

环保信用评价制度会影响审计收费吗？

钟海燕 王江寒

(三峡大学 经济与管理学院, 湖北 宜昌 443002)

摘要:本文以环保信用评价制度的实施作为一项准自然实验,利用2006—2021年沪深A股上市公司样本数据,构建三重差分模型,考察了环保信用评价制度对审计收费的影响。结果发现:环保信用评价制度的实施显著降低了审计费用,且企业获得的环保信用评价等级越高,被收取的审计费用越低。影响机制分析表明,环保信用评价制度通过信息风险机制和经营风险机制降低了审计收费,即环保信用评价制度通过提高公司的环境信息透明度、缓解盈余波动抑制了公司的信息风险和经营风险,进而使审计师收取了更低的审计费用。进一步研究还发现,环保信用评价与审计收费之间的负向关系在非国有企业、法治环境薄弱以及信任环境较差地区的企业中更加明显。本研究丰富了环保信用评价制度经济后果的相关研究,拓展了审计收费影响因素的研究文献,对政府部门进一步推行环保信用评价制度、合理引导企业持续改善环境行为、助力审计师提供高质量审计服务等均具有启示意义。

关键词:环保信用评价;审计收费;环境信息透明度;盈余波动性

中图分类号:F239 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)02-0015-14

一、引言

环保信用评价是政府环保部门组织实施的一种对企业环境行为开展信用评价、确定信用等级并公开评价结果以供有关部门、机构、组织或个人参考应用的新型环境治理手段。严峻的生态环境污染与治理形势使作为我国社会信用体系建设重要内容之一的环保信用议题备受社会各界关注。为此,原国家环境保护部于2013年底联合多个部门公开发布了关于实施环保信用评价制度的指导性文件——《企业环境信用评价办法(试行)》(环发[2013]150号)(以下简称《评价办法》),意在通过积极开展环保信用评价制度试点工作,加快构建环境保护“守信激励、失信惩戒”的长效机制,督促和引导企业持续改善环境行为、高质量践行环境与社会责任义务。然而目前学术界对环保信用评价的研究文献相对较少,且总体上以规范分析为主,少见基于大样本的经验研究^[1]。

审计师被视为资本市场上重要的信息服务中介和外部监督力量之一,享有较高的社会声誉,但亦面临着因未能有效识别重大错报、遗漏、舞弊等而诱发较高的审计失败风险。为进一步降低因环境事

收稿日期:2023-01-31

基金项目:国家自然科学基金青年项目“企业避税战略风格形成动因及经济后果研究”(71402082)

作者简介:钟海燕(1979—),男,湖北宜昌人,三峡大学经济与管理学院副教授,博士生导师;

王江寒(1990—),男,湖北随州人,三峡大学经济与管理学院博士生,本文通讯作者。

项因素引致的审计失败风险,倡导和引导审计师积极履行环境与社会义务,2006年颁布的《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,审计师要对被审计单位的环境相关事项保持必要的执业关注。受此影响,已有研究重点探讨了环境、社会与治理(ESG)评级等环境事项因素对上市公司审计后果的影响^{[2][3]}。然而目前国内外开展ESG评级的评价机构较多且多为商业或非营利性组织,在评价指标体系的构建、评价标准的设定以及评价数据的获取等方面存在诸多不同之处,缺乏相对统一的组织领导力量,进而导致ESG评级结果的可比性、可靠性乃至可信性被打折扣,引发越来越多的分歧和质疑^[4]。

不同于ESG评级,环保信用评价工作聚焦于企业的环境行为信用状况,以政府部门联合发布的《评价办法》作为实施指南,拥有相对统一且在环境治理领域颇具权威的组织协调者(政府环保部门)和一整套可供量化评价的指标体系以及专门化的评价方法。从理论上讲,环保信用评价制度的落实不仅能够获得更具聚焦性、可比性、可靠性以及可信性的环保信用评价结果,还附有一种由政府环保主管部门公开授予企业的差异化环保信用“标签”^[1],进而对环境治理发挥“合规压力效应”与“激励引导效应”。此外,环保信用评价工作涉及企业在污染防治、生态保护、环境管理以及社会监督等多方面的环境事项信息。这意味着,审计师对环保信用评价的执业关注可能有助于其更加客观地了解以及合理地评估被审计单位的环境行为状况,并在此基础上适时调整审计风险感知度,进而对审计收费等审计决策产生重要影响。然而,一个有待进一步分析与探讨的问题是:环保信用评价对审计收费究竟会产生何种影响呢?对该问题的解答,对于科学推进环保信用评价制度、持续改善企业环境行为、助力审计师提供高质量审计服务等都具有比较重要的指导性意义。

