加 1 取对数进一步除以研发投入对数的方式,该方式一定程度上受到国外学者如 Cohn 等^[24]的质

疑,他们认为通常对结果变量加 1 后取对数 $\log(1 + Y)$ 进行线性回归会产生没有自然解释的估计量。本文选取企业当年绿色专利授权的总量作为评价指标,并且出于绿色专利授权总量属于非负整数计数数据类型的考量,结合张倩肖等^[25]和王永贵等^[26]对于专利数量的度量方式,这里采用泊松回归和负二项回归来估计。结果如表 11 列(1)和列(2)所示,关键审计事项披露对企业绿色创新效率水平依然存在显著的正向影响,结论稳健可靠。

(五) 影响机制检验

1. 信息不对称机制

本文采用信息透明度 *Transparent* 来衡量信息不对称。具体而言,借鉴方军雄^[27]的研究方法,采用沪深交易所对上市公司信息披露的考评分值来衡量信息透明度。该值越大,表明信息不对称的程度越低。相反,如果信息透明度的值较低,则可能意味着企业在信息披露方面存在一定的不足,增加了信息不对称的风险。

表 6 引入交互固定效应

| | GW | | | GIE | | |
|----------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>DID</i> | -0.4082 *** (-3.4928) | -0.2969 ** (-2.3834) | -0.3529 ** (-2.3421) | 1.3394 *** (2.7237) | 1.0416 ** (2.2476) | 1.2654 ** (2.4490) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 企业固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份行业交互固定效应 | YES | NO | YES | YES | NO | YES |
| 年份省份交互固定效应 | NO | YES | YES | NO | YES | YES |
| R ² | 0.7499 | 0.7706 | 0.7998 | 0.6765 | 0.6906 | 0.7000 |
| F | 2.6381 | 1.5427 | 1.7766 | 1.9453 | 1.6839 | 1.4743 |
| N | 1402 | 1385 | 1369 | 5147 | 5152 | 5147 |

表 7 模型(1)均衡性检验结果

| Variable | Unmatched Matched | Mean | | % reduct % bias | bias | t-test | | V(T)/ V(C) |
|----------|----------------------|---------|---------|--------------------|--------|--------|-------|---------------|
| | | Treated | Control | | | t | P > t | |
| Size | U | 25.056 | 22.862 | 187.2 | | 14.59 | 0.000 | 1.36 |
| | M | 24.188 | 24.107 | 6.9 | 96.3 | 0.28 | 0.781 | 1.09 |
| Age | U | 2.498 | 2.366 | 26.2 | | 1.74 | 0.083 | 0.57* |
| | M | 2.647 | 2.648 | -0.3 | 98.8 | -0.01 | 0.989 | 0.99 |
| Dual | U | 0.133 | 0.172 | -10.8 | | -0.76 | 0.449 | . |
| | M | 0.226 | 0.217 | 2.5 | 76.5 | 0.08 | 0.933 | . |
| Lev | U | 0.567 | 0.466 | 52.2 | | 3.53 | 0.000 | 0.65 |
| | M | 0.526 | 0.508 | 9.2 | 82.3 | 0.32 | 0.750 | 0.56 |
| ROA | U | 0.045 | 0.046 | -0.9 | | -0.07 | 0.945 | 1.35 |
| | M | 0.062 | 0.055 | 4.4 | -404.8 | 0.22 | 0.827 | 0.43* |
| Growth | U | 0.006 | 0.990 | -37.7 | | -2.31 | 0.021 | 0.30* |
| | M | 0.050 | 0.037 | 5.0 | 86.6 | 0.25 | 0.800 | 0.52 |
| SOE | U | 0.783 | 0.541 | 52.8 | | 3.61 | 0.000 | . |
| | M | 0.581 | 0.605 | -5.4 | 89.9 | -0.19 | 0.847 | . |
| Top10 | U | 0.766 | 0.572 | 115.6 | | 9.38 | 0.000 | 1.63 |
| | M | 0.632 | 0.649 | -9.8 | 91.5 | -0.40 | 0.690 | 1.24 |

在“双碳”背景下,企业的环境信息披露显然十分重要,而关键审计事项涵盖了审计师判断当期最为重要的审计事项,该政策会在一定程度上带来企业环境信息披露的增加,降低企业与投资者之间的信息不对称。已有文献验证了环境信息披露会显著降低工业污染物的排放水平,提高环境治理水平^[9],因此本文仅报告关键审计事项对信息不对称的影响。结果如表 12 所示,第(1)列中 DID 的回归系数在 1% 的水平上显著为正,说明关键审计事项披露能够通过提升审计师的审慎性,为市场提供信息增量,进而缓解信息不对称问题。该机制能够对企业行为产生规范作用,促使企业减少“漂绿”行为。同时,关键审计事项披露还能够激励企业加快向绿色、可持续的商业模式转型,推动企业增加在环境保护和绿色创新方面的实际投入,促进效率提升。