本文可能的边际贡献主要体现在以下几点。第一,丰富了企业环境相关事项对审计收费影响方面的研究。现有文献从环境管理体系认证^[5]、环境信息披露^[6]、ESG评级^{[2][3]}、环境与社会责任举措^[7]等多个不同视角考察了企业环境事项因素对审计师的审计决策行为及其审计结果产生的影响,但鲜有研究直接关注环保信用评价对其的影响。相比已有研究,本文将环保信用评价制度的环境治理效应作为切入点,进一步探讨了环保信用评价对上市公司审计收费的影响,丰富了审计收费影响因素的相关研究。第二,拓展了环保信用评价的研究范畴,尤其是环保信用评价制度实施经济后果方面的经验研究。现有文献主要探讨了环保信用评价的制度设计与完善^[8]、发展现状与问题^[9]及其对企业绿色创新^[10]、环境信息披露^[1]等的影响。相比已有研究,本文在借鉴国内外环境政策评估领域比较前沿的三重差分(DDD)模型的基础上,深入考察了环保信用评价对审计收费的影响及其影响机制,为我国加快推广和落实环保信用评价制度提供经验借鉴与决策支持。第三,本文进一步分析了不同的产权性质、法治环境以及地区信任环境等对环保信用评价与审计收费之间关系的差异化影响,这对政府部门完善环保信用评价制度、合理引导企业加强环境风险治理、助力审计师有效降低审计风险等均有积极的现实意义。

二、制度背景、理论分析与假设提出

(一)制度背景

在美国等西方发达经济体,企业环境信用状况已成为金融投资与信贷行业的“绿色配置”标准以及政府监管部门加强生态环境治理的重要工具之一。环保信用评价体系起源于西方传统的金融市场信用评级体系,现已朝着一种相对独立的评价体系发展。在发展相对成熟的碳信用评级市场,标准普尔、穆迪等碳评级机构进一步简化了金融业的投资与贷款决策,企业获得外部资本支持的机会和成本越来越取决于其获得的碳信用评级^[11]。大型商业银行、投资机构等金融市场参与主体是引领西方环保信用评价市场发展的主要力量。

与之不同的是,我国环保信用评价体系的建立与发展带有比较浓厚的政府推动色彩。2003年,江苏省镇江市试点实施由世界银行发起的“工业企业环境行为信息公开化研究”项目,由此开启了我国对企业环境行为开展评价工作的初次尝试。2006年,原国家环保总局开始尝试在我国部分地区试

点企业的环境行为评价工作,但因缺乏相对具体化、统一化以及标准化的评价指标体系与考核方法,试点工作的进展状况及实践效果不甚理想。在此基础上,2013年底发布的《评价办法》对此作出了进一步完善,明确要求从污染防治、生态保护、环境管理、社会监督等多个方面对企业的环境行为开展环保信用评价工作,并为此设计出一整套可供量化的评价标准和专门化的评价方法。自2014年开始,环保信用评价制度得到全国许多地区的高度重视与积极响应。据统计,截至2020年底,全国已有近20个地区累计对3万余家企业开展了环保信用评价工作。

与其他环境规制相比,环保信用评价制度将环保、财政、金融、媒体、公众等多个环境关注主体与责任主体纳入相对统一的环保信用治理框架,综合运用管理型、市场型、契约型以及社会公益型工具,积极贯彻落实“协商共评、结果共享、分类施治”的治理策略,最大化形成集“政府监管、市场调节与社会监督”于一体的治理合力,加快建立健全“守信激励、失信惩戒”的环保工作长效机制。因此,环保信用评价制度兼具“多元共治、联动奖惩、分类施治”的制度设计优势,逐渐发展为一种新型生态环境治理方式。

(二)环保信用评价制度的环境治理效应

环保信用评价制度对企业环境治理具有两种效应。一是合规压力效应。基于合法性理论,社会认同感是保证组织合法性地位的根本基础,关乎企业生存与长远发展^[12]。在生态环境与可持续发展备受关注的时代背景下,高质量参与环境治理、积极践行环境社会责任早已成为环境利益相关者群体评判企业合法性地位的重要衡量标准。环保信用评价制度主要从低成本的组织协调、高效率的信息共享和多样化的准环境监管三个方面对企业施加环境合规性压力,进而促使企业管理层高度重视自身环境治理能力建设^[1]。具体来说,第一,“协商共评”的组织协调机制拓宽了环保部门的信息获取渠道,也降低了信息获取成本,为环保信用评价工作的高效实施创造了有利的组织运作基础;第二,“结果共享”的信息共享机制使环保信用评价结果得以广泛扩散与高效传播,也为后续落实“分类施治”工作提供了重要的增量信息支持;第三,环保信用评价结果较差的参评企业除需面临因环保主管部门一系列监管整治措施^①引致的环境监管压力外,还会受到来自银行等金融机构严苛的信贷风险审核评估、新闻媒体的负面环境报道以及社会公众的舆论谴责乃至消费抵制等多方面的准环境监管压力。

二是激励引导效应。环保信用评价制度在强化对环保失信行为进行惩戒的同时,亦尤为重视对企业的环保守信行为实施有效激励,其主要体现在联合激励以及声誉构建两个方面。其中,联合激励主要体现在,对于那些环保信用评价结果为“环保诚信”等级的“绿牌”类参评企业,环保部门明确表示将优先支持其获取环保专项资金补助、环保科技项目立项以及新增排污指标调剂,同时积极建议财政等其他政府部门给予其政府采购、税收减免、绿色信贷、保费优惠、评优创先等多项政策性利益倾斜。在声誉构建方面,环保信用评价结果是由政府环保部门对参评企业提供的一种环境信用鉴证和背书,因而会向其他市场主体明确发出来自官方认可的强烈信号。根据信号传递理论,其产生的环保信用标签效应有助于“绿牌”类参评企业构建和维持良好的绿色声誉形象,进而与金融机构、新闻媒体、公众(消费者)和商业合作伙伴等环境主体确立和保持更加稳健的信任、合作关系,并在此基础上获得更多的绿色信贷配额支持、绿色环保正面报道、绿色产品或服务购买以及绿色供应链高效整合等诸多实实在在的激励性回报。