2. 市场信任机制

本文采用机构投资者持股比例 *Insti* 衡量企业获得市场信任的程度。具体以机构投资者持有的上市公司股份数与上市公司的总股数比值表示,来检验关键审计事项披露对机构投资者持股比例的影响。

关键审计事项披露是一项非常重要的信息披露制度,有助于提高上市公司财务报告的透明度与可靠性,保护投资者的合法权益,从而获得市场信任。而机构投资者是市场中的重要力量,拥有大量资金和专业团队,市场信任提升的同时也会带来机构投资者持股比例的提高。已有相关文献表明,机构投资者具有“名誉”效应,即受社会道德和法规制约,愿意让渡自身利益促使企业进行环境改善^[28],从而减少企业的“漂绿”行为以及提高绿色创新水平。表 12 第(2)列中 DID 的回归系数在 5% 的水平上显著为正,表明关键审计事项披露可以通过提升投资者对企业的信心,进而增强市场对企业整体信誉的信任度。这有助于抑制企业的不良动机,促使企业遵循更加诚信的经营原则。

3. 社会责任机制

本文采用环境投资 *Invest* 来衡量社会责任的落实,具体借鉴张琦等^[29]的做法,从上市公司年报在建工程的明细科目中,将本年度与环境保护相关的直接支出数据如脱硫项目、脱销项目、污水处理、废气、除尘、节能等进行加总,得到企业该年度环境投资的增加额,并且用企业总资产对其进行标准化处理以消除企业规模差异的影响。同时,为了增强回归分析结果的可读性,对标准化后的 *Invest* 乘以 100。

关键审计事项披露的要求能够在很大程度上帮助投资者了解上市公司目前最值得关注的重大事项以及涉及的重大管理层判断,更加真实地反映了企业的社会责任履行情况。而企业管理层会通过真实履行社会责任来树立良好形象,实现长远发展。基于信息不对称和利益相关者理论,企业社会责任的履行能够深化与利益相关者的交流,促进企业进一步开展绿色创新活动^[30],从而提升企业绿色创新效率,

表 8 模型(2)均衡性检验结果

| Variable | Unmatched | Mean | | % reduct | | t-test | | V(T)/V(C) |
|----------|-----------|---------|---------|----------|--------|--------|-------|-----------|
| | | Matched | Treated | Control | % bias | bias | t | |
| Size | U | 24.202 | 22.172 | 152.7 | | 18.18 | 0.000 | 1.60* |
| | M | 24.185 | 24.145 | 3.0 | 98.0 | 0.21 | 0.831 | 1.10 |
| Age | U | 2.602 | 2.016 | 84.8 | | 7.86 | 0.000 | 0.48* |
| | M | 2.601 | 2.642 | -5.9 | 93.0 | -0.67 | 0.506 | 2.33* |
| Dual | U | 0.134 | 0.234 | -25.8 | | -2.52 | 0.012 | . |
| | M | 0.136 | 0.117 | 4.7 | 81.8 | 0.42 | 0.677 | . |
| Lev | U | 0.528 | 0.408 | 60.6 | | 6.07 | 0.000 | 0.76 |
| | M | 0.529 | 0.537 | -4.1 | 93.2 | -0.32 | 0.750 | 0.79 |
| ROA | U | 0.021 | 0.042 | -12.5 | | -1.42 | 0.155 | 1.35 |
| | M | 0.021 | 0.021 | -0.3 | 97.2 | -0.02 | 0.981 | 0.91 |
| Growth | U | 0.095 | 0.119 | -5.1 | | -0.61 | 0.542 | 1.58* |
| | M | 0.097 | 0.130 | -7.4 | -44.2 | 0.51 | 0.612 | 0.97 |
| SOE | U | 0.723 | 0.379 | 73.5 | | 7.55 | 0.000 | . |
| | M | 0.720 | 0.709 | 2.4 | 96.7 | 0.19 | 0.848 | . |
| Top10 | U | 0.696 | 0.568 | 70.8 | | 8.90 | 0.000 | 1.94* |
| | M | 0.694 | 0.660 | 18.9 | 73.4 | 1.45 | 0.147 | 1.96* |

表 9 PSM 匹配后回归结果

| | (1) GW | (2) GIE |
|----------------|-----------|-----------|
| DID | -0.3436* | 1.3562*** |
| | (-1.6894) | (2.6893) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 企业固定效应 | YES | YES |
| R ² | 0.7231 | 0.8128 |
| F | 6.1757 | 2.0898 |
| N | 459 | 1086 |

表 10 更换被解释变量回归结果

| | (1) GWR | (2) GIL |
|----------------|------------|----------|
| DID | -0.1143*** | 0.0212* |
| | (-2.7119) | (1.8147) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 企业固定效应 | YES | YES |
| R ² | 0.6978 | 0.6361 |
| F | 2.3804 | 1.7172 |
| N | 1418 | 1244 |

表 11 泊松估计和负二项式估计结果

| | (1) 泊松估计 | (2) 负二项式估计 |
|----------------------|-------------|---------------|
| DID | 0.3450*** | 0.2512* |
| | (4.7575) | (1.8117) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 企业固定效应 | YES | YES |
| Log pseudolikelihood | -8029.6429 | -5661.2365 |
| Wald chi2(16) | 428.46 | 593.98 |
| Prob > chi2 | 0.0000 | 0.0000 |
| N | 4535 | 4535 |

减少“漂绿”行为。表12第(3)列中 *DID* 的回归系数在10%的水平上显著为正,说明关键审计事项披露能够通过增强问责机制,有效地促使企业更加重视并落实其社会责任。同时,企业基于维护和提升自身声誉的考虑,也会更加自愿和积极地承担并履行社会责任。

(六)异质性检验

在对关键审计事项披露政策与企业“漂绿”行为关系的研究中,本文将选取以下四个指标,即地区环境规制强度、关键审计事项语调、企业数字化程度以及企业风险承担水平,力求从多个维度探讨不同环境下该政策作用于企业绿色行为的异质性影响。

第一,从宏观环境规制政策来说,不同地区环境规制强度的差别可能会影响关键审计事项披露政策发挥的环境治理效应。由于环境规制强度高的地区通常有更严格的环保标准,这缩小了企业疏于承担环境责任的空间^[31],限制了企业的“漂绿”行为,促使企业更加注重实质性的环境治理和绿色创新。同时,这些地区的社会环保意识和市场期望也会更高,增加了企业在环境行为上的透明度和可问责性。

第二,从企业外部视角来看,审计师在报告中披露的关键审计事项语调,根据其积极或消极程度,可能会影响披露政策的实施效果。消极语调实际上代表审计师的态度偏向谨慎,可能在一定程度上揭示了企业在环境保护方面的不足。这种直接的反馈增加了企业的紧迫感,促使其感受到改善环境表现的压力,从而加强披露政策的绿色治理效应。

第三,从企业内部环境来看,数字化技术为企业带来了先进的信息技术系统,能够提高内部信息的透明度、流通效率以及数据分析能力。审计师在进行关键审计事项决策时,可以依赖实时的、大量的数据流,运用数据分析工具,对企业生产经营中产生的过程数据、环境数据等同时审查,以综合判断企业环境管理的真实性、合规性和绩效^[32]。另外,较高的数字化程度便于审计师提高审计效率,减少企业“漂绿”行为的可操纵空间。数字化技术的运用使企业能够更精确地测量和管理能源消耗、废物处理和资源利用等环境因素,从而在源头上及时发现并解决环境问题,优化资源配置,减少浪费,通过绿色创新提高生产过程中的绿色资源使用效率,促进循环经济和低碳运营。

第四,从管理层风险态度来看,企业自身的风险承担水平也会对政策有不同的敏感度,从而影响关键审计事项政策实施对企业“漂绿”和绿色创新效率水平的作用。低风险承担水平的企业倾向于采取更为谨慎和积极的措施来应对政策要求,从而在环境信息披露的准确性和透明度上做出改进,有效避免“漂绿”行为,同时通过优化资源配置来提高绿色创新效率水平。

1. 地区环境规制强度的异质性

基于前文分析,不同地区的环境规制强度会给企业带来不同的环境治理压力,这在一定程度上可能会影响政策的实施效果。参考刘荣增等^[34]对于环境规制强度的度量方式,本文采用工业污染治理投资完成额占第二产业比重来对环境规制进行衡量,以其中位数区分为高环境规制强度组和低环境规制强度组,借此来分析环境规制带来的异质性影响。

由表13报告的回归结果可以看出,在低环境规制强度组中,关键审计事项披露政策发挥的环境治理效应更为显著,表明企业面临的环境规制强度越小,越有助于增强关键审计事项披露对企业“漂绿”和绿色创新效率水平的影响。可能的原因是,关键审计事项披露带来的环境治理效应在一定程度上与环境规制政策形成互补,因此在环境规制较弱的地区发挥了更为显著的效应。在低环境规制强度的地区,由于环境规制的约束力相对较弱,企业可能更容易采取“漂绿”行为来迎合市场或消费者的环保期待,而没有足够的外部压力去推动真正的环境治理和绿色创新。关键审计事项披露强化了企业的内外部监督,迫使企业更加重视信息披露和社会责任的履