(三)环保信用评价与审计收费的理论假设

环保信用评价制度对企业环境治理产生合规压力效应和激励引导效应,有助于改善企业环境信息披露质量,提高环境风险管控能力,进而实现企业可持续性发展。这意味着,对审计师而言,对环保信用评价的执业关注能够使其更加客观全面地了解 and 评估企业的环境与社会责任表现状况,获取充分、适当的审计证据,进而降低因被审计单位信息风险和经营风险引致的审计风险感知度。在现代风险导向型审计模式日趋盛行的背景下,风险感知已成为影响审计师定价决策的核心理念之一^[13]。为此,本文主要从信息风险和经营风险两个维度来分析环保信用评价与审计收费的关系。

信息风险维度的分析主要围绕环保信用评价制度产生的合规压力效应展开。环保信用评价结果包含了对企业在污染防治、生态保护、环境管理和社会监督等多方面环境行为信息的获取和评价。环保部门开展的现场检查、监督性监测、重点污染物排放核查等监管措施与来自金融机构、新闻媒体、社会公众等“多元共治”群体协同配合所形成的环境治理合力,进一步增强了企业面临的环境合规压力,促使其提供更多高质量的环境相关信息,努力减少“漂绿”式披露行为。

环保信用评价制度的实施提高了企业环境信息披露质量,然而其对审计师感知的信息风险影响如何呢? 本文认为,第一,这客观上为审计师在审计业务活动中对企业环境行为事项的关注和考量提供了部分替代性工作。受此影响,审计师可以更少的审计投入获取由政府环保部门公开发布的、具有较高鉴证和背书价值的环境事项相关信息,进而直接促使其下调感知的信息风险水平。第二,高质量披露环境信息不仅是企业高质量践行环境责任的重要体现,亦是公开回应外部环境利益相关者的环境呼吁和绿色诉求的有效方式,因而有助于企业确立或维持较高的环境合法性地位,塑造绿色环保的良好声誉形象,这为审计师合理调减信息风险感知度营造了良好的外部环境。第三,环境信息披露具有信息增量价值,高质量披露环境信息进一步缓解了外部环境关注主体对企业内部的环境信息不对称程度^[14],进而为审计师降低信息风险感知水平提供了有利的增量信息基础。第四,良好的环境信息透明度有效抑制了代理问题,压缩了管理层实施环境道德风险和逆向选择等环境机会主义行为的空间^[15],进而为审计师进一步调减信息风险感知度营造了良好的企业内部环境氛围。

上述分析表明,环保信用评价工作的开展进一步增强了企业面临的环境合法性压力,促使其采取更多的环境友好行为,提高环境信息披露质量,从而改善了环境信息透明度,畅通了环境信息沟通渠道,营造了良好的内外部环境氛围,进而有助于审计师调减因企业信息风险引致的审计风险感知水平,从而作出降低审计收费的审计决策。

经营风险维度的分析主要围绕环保信用评价制度具有的激励引导效应展开。合规压力效应的发挥抑制了企业的信息风险,但环境成本内化过程中引致的成本收益失衡问题有悖于企业作为理性经济人追求利润最大化的根本目标。糟糕的环境绩效表现还会对企业经营现金流带来不确定性,进一步动摇资本的安全性与收益的稳定性^[16],进而难以培育持续改善企业环境行为的内生动力。因此,从长远来看,引导企业采取环境友好行为的关键在于妥善处理好环境成本大于环境收益的失衡问题,进一步增强以收益稳定性等指标为核心的可持续发展能力。

环保信用评价工作在强化环保失信惩戒的同时,亦高度重视对环保守信行为采取形式多样的激励措施。一是源自政府的政策倾向性激励,主要包括环保专项补贴、环保科研立项、政府绿色采购以及税费减免优惠等;二是来自市场的商业支持性激励,主要包括绿色信贷配额支持、绿色产品或服务购买以及绿色供应链高效整合等。此外,环保信用评价推行的“结果共享”机制产生了官方认可的差异化环保信用标签效果,可对企业产生基于声誉激励的溢出效应。多样化的配套性激励措施和制度安排有效缓解乃至解决了企业实施环境友好行为可能出现成本畸高而收益偏低的重要现实问题,切实增强企业的可持续发展能力,进而培育了企业持续改善环境行为的内生动力。受此影响,审计师很可能会进一步调减感知的企业经营风险水平。

上述分析表明,环保信用评价制度的联合激励措施有助于提高企业的外部资源获取机会、降低资本成本、改善融资环境,声誉构建则使企业获得了银行信贷机构、消费者群体、供应链合作伙伴等环境关注群体的“芳心”,并乐意与之建立更加稳健的商业信任与业务合作关系。这将有力地支持企业取得更加稳健的发展绩效,进而进一步降低审计师感知的公司经营风险,从而最终收取更低的审计费用。

综上所述,环保信用评价制度有助于被审计单位切实改善环境信息透明度、实现更加稳健的经营收益,审计师感知的信息风险和经营风险得以降低,进而作出更优惠的审计定价决策。基于此,本文提出如下研究假设:环保信用评价制度能够降低审计收费。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