表12 机制检验

| | (1) <i>Transparent</i> | (2) <i>Insti</i> | (3) <i>Invest</i> |
|-----------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|
| <i>DID</i> | 0.7374 *** (2.9347) | 2.7250 ** (2.2017) | 0.0928 * (1.8835) |
| <i>Size</i> | 0.0378 (0.9120) | 2.6255 *** (2.9921) | 0.0352 *** (3.5478) |
| <i>Age</i> | -0.0185 (-0.4151) | 2.6502 *** (3.3010) | -0.0212 ** (-2.2225) |
| <i>Dual</i> | -0.0649 * (-1.6532) | 0.0320 (0.0463) | 0.0071 (1.1211) |
| <i>Lev</i> | -0.4742 *** (-3.5366) | -2.6396 (-1.0603) | 0.1029 *** (3.2590) |
| <i>ROA</i> | 0.7559 *** (7.4953) | 2.3314 ** (2.2079) | 0.0149 (0.6502) |
| <i>Growth</i> | -0.0182 (-0.7030) | 0.4538 (1.1925) | -0.0182 *** (-4.0428) |
| <i>SOE</i> | 0.0849 (0.9734) | 2.9062 (1.6403) | -0.0258 (-1.5241) |
| <i>Top10</i> | 0.4368 ** (2.2759) | 85.3517 *** (21.7921) | -0.0641 (-1.5324) |
| <i>_cons</i> | 1.6604 * (1.8722) | -73.9367 *** (-3.9207) | -0.6901 *** (-3.2530) |
| <i>R</i> ² | 0.5766 | 0.9577 | 0.5731 |
| <i>F</i> | 14.3196 | 68.6221 | 5.7247 |
| <i>N</i> | 4335 | 4335 | 4335 |

行。而在环境规制较为严格的地区,政府对企业的监管更强,披露要求更高,从而促进企业承担绿色责任^[35],导致企业进行“漂绿”的空间受限,企业行为相对接近于“真绿”,因此弱化了披露政策的环境治理效应。

2. 关键审计事项语调的异质性

基于前文所述,审计师在审计报告中披露的关键审计事项语调不同,将在一定程度上影响该政策的施行效果。本文参考蔡闫东等^[18]以及陈骏等^[36]衡量关键审计事项语调的做法,将关键审计事项的积极词汇和消极词汇之差除以积极词汇与消极词汇之和加 1,得到语调指标。该指标数值越大,代表关键审计事项语调越积极,反之越消极。根据语调指标的中位数将样本划分为语调积极组和语调消极组,进行异质性检验。

表 14 分别列示了不同关键审计事项语调下的回归结果。在语调消极的分组中,关键审计事项披露能够显著抑制“漂绿”,并且提高绿色创新效率水平,但对语调积极的企业作用不显著。可能的原因是,关键审计事项语调消极的企业为了重塑形象并保持其市场竞争地位,会采取一系列积极措施来推动自身的可持续发展,这涉及长远的绿色技术创新和研发投入的增加,促使企业提高绿色创新效率水平,以实现环境绩效与经济绩效同步提升。

3. 企业数字化程度的异质性

基于前文所述,关键审计事项的披露能够通过信息传递机制有效抑制企业“漂绿”行为,提高企业绿色创新效率水平。基于此逻辑,数字化程度较高的企业信息传递效果会增强,从而政策的效应可能会更加明显。鉴于此,本文参照袁淳^[37]采用的数字化程度的度量方法,通过分析国家在数字经济领域发布的政策文件中的关键词和表述,创建一个全面的数字化字典,利用机器学习进行深入分析,构建数字化程度指标(Dig),再根据样本中数字化程度中位数划分为数字化程度较高组和数字化程度较低组,进行异质性分组检验。

表 15 列(1)和列(2)分别列示了披露政策对不同数字化程度企业漂绿风险的影响结果,在高数字化程度组中,关键审计事项的披露对企业“漂绿”的抑制作用更大,且回归方程的拟合更好,高低组系数差异显著。表中列(3)和列(4)则分别列示了该政策对不同数字化程度企业绿色创新效率水平的回归结果,其中数字化程度较高组受政策影响显著,而较低组并不显著。可能的原因是,关键审计事项的披露在数字化程度较高的

表 13 地区环境规制强度的异质性

| | GW | | GIE | |
|-----------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 高环境规制强度 | 低环境规制强度 | 高环境规制强度 | 低环境规制强度 |
| <i>Did</i> | -0.2238 ** (-2.4040) | -0.6796 *** (-6.0108) | 1.0709 (1.1718) | 1.8546 *** (2.7460) |
| <i>Size</i> | 0.1101 (1.0721) | -0.1747 (-1.3502) | 0.7934 (0.9345) | -0.0602 (-0.0633) |
| <i>Age</i> | -0.2062 (-1.0907) | 0.3317 (1.2216) | -0.0248 (-0.0197) | -7.8713 *** (-3.8457) |
| <i>Dual</i> | 0.2475 *** (2.9535) | 0.0005 (0.0072) | 0.8356 (1.3224) | -0.7224 (-1.3941) |
| <i>Lev</i> | -0.0162 (-0.0500) | 0.4780 (1.3596) | -3.7770 * (-1.6546) | 4.1834 * (1.8599) |
| <i>ROA</i> | 0.0485 (0.2507) | 0.0357 (0.1483) | 0.0065 (0.0043) | 1.3763 (0.9108) |
| <i>Growth</i> | 0.0143 (0.2638) | -0.0614 (-0.9253) | -0.0056 (-0.0177) | -0.5388 (-0.9304) |
| <i>SOE</i> | 0.1693 (1.3446) | -0.1958 (-1.2925) | 0.3594 (0.6212) | -1.1289 (-0.8710) |
| <i>Top10</i> | 0.2141 (0.5543) | 0.1132 (0.2528) | 3.1905 (0.8737) | -6.9464 ** (-2.0023) |
| <i>_cons</i> | -2.0972 (-0.8635) | 3.2588 (1.0628) | -16.1926 (-0.8475) | 25.5449 (1.1319) |
| <i>R</i> ² | 0.7628 | 0.7661 | 0.7152 | 0.7251 |
| <i>F</i> | 2.2533 | 4.5494 | 0.6913 | 2.4240 |
| <i>N</i> | 700.0000 | 682.0000 | 652.0000 | 666.0000 |
| 系数差异 P 值 | 0.000 | | 0.040 | |