环保信用评价制度于 2014 年开始陆续在全国多地区试点实施,为保持该制度试点实施前后时间窗口的对称性,本文选取 2006—2021 年^②沪深两市 A 股上市公司作为初始研究样本,并进行以下筛选:(1)剔除证券、银行、保险等金融行业类的公司样本;(2)剔除被 ST、*ST、暂停上市、退市等特别处理的公司样本;(3)删除数据存在严重缺失的公司样本;(4)剔除当年新上市的公司样本。在此基础上,本文最终共获得了 33725 个有效观测值。此外,为尽可能地削弱极端观测值的影响,本文对模型中所有连续变量均进行了上下 1% 的 Winsorize 处理。

本文数据来源如下:(1)环保信用评价等级数据主要通过“环保信用·中国”网站、“环境影响评价信用平台”网站以及各地方政府环保部门网站等渠道手工收集,并经交叉验证后与相应的上市公司名称匹配所得;(2)企业披露的环境相关信息主要通过上市公司定期对外发布的财务报告、社会责任报告、可持续发展报告、环境报告书等公开资料进行人工收集并计算获得;(3)审计收费等数据主要来自希施玛(CSMAR)数据库、万得(Wind)数据库以及中国研究数据服务平台(CNRNS)等。

(二) 模型设定与变量定义

本文借鉴国内外环境政策评估领域的相关研究^{[17][18]},构建 DDD 模型评估环保信用评价制度的实施对公司审计收费的影响效应。DDD 模型的应用原理是,在传统的双重差分(DID)模型基础上,引入第三重差分,更加“纯粹”地进行政策影响效果识别,从而获取可信度更高的研究结果。具体到本文的研究,依照《评价办法》中第三条的有关规定,环保信用评价制度主要针对的是那些被纳入环保信用评价范围的“污染物排放总量大、环境风险高、生态环境影响大”的行业企业(即强制参评企业),而对那些尚未被纳入上述范围的行业企业的政策影响和规制压力均相对较小,其可以自愿申请的方式参加环保信用评价(即自愿参评企业)。为尽可能弱化乃至消除这一混淆性因素可能产生的“噪音”,提高研究结论的可信性水平,本文在考虑第一重差分(即时间维度——对比环保信用评价制度试点时间前后差异的影响)和第二重差分(即地区维度——对比环保信用评价制度试点地区与非试点地区差异的影响)的基础上,引入第三重差分(即企业参评类型维度——对比环保信用评价制度下强制参评企业与自愿参评企业差异的影响),从而更为综合且精准地评估环保信用评价制度的试点实施对审计收费的净影响效应。

基于上述分析,借鉴 Deschênes 等的做法^[19],本文构建如下 DDD 模型:

$$Fee_{itpj} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Pilot_p \times Compulsory_j + \lambda Controls_{it} + \gamma_1 Year + \gamma_2 Province + \gamma_3 Firm + \epsilon_{itpj} \quad (1)$$

模型(1)中, i 、 t 、 p 、 j 分别表示上市公司、时间、地区以及行业, ϵ_{itpj} 为随机扰动项。

Fee 作为模型(1)的被解释变量,表示公司的审计收费,用上市公司当期审计费用发生额的自然对数衡量。模型(1)的解释变量包括:制度试点时间虚拟变量、制度试点地区虚拟变量以及企业参评类型分组变量。具体来说,环保信用评价制度试点时间虚拟变量用 $Post_t$ 表示,若属于试点年度及之后年度的,则 $Post_t$ 取值为 1,否则取值为 0。环保信用评价制度试点地区虚拟变量用 $Pilot_p$ 表示,若省份 p 属于试点地区,则 $Pilot_p$ 取值为 1,否则取值为 0。需特别说明的是,若某一省份在某一年份的上半年度(6 月 30 日及以前)发布本地区试点实施环保信用评价制度的政策性文件,则视同环保信用评价制度在该地区的本年度已开始实施;若该省份在某一年份的下半年度(7 月 1 日及以后)才发布本地区试点实施环保信用评价制度的政策性文件,则认为环保信用评价制度在该地区的下一年度才开始实施。企业参评类型分组变量用 $Compulsory_j$ 表示,若企业属于环保信用评价制度规定的强制参评行业范围,则 $Compulsory_j$ 取值为 1,否则取值为 0。

三重差分交互项 $Post_t \times Pilot_p \times Compulsory_j$ 构成了模型(1)的核心解释变量,其估计系数 α_1 为本文重点关注的三重差分估计量,反映的是环保信用评价制度实施前后,环保信用评价对试

点地区与非试点地区以及强制参评企业与自愿参评企业之间审计收费的净影响效应。若实证检验结果显示该估计系数显著为负,则表明环保信用评价制度的实施显著降低了公司的审计收费。

此外,本文在模型(1)中还加入了一组与上市公司和审计师相关的特征变量作为控制变量(Controls),具体包括:企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、资产收益率(Roa)、产权性质(Soe)、企业成长性(Growth)、公司价值(TQ)、股权制衡度(Balanced)、业务复杂度(Complexity)、董事会规模(Board)、独立董事比例(Indep)、高管持股水平(Executives)、两职合一(Dual)、审计意见类型(Opinion)、审计机构变更(Change)、审计机构类型(Big4)、审计努力度(Workload)以及审计机构任期(Tenure)等。本文还分别控制了时间固定效应(Year)、地区固定效应(Province)以及公司个体固定效应(Firm)。各变量定义详见表1。