注:系数差异 P 值根据 Chow 检验估计结果得到,下同。

表 14 关键审计事项语调积极与消极的异质性

| | GW | | GIE | |
|-----------------------|----------------------|--------------------------|------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 语调积极 | 语调消极 | 语调积极 | 语调消极 |
| <i>Did</i> | -0.2271 (-1.2535) | -0.3864 *** (-4.2495) | 0.5343 (1.0647) | 0.7372 * (1.7282) |
| <i>Size</i> | -0.1188 (-1.2887) | -0.0458 (-0.4260) | 0.2064 (0.8416) | 0.0040 (0.0179) |
| <i>Age</i> | -0.0036 (-0.0207) | 0.0455 (0.2620) | -0.3566 (-1.2724) | -0.1304 (-0.4748) |
| <i>Dual</i> | 0.1259 * (1.7967) | 0.1923 *** (2.6197) | 0.1033 (0.5220) | 0.1138 (0.6258) |
| <i>Lev</i> | 0.2029 (0.6949) | 0.1340 (0.4340) | -1.2044 * (-1.8151) | -1.6642 ** (-2.4896) |
| <i>ROA</i> | 0.1126 (0.7892) | 0.1916 (1.1322) | 0.4839 (1.1498) | 0.2583 (0.5954) |
| <i>Growth</i> | -0.0685 (-1.1815) | -0.0999 ** (-2.1055) | 0.0122 (0.1002) | 0.3691 *** (2.7693) |
| <i>SOE</i> | 0.1352 (0.8644) | 0.1235 (0.9236) | -1.1210 (-1.4883) | -0.0802 (-0.1749) |
| <i>Top10</i> | 0.6505 * (1.9067) | 0.1385 (0.3728) | -2.0044 * (-1.6510) | -0.1802 (-0.1707) |
| <i>_cons</i> | 2.3459 (1.0460) | 0.9128 (0.3552) | 0.0781 (0.0152) | 2.7679 (0.5742) |
| <i>R</i> ² | 0.7442 | 0.7437 | 0.6952 | 0.6919 |
| <i>F</i> | 1.2515 | 3.6763 | 1.5267 | 2.6232 |
| <i>N</i> | 950.0000 | 997.0000 | 3656.0000 | 3648.0000 |
| 系数差异 P 值 | 0.000 | | 0.000 | |

企业中发挥更加重要的作用,因为这有助于向外部投资者和监管机构提供更加丰富和有效的信息。这使得外部利益相关者能够更准确地评估企业的经营状况和环境责任,进而使企业面临来自外部投资者和监管机构的更大压力,促使其减少“漂绿”行为。另外,审计师在面对数字化程度较高的企业时,也会更加谨慎地进行职业判断,进而强化关键审计事项披露政策的效应^[33]。同时数字化程度较高的企业通常拥有更多的资源和较强的技术能力,从而在绿色创新方面具有优势,有效提高绿色创新效率水平,做到高质量“真绿”。

4. 企业自身风险承担水平的异质性

企业自身的风险承担水平会在一定程度上影响企业战略的选择和政策敏感度。本文参照何瑛等^[38]的方法,使用观测期间企业的盈余波动程度对企业自身风险承担水平进行测度,盈余波动越大,表明企业风险承担水平越高。本文根据样本中当年企业风险承担水平的中位数将其分为高风险承担水平和低风险承担水平两组。

由表 16 回归结果可知,关键审计事项披露显著影响低风险承担水平组,但对高风险承担水平组没有显著作用,并且组间系数差异均显著。可能的原因是,高风险承担水平的企业已经建立了较为完善的风险管理机制,所以其受关键审计事项披露政策的影响并不显著。而风险承担水平较低的企业往往追求保守的经营策略,在政策发生调整时,由于更依赖外部投资者的资金支持,面对绿色转型风险和披露政策风险有更高的脆弱性,因此受到政策的影响会更大。

六、结论与建议

企业的“漂绿”行为无疑会对推进“双碳”目标的实现产生明显的阻碍,因此有效抑制该行为、督促企业环境责任的深入履行具有较高的必要性。本文着眼于我国新审计报告准则中的关键审计事项披露要求,选取 2013—2020 年 A 股重污染行业上市公司数据,实证检验关键审计事项披露对企业“漂绿”行为是否发挥绿色治理作用。研究发现,关键审计事项披露能够显著抑制企业“漂绿”行为,提升绿色创新效率水平。上述结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。进一步的路径分析显示,关键审计事项披露