表 1 变量定义与说明

名称	符号	变量定义
审计收费	Fee	当期审计费用发生额取自然对数
	Post	制度试点时间虚拟变量,若为试点年度及以后年份,则为 1,否则为 0
环保信用评价	Pilot	制度试点地区虚拟变量,若为试点地区,则为 1,否则为 0
	Compulsory	企业参评类型分组变量,若属于强制参评行业范围,则取 1,否则为 0
企业规模	Size	期末资产总额取自然对数
资产负债率	Lev	期末总负债/期末总资产
资产收益率	Roa	净利润/平均总资产
产权性质	Soe	若为国有企业,则取值为 1,否则为 0
企业成长性	Growth	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
公司价值	TQ	托宾 Q 值
股权制衡度	Balanced	第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例
业务复杂度	Complexity	(应收账款总额+存货总额)/资产总额
董事会规模	Board	董事会总人数取自然对数
独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事会总人数
高管持股水平	Executives	董事、监事以及高级管理人员合计持有股份比例
两职合一	Dual	若总经理与董事长为同一人,则取值为 1,否则为 0
审计意见类型	Opinion	若为“非标准无保留”意见,则取值为 1,否则为 0
审计机构变更	Change	若当期更换审计机构,则取值为 1,否则为 0
审计机构类型	Big4	若为国际“四大”审计机构,则取值为 1,否则为 0
审计努力度	Workload	年度审计报告日与财务报表日间隔的天数取自然对数
审计机构任期	Tenure	同一家会计师事务所担任公司年度财务报表审计机构的年数取自然对数

四、实证结果与分析

(一)描述性统计结果

表 2 列示的是本文主要变量的描述性统计结果。结果显示,审计收费(Fee)的均值为 13.589,最小值为 12.301,最大值为 15.656,标准差为 0.640,表明不同公司的审计收费存在一定差异,这为进一步考察其影响因素提供了较好的数据基础;制度试点时间虚拟变量(Post)的均值为 0.675,表明环保信用评价制度实施当年及之后年度的样本占比约为 67.5%;制度试点地区虚拟变量(Pilot)的均值为 0.507,表明受环保信用评价制度实施影响的试点地区样本(占比约为 50.7%)与暂未受到这一制度影响的非试点地区样本(占比约为 49.3%)基本相当;企业参评类型分组变量(Compulsory)的均值为 0.317,表明依照环保信用评价制度要求被纳入强制参评行业范围的样本占比约为 31.7%,相比自愿参评类型样本企业而言,其所占比例相对较低。其他控制变量的描述性统计结果与现有文献基本一致,不再赘述。

表 2

描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
Fee	33725	13.589	0.640	13.501	12.301	15.656
Post	33725	0.675	0.468	1	0	1
Pilot	33725	0.507	0.500	1	0	1
Compulsory	33725	0.317	0.465	0	0	1
Size	33725	22.047	1.264	21.879	19.499	25.864
Lev	33725	0.430	0.210	0.421	0.054	0.976
Roa	33725	0.038	0.066	0.039	-0.343	0.201
Soe	33725	0.382	0.486	0	0	1
Growth	33725	0.190	0.455	0.118	-0.628	3.146
TQ	33725	2.060	1.368	1.625	0.869	9.499
Balanced	33725	0.707	0.592	0.546	0.026	2.713
Complexity	33725	0.266	0.163	0.248	0.006	0.743
Board	33725	2.246	0.176	2.303	1.792	2.773
Indep	33725	0.373	0.052	0.333	0.308	0.571
Executives	33725	0.130	0.197	0.003	0	0.682
Dual	33725	0.271	0.444	0	0	1
Opinion	33725	0.032	0.177	0	0	1
Change	33725	0.120	0.325	0	0	1
Big4	33725	0.051	0.220	0	0	1
Workload	33725	4.553	0.235	4.625	3.526	4.787
Tenure	33725	1.895	0.678	1.946	0.693	3.718

(二) 基准回归结果分析

表 3 报告了环保信用评价制度对审计收费影响的实证检验结果。其中,列(1)为加入了时间固定效应和地区固定效应的回归结果,列(2)是加入了时间固定效应和公司个体固定效应的回归结果,列(3)则展示的是将时间固定效应、地区固定效应以及公司个体固定效应同时纳入模型的回归结果。结果显示,在列(1)~(3)中,三重差分交互项 $Post \times Pilot \times Compulsory$ 的估计系数分别为 -0.040、-0.045 和 -0.040,且均在 1% 的统计水平上显著,这说明审计师在执行审计业务活动中会对企业的环保信用评价状况保持必要的执业关注,环保信用评价制度的实施有助于降低审计师的风险感知度,进而收取了更低的审计费用。从经济意义上来看,以列(3)的结果为例,三重差分交互项 $Post \times Pilot \times Compulsory$ 估计系数背后蕴含的经济学含义是,在环保信用评价制度实施后,处于实验组的试点地区强制参评类企业相比那些处于对照组的非试点地区以及自愿参评类企业的审计收费标准降低了大约 4%。以上结果表明,在运用 DDD 模型剥离其他混淆性因素可能的干扰后,环保信用评价制度实施后,相比那些非试点地区以及自愿参评类企业,环保信用评价制度显著降低了试点地区强制参评企业的审计收费标准,本文研究假设得到了验证。

此外,本文进一步考察了环保信用评价制度实施后,企业的环保信用评价等级高低^⑤对审计师定价决策可能存在的差异化影响。具体来说,若企业获得的环保信用评价结果为“绿牌”等级,则将其划分为环保诚信类企业组,记为 ECR_green ,并取值为 1,否则为 0;若企业获得的环保信用评价结果为“绿牌”以外的其他等级,则将其划分为非环保诚信类企业组,记为 $ECR_non-green$,并取值为 1,否则为 0。在此基础上,本文构建模型分别进行检验。表 3 列(4)和列(5)列示的回归结果显示, ECR_green 和 $ECR_non-green$ 的估计系数分别为 -0.047 和 0.008,但只有 ECR_green 的估计系数在 1% 的水平上显著。该结果表明,环保信用评价等级为“绿牌”的环保诚信类企业相比其他非环保诚信类企业被审计师收取了更低的审计费用,优惠幅度约为 4.7%。上述结果进一步说明,环保信用评价制度降低审计收费的影响效应主要体现在环保信用评价等级较高的“绿牌”类企业中。

表 3

基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Post×Pilot×Compulsory	-0.040 *** (-6.626)	-0.045 *** (-3.889)	-0.040 *** (-3.454)		
ECR_green				-0.047 *** (-4.213)	
ECR_non-green					0.008 (0.683)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制
Province FE	控制	未控制	控制	控制	控制
Firm FE	未控制	控制	控制	控制	控制
N	33725	33725	33725	33725	33725
Adj-R ²	0.663	0.662	0.663	0.677	0.591

注:括号内为 t 统计量;***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下表同。

(三)稳健性测试

1.平行趋势检验。与双重差分类似,三重差分估计量的一致性亦需要满足平行趋势假设,即实验组在未受到政策冲击的情形下,被解释变量应与对照组具有高度一致的时间变化趋势。在本文的三重差分模型中,平行趋势主要指的是在环保信用评价制度实施之前,强制参评企业与自愿参评企业在审计收费的时间变化趋势上保持较高程度的一致性水平,环保信用评价对审计收费的净影响效应仅出现在环保信用评价制度实施之后。为此,本文以环保信用评价制度实施的前三年(Pre_3、Pre_2、Pre_1)、当年(Current)以及后三年(Post_1、Post_2、Post_3)作为进行平行趋势检验的窗口期,平行趋势检验结果如表 4 列(1)所示。可以看出,在制度实施的前三年,估计系数均未通过显著性检验,而在制度实施当年和后三年,估计系数均显著为负。这表明环保信用评价对审计收费的降低作用主要是由环保信用评价制度的实施引起的,而不是时间趋势效应。因此,本文的研究符合平行趋势假设,上文所得结论稳健可靠。

2.倾向得分匹配和三重差分法(PSM-DDD)。为了尽可能地缓解样本差异导致的结果偏差,本文使用倾向得分匹配加三重差分的方法(PSM-DDD)进行检验。其中,倾向得分匹配的参数设定如下:协变量为上文所选取的全部控制变量,采用 0.05 卡尺范围、1:1 比例、最近邻且无放回的方式,并通过 Logit 模型进行样本匹配。平衡性检验结果(限于篇幅,未予报告,留存备索)显示总体匹配效果良好,然后使用经匹配的样本再次进行检验。表 4 列(2)列示的回归结果显示,三重差分交互项 Post×Pilot×Compulsory 的估计系数在 10% 的水平上显著为负,上文所得研究结论保持不变。

3.安慰剂检验。为了进一步验证环保信用评价制度对审计收费的影响并非因其他随机因素的干扰所致,本文进行了安慰剂检验。具体来说,本文将环保信用评价制度的实施年份均向前平推 2 年,然后使用虚构的制度实施处理项(Before2×Pilot×Compulsory)再次进行安慰剂对照测试。若 Before2×Pilot×Compulsory 的估计系数显著,则说明上文所得研究结果很可能是由其他暂未观察到的随机性因素导致;但若 Before2×Pilot×Compulsory 的估计系数不显著,则可进一步说明环保信用评价对审计收费的影响效应确实是由环保信用评价制度的实施带来的。表 4 列(3)列示的回归结果显示,Before2×Pilot×Compulsory 的估计系数不再具有统计显著性。这表明在未受到环保信用评价制度给予的外生冲击情况下,公司的审计收费并无显著性变化,从而进一步支持了本文基准回归的研究结论。

4.删除有争议的样本。考虑到我国少数地区在 2013 年底《评价办法》发布之前就曾探索性地对一些重点污染工业企业开展过环境行为影响评估工作,其中尤以江苏省等地区为甚。尽管这类工作的性质与环保信用评价的内容存在较多不同之处,但其亦有可能会对这一政策的效应产生影响,进而影响本文研究结论的可靠性。基于此,本文将江苏地区的样本数据全部剔除,然后重新进行检验。表 4 列(4)列示的回归结果表明,本文研究结论是稳健可靠的。