表 15 企业数字化转型程度的异质性

| | GW | | GIE | |
|----------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 高数字化程度 | 低数字化程度 | 高数字化程度 | 低数字化程度 |
| <i>Did</i> | -0.5169*** (-2.7952) | -0.2922*** (-2.7093) | 3.9475*** (8.4911) | 1.3218 (1.1503) |
| <i>Size</i> | -0.1559 (-1.4560) | -0.0342 (-0.2683) | 1.8319** (2.2590) | -0.2368 (-0.2593) |
| <i>Age</i> | -0.0384 (-0.1662) | -0.1021 (-0.5081) | -4.2420** (-2.4177) | -1.2054 (-1.0896) |
| <i>Dual</i> | 0.0874 (1.1421) | 0.1212 (1.3145) | 0.1137 (0.2090) | 0.5492 (1.0252) |
| <i>Lev</i> | -0.1946 (-0.5122) | 0.3633 (1.1053) | -5.5015* (-1.9639) | 0.9914 (0.5529) |
| <i>ROA</i> | 0.2415 (1.1553) | -0.2262 (-1.4769) | -1.6426 (-0.7095) | 0.7883 (0.8739) |
| <i>Growth</i> | -0.0274 (-0.5488) | 0.0429 (0.4575) | 0.0524 (0.1632) | 0.1078 (0.2061) |
| <i>SOE</i> | -0.1491 (-1.1781) | 0.0860 (1.0342) | -0.1334 (-0.0951) | 0.2490 (0.5176) |
| <i>Top10</i> | 0.7370 (1.6167) | 0.1981 (0.3857) | -1.9622 (-0.7432) | 4.9013 (1.0394) |
| <i>_cons</i> | 3.5646 (1.4272) | 0.8319 (0.2659) | -27.9603 (-1.5706) | 7.1307 (0.3397) |
| R ² | 0.7579 | 0.7437 | 0.6849 | 0.7383 |
| F | 2.6361 | 1.6987 | 9.4988 | 0.8086 |
| N | 689.0000 | 641.0000 | 672.0000 | 601.0000 |
| 系数差异 P 值 | 0.060 | | 0.007 | |

表 16 企业自身风险承担水平的异质性

| | GW | | GIE | |
|----------------|----------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 高风险承担水平 | 低风险承担水平 | 高风险承担水平 | 低风险承担水平 |
| <i>Did</i> | 0.0636 (0.1713) | -0.3599*** (-4.3775) | 0.6659 (0.9088) | 1.3093* (1.9057) |
| <i>Size</i> | -0.1072 (-0.9253) | -0.0697 (-0.5590) | -0.0864 (-0.3249) | 0.2812 (0.8760) |
| <i>Age</i> | 0.4192 (1.6113) | -0.2526 (-1.0113) | -0.4226 (-1.3974) | -0.2644 (-0.7068) |
| <i>Dual</i> | 0.1616* (1.9457) | 0.2779*** (3.3774) | 0.0512 (0.3103) | 0.1431 (0.5018) |
| <i>Lev</i> | 0.1041 (0.3155) | -0.2193 (-0.5418) | -1.2635* (-1.9186) | -0.5828 (-0.5399) |
| <i>ROA</i> | -0.0110 (-0.0855) | 0.4769 (1.1511) | 0.2509 (0.5445) | 0.3531 (0.2850) |
| <i>Growth</i> | -0.0575 (-0.7660) | -0.0361 (-0.6125) | 0.2218* (1.7950) | 0.3225 (1.4089) |
| <i>SOE</i> | 0.1165 (0.5697) | 0.0520 (0.3958) | -0.0970 (-0.1334) | -1.1799* (-1.9110) |
| <i>Top10</i> | 0.5303 (1.0808) | 0.0698 (0.1742) | -3.3744** (-2.5272) | 1.6802 (1.0204) |
| <i>_cons</i> | 0.8346 (0.2933) | 2.3044 (0.7890) | 6.8498 (1.2533) | -4.5221 (-0.6478) |
| R ² | 0.7854 | 0.7473 | 0.7051 | 0.7148 |
| F | 0.9882 | 4.0241 | 1.4634 | 1.6856 |
| N | 557 | 795 | 2336 | 2536 |
| 系数差异 P 值 | 0.007 | | 0.034 | |

可以通过降低信息不对称、获取市场信任以及落实社会责任等途径驱动企业抑制“漂绿”、实现“真绿”。此外,异质性检验发现,对于所处地区环境规制强度越低、关键审计事项语调越消极、数字化程度越高以及风险承担水平越低的企业,关键审计事项披露政策的绿色治理效应越明显。结合研究结论,本文提出以下建议。