5.排除 ESG 评级事件的影响。尽管 ESG 评级与环保信用评价存在较大差异,但为了尽可能排除其对环保信用评价与审计收费之间负向关系的潜在性干扰,本文将样本企业的 ESG 评级状况进行了控制。具体来说,首先,本文选用了目前在学术界应用相对较为广泛的“商道融绿 ESG 评级”和“华证 ESG 评级”^④ 表征样本企业的 ESG 评级状况。其次,依据“商道融绿”当期是否披露上市公司的 ESG 评级结果,构建关于 ESG 评级的虚拟变量 ESG_1 ,若当期披露了上市公司的 ESG 评级状况,则取值为 1,否则为 0;依据“华证指数”对上市公司评定的 ESG 评级结果(从低到高共计包括 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA 和 AAA 共 9 个等级),从低等级到高等级依次赋值 1~9,并将华证 ESG 评级状况记为 ESG_2 。在此基础上,将 ESG_1 和 ESG_2 作为控制变量分别纳入上述 DDD 模型中再次进行检验。表 4 列(5)和列(6)列示的回归结果显示,三重差分交互项 $Post \times Pilot \times Compulsory$ 的估计系数均仍然显著为负,本文假设依然成立。

表 4 稳健性测试结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Post \times Pilot \times Compulsory$		-0.039* (-1.856)		-0.043*** (-3.479)	-0.040*** (-3.443)	-0.038*** (-3.455)
$Before2 \times Pilot \times Compulsory$			-0.011 (-0.914)			
ESG_1					0.007 (0.595)	
ESG_2						-0.022*** (-7.980)
Pre_3	0.005 (0.754)					
Pre_2	-0.015 (-1.005)					
Pre_1	-0.024 (-1.557)					
Current	-0.041*** (-3.466)					
Post_1	-0.044*** (-4.224)					
Post_2	-0.038** (-2.482)					
Post_3	-0.029* (-1.932)					
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Province FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Firm FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	33725	6651	33725	30312	33725	30581
Adj-R ²	0.672	0.492	0.5611	0.662	0.663	0.640

(四)影响机制探讨

根据上文的理论分析可知,环保信用评价制度主要通过提高环境信息透明度以及增强经营收益稳定性,分别抑制了企业的信息风险和经营风险,进而使审计师收取了较低的审计费用。也就是说,环保信用评价制度可通过信息风险机制和经营风险机制降低审计收费。

为了对上述机制进行验证,本文借鉴温忠麟和叶宝娟的中介效应检验方法^[20],构建如下中介效应模型:

$$Fee_{itpj} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Pilot_p \times Compulsory_j + \rho Controls_{it} + \mu_1 Year + \mu_2 Province + \mu_3 Firm + \epsilon_{itpj} \quad (2)$$

$$Med_{itpj} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Pilot_p \times Compulsory_j + \rho Controls_{it} + \mu_1 Year + \mu_2 Province + \mu_3 Firm + \epsilon_{itpj} \quad (3)$$

$$Fee_{itpj} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Pilot_p \times Compulsory_j + \beta_2 Med_{itpj} + \rho Controls_{it} + \mu_1 Year + \mu_2 Province + \mu_3 Firm + \epsilon_{itpj} \quad (4)$$

模型(3)和(4)中, Med 为中介变量, 包括信息风险和经营风险。其中, IRisk 表示公司的信息风险, 使用环境信息透明度进行衡量。本文借鉴钟海燕和王江寒的做法^[1], 采用经测算的企业环境信息披露质量作为环境信息透明度^⑤的替代性指标。环境信息披露质量越高, 表示企业的环境信息透明度越高, 亦说明公司的信息风险越低。ORisk 表示公司的经营风险, 本文借鉴 Bryan 等、陆正飞等的做法^{[21][22]}, 使用公司最近三个会计年度(t-3、t-2、t-1)剔除企业资产规模影响的以息税前利润为基础测算的盈余波动性进行衡量。该指标数值越小, 代表公司的经营风险越低。上述中介效应模型中的其他变量定义与模型(1)保持一致, 此处不再赘述。

表 5 报告了环保信用评价制度对审计收费影响机制的检验结果。其中, 列(1)~(3)展示的是信息风险(IRisk)机制的中介效应检验结果。结果显示: 列(1)中三重差分交互项 Post×Pilot×Compulsory 的估计系数显著为负, 表明环保信用评价制度降低了公司的审计费用; 列(2)中的估计系数在 1%的水平上显著为正, 表明环保信用评价制度显著抑制了公司的信息风险; 列(3)报告的是将三重差分交互项 Post×Pilot×Compulsory 和中介变量 IRisk 同时纳入模型进行检验的回归结果, 两者均保持了 1%水平的负向显著性, 表明环保信用评价制度有效抑制了企业的信息风险, 进而降低了公司的审计费用。综合以上结果可以说明, 信息风险在环保信用评价制度与审计费用之间的负向关系中发挥了部分中介效应, 信息风险机制得到验证。