首先,高度重视关键审计事项披露对“漂绿”行为的抑制作用。为了使新审计报告准则发挥更大的效用,建议相关部门可以进一步细化关键审计事项披露的内容和要求,例如制定更具体的披露指南,明确要求企业在审计报告的关键审计事项段中详细披露环境绩效和绿色创新活动情况,包括但不限于温室气体排放量、能源使用效率、环保投资等关键指标,为财务报告使用者提供更有价值的环境信息。同时监管部门应加强对市场投资者的引导,不仅要关注审计意见,而且要对关键审计事项披露的具体环境信息加以重视。审计师在审计过程中也应当密切关注企业的环境绩效与疑似“漂绿”行为,同时加强对环境信息的验证,确保披露内容的真实性和准确性。

其次,企业应当加强环境信息披露的透明度和频度,确保环境报告的定期发布与环境数据的实时更新,以增强市场对企业环境责任的认知和信任;同时企业要重视机构投资者发挥的作用,可以建立定期的沟通机制,积极吸纳其关于环境治理方面的意见和建议。此外,企业可以设立专项环境投资基金,以资本的形式支持绿色项目和环境友好型技术的研发与创新。

最后,鉴于关键审计事项披露发挥的绿色治理效应在一定程度上可视为是对环境规制的补充,在环境规制强度较弱的地区,相关监管机构可以考虑将披露政策作为监管的补充工具,增强规制的执行力度。同时企业需做好三方面应对:其一,如果审计师语调相对积极,企业应采取措维护其在市场上的良好形象和投资者信心,确保环境行为与审计师的评价相匹配,保持内部的自我规制和持续改进有助于企业建立起更为坚实的绿色竞争力;其二,企业要认识到数字化转型的重要性,进一步提高数字化水平,同时加强信息系统内部控制,降低数字化可能引发的安全风险;其三,本身风险承担水平较高的企业应加强对政策变化的敏感度,及时调整自身的环境管理和披露策略,以确保合规并有效应对潜在的环境风险。

本文的研究不足与展望如下:第一,鉴于本文以重污染企业为研究对象,处于其他行业的企业受关键审计事项披露政策的影响可能有所差异,因此,将本文结论运用于其他行业时需要考虑行业的具体特性,未来可以考虑涵盖更多行业进行拓展研究;第二,本文只对关键审计事项披露政策实施的前后四年进行研究,即仅考虑 2013—2020 年的数据,未延伸到 2023 年,未来可以扩大数据收集的时间跨度以进一步验证研究假设;第三,本文出于样本量限制和政策效应研究目的,未研究关键审计事项涉及的具体环境事项对研究结论的影响,未来可以寻找更好的解决办法对该问题作更加深入细致的讨论。

参考文献:

- [1] 李哲,王文翰. “多言寡行”的环境责任表现能否影响银行信贷获取——基于“言”和“行”双维度的文本分析[J]. 金融研究, 2021(12): 116—132.
- [2] 王凤荣,王康仕. “绿色”政策与绿色金融配置效率——基于中国制造业上市公司的实证研究[J]. 财经科学, 2018(5): 1—14.
- [3] Bowen F, Aragon-Correa A J. Greenwashing in corporate environmentalism research and practice[J]. Organization Environment, 2014, 27(2): 107—112.
- [4] 肖红军,张俊生,李伟阳. 企业伪社会责任行为研究[J]. 中国工业经济, 2013(6): 109—121.
- [5] Francesco T, Olivier B, Fabio I. Internalization of environmental practices and institutional complexity: Can stakeholders pressures encourage greenwashing? [J]. Journal of Business Ethics, 2018, 147(2): 287—307.
- [6] 黄溶冰,谢晓君,周卉芬. 企业漂绿的“同构”行为[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(11): 139—150.
- [7] 杨有德,徐光华,费锦华. 环境税能否抑制企业“漂绿”行为? [J]. 中国软科学, 2024(5): 132—141.
- [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] 胡宗义,李毅. 环境信息披露的污染减排效应评估[J]. 统计研究, 2020(4): 59—74.
- [10] 刘祎,尹云龙,杨旭. 数量或质量:环境信息披露对绿色创新的影响[J]. 科研管理, 2024(4): 166—174.
- [11] 张继勋,倪古强,张广冬. 关键审计事项的结论性评价与投资者的投资判断[J]. 会计研究, 2019(7): 90—96.
- [12] Brasel K, Doxey M, Grenier J, et al. Risk disclosure preceding negative outcomes: The effects of reporting critical audit matters on judgments of auditor liability[J]. Accounting Review, 2016, 91(5): 1345—1362.
- [13] Reid C L, Carcello V J, Li C, et al. Impact of auditor report changes on financial reporting quality and audit costs: Evidence from the United Kingdom[J]. Contemporary Accounting Research, 2019, 36(3): 1501—1539.
- [14] 李世辉,伍昭悦,程序. 关键审计事项与管理层短视[J]. 审计研究, 2022(4): 99—112.
- [15] 李延喜,赛骞,孙文章. 在审计报告中沟通关键审计事项是否提高了盈余质量? [J]. 中国软科学, 2019(3): 120—135.
- [16] 王木之,李丹. 新审计报告和股价同步性[J]. 会计研究, 2019(1): 86—92.

- [17] Gutierrez E, Minutti-Meza M, Tatum K W, et al. Consequences of adopting an expanded auditor's report in the United Kingdom[J]. *Review of Accounting Studies*, 2018, 23(4): 1543 - 1587.
- [18] 蔡闰东, 汪顺, 陈一玲, 等. 年报语调管理与审计师披露应对[J]. *审计研究*, 2022(5): 85 - 94 + 117.
- [19] Yu C H, Wu X Q, Zhang D Y, et al. Demand for green finance: Resolving financing constraints on green innovation in China[J]. *Energy Policy*, 2021, 153(1): 112255.
- [20] 刘畅, 潘慧峰, 李珮, 等. 数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J]. *中国软科学*, 2023(4): 121 - 129.
- [21] 张继勋, 蔡闰东, 刘文欢. 标准审计报告改进、管理层和审计人员的关系与管理层沟通意愿——一项实验证据[J]. *审计研究*, 2016(3): 77 - 83.
- [22] 苏冬蔚, 刘子茗. 绿色金融改革是否影响企业绿色绩效与漂绿风险? [J]. *国际金融研究*, 2023(4): 74 - 85.
- [23] 黄溶冰. 企业漂绿行为影响审计师决策吗? [J]. *审计研究*, 2020(3): 57 - 67.
- [24] Cohn J B, Liu Z, Wardlaw M I. Count (and count-like) data in finance[J]. *Journal of Financial Economic-s*, 2022, 146(2): 529 - 551.
- [25] 张倩肖, 冯根福. 三种 R&D 溢出与本地企业技术创新——基于我国高技术产业的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2007(11): 64 - 72.
- [26] 王永贵, 李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. *中国工业经济*, 2023(2): 131 - 149.
- [27] 方军雄. 我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测[J]. *金融研究*, 2007(6): 136 - 148.
- [28] Petersen L H, Vredenburg H. Morals or economics? Institutional investor preferences for corporate social responsibility[J]. *Journal of Business Ethics*, 2009, 90(1): 1 - 14.
- [29] 张琦, 郑瑶, 孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. *经济研究*, 2019(6): 183 - 198.
- [30] 毛蕴诗, 王婧. 企业社会责任融合、利害相关者管理与绿色产品创新——基于老板电器的案例研究[J]. *管理评论*, 2019(7): 149 - 161.
- [31] 孙晓华, 车天琪, 马雪娇. 企业碳信息披露的迎合行为: 识别、溢价损失与作用机制[J]. *中国工业经济*, 2023(1): 132 - 150.
- [32] 徐荣华, 朱婧, 戴欣瑜. 大数据审计: 理论框架、研究进展与未来展望[J]. *外国经济与管理*, 2024(11): 1 - 16.
- [33] 耀友福, 周兰. 企业数字化影响关键审计事项决策吗? [J]. *审计研究*, 2023(1): 123 - 135.
- [34] 刘荣增, 何春. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. *中国软科学*, 2021(8): 41 - 52.
- [35] 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.
- [36] 陈骏, 李文钰, 蔡闰东, 等. 企业数字化与关键审计事项语调[J/OL]. *南开管理评论*, 2024: 1 - 30[2024 - 12 - 10]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20240528.1523.002.html>.
- [37] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. *中国工业经济*, 2021(9): 137 - 155.
- [38] 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]. *中国工业经济*, 2019(9): 155 - 173.

[责任编辑:刘 茜]

Can Disclosure of Key Audit Matters Curb Corporate Greenwashing? Based on Evidence of Heavily Polluting A-share Listed Companies

CHEN Jianyu, SHEN Jiao, CAI Yandong

(School of Internal Auditing, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Under the background of “double carbon” goal, the “greenwashing” behavior of enterprises has been widely concerned by all sectors of society. Based on the data of listed companies in heavily polluting industries from 2013 to 2020, this paper empirically examines the impact and mechanism of disclosure of key audit matters on enterprises’ “greenwashing” behavior. It is found that the disclosure of key audit matters can significantly inhibit the “greenwashing” behavior of enterprises and improve the efficiency of green innovation. Mechanism analysis reveals that the disclosure of key audit matters mainly exerts its effect by reducing information asymmetry and gaining market trust, while simultaneously driving enterprises to fulfill their social responsibilities. Heterogeneity analysis shows that enterprises with lower environmental regulation intensity, negative tone of key audit matters, higher degree of digitization and lower level of risk bearing can enhance the policy effect of key audit matters disclosure. This paper has enriched the theoretical research on enterprise “greenwashing”, and expanded the analysis of the effect of environmental governance policies on the disclosure of key audit matters, so as to provide policy references for restraining “greenwashing” behavior and achieving a stable and efficient green transformation.

Key Words: disclosure of key audit matters; enterprise “greenwashing”; green innovation efficiency level; information asymmetry; market trust; social responsibility