表 5 列(4)~(6)展示的是经营风险(ORisk)机制的中介效应检验结果。列(4)的结果显示, 三重差分交互项 Post×Pilot×Compulsory 的估计系数为负, 且在 1%的水平上显著, 表明环保信用评价制度降低了公司的审计收费; 列(5)中的估计系数在 10%的水平上显著为负, 表明环保信用评价制度有效缓解了公司的经营风险; 列(6)为在列(4)基础上纳入经营风险(ORisk)机制变量的检验结果, 显示三重差分交互项 Post×Pilot×Compulsory 和中介变量 ORisk 的估计系数分别在 1%的水平上显著为负和正, 表明环保信用评价制度有效缓解了经营风险, 进而降低了公司的审计费用。综合以上结果可以说明, 经营风险在环保信用评价制度与审计费用之间的负向关系中发挥了部分中介效应, 经营风险机制亦得到了验证。

表 5 中介机制检验结果

变量	(1)Fee	(2)IRisk	(3)Fee	(4)Fee	(5)ORisk	(6)Fee
Post×Pilot×Compulsory	-0.038*** (-3.363)	3.024*** (16.226)	-0.034*** (-2.974)	-0.041*** (-3.488)	-0.001* (-1.819)	-0.040*** (-3.438)
IRisk			-0.001*** (-2.752)			
ORisk						0.676*** (12.589)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Province FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Firm FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	32049	32049	32049	33707	33707	33707
Adj-R ²	0.643	0.266	0.644	0.663	0.171	0.668

五、异质性分析

(一)产权性质

产权理论认为, 产权性质是现代企业最基本的制度安排之一^[23]。对国有企业而言, 一方面, 其长期作为国家持续推进生态文明建设的“排头兵”, 扮演着政府部门重要的绿色形象代言人角色, 对环境规制政策的响应态度和执行意愿均相对更为强烈。另一方面, 与政府部门的天然政治关联

铸就了其较高的社会声誉影响力、较强的优质资源获取能力及其衍生的绿色技术研发优势,因而其环境治理和绿色转型效果亦相对更加明显^[24]。受此影响,国有企业的审计风险会更低,进而很可能弱化了环保信用评价制度降低审计收费的影响效应。反观非国有企业,其不仅通常会面对更加激烈的市场竞争,亦时而遭遇信贷歧视^[25],比较容易忽视生态环境问题,进而诱发更多的环境机会主义行为^[26]。然而,在政府大力推行环保信用评价制度的形势下,合规压力效应和激励引导效应的有效发挥将能够合理督促和引导非国有企业采取更多的环境友好型举措,不断完善环境信息披露制度,稳步提升环境风险管理能力,努力实现可持续性的经营发展目标。受此影响,相比国有企业,审计师很可能会适度调减对非国有企业原本较高的审计风险感知水平,进而降低审计收费。

为了验证上述推论,本文将研究样本根据企业产权性质划分为国有企业($Soe=1$)和非国有企业($Soe=0$)两个组别,按照模型(1)分别进行检验。表6列(1)和列(2)报告的检验结果显示,三重差分交互项 $Post \times Pilot \times Compulsory$ 的估计系数均为负,但仅在列(2)中保持了1%水平的显著性,列(1)的结果并未通过显著性测试。这表明相比国有企业,环保信用评价制度对公司审计收费的降低效应主要体现在非国有企业中。

(二)法治环境

已有研究表明,法治水平对地方政府的环境执法强度、企业的环境治理策略以及审计师的审计风险应对行为均具有重要影响^{[27][28]}。一般来说,在法治水平相对薄弱的地区,地方政府的环境执法强度往往亦较弱,环境违法违规成本较小,进而可能会不同程度地助长企业的环境机会主义行为。良好的法治环境不仅增强了企业的环境合法性压力,督促其不断提升环境治理能力,也为审计师高效率、高质量开展审计活动提供了有利的法治环境基础,审计风险相对稳定可控,然而这亦可能会不同程度地弱化环保信用评价制度降低审计收费的治理效应。审计师很可能会审慎降低对法治水平比较薄弱地区的政府环境治理作用以及企业环境风险管理制度的信赖程度,转而更多参考和借鉴环保信用评价工作提供的基础性支持来开展审计业务活动,此时环保信用评价制度的治理效应可能被放大。

为了验证上述推论,本文引入地区法治环境变量 Law ,借鉴祝继高等的做法^[29],使用《中国分省份市场化指数报告(2021)》^⑥中“市场中介组织的发育和法律制度环境”的分项评分作为衡量地区法治环境(Law)的基础数据。考虑到2021版指数报告中2008—2016年数据与2016—2019年数据所采用的数据计算基期(分别为2008年和2016年)不同,进而可能导致相关数据缺乏应有的可比性,因而并不适合直接进行数据的比较与分析。为此,本文以经计算确定的“数据调整比率”^⑦为基础,生成新的2008—2019年“市场中介组织的发育和法律制度环境”评分数据,并依据该评分的中位数,将全部研究样本划分为法治环境良好($Law=1$)和法治环境薄弱($Law=0$)两组,然后按照模型(1)分别进行检验。此外,为进一步增强研究结果的可靠性,本文将2017—2019年的样本剔除,仅保留了2008—2016年的“市场中介组织的发育和法律制度环境”评分数据,然后依据上述步骤重新进行检验。表6列(3)~(6)中的结果显示,仅列(4)和列(6)中的三重差分交互项 $Post \times Pilot \times Compulsory$ 分别保持了1%和5%水平的负向显著性,列(3)和列(5)中均未通过显著性测试。这表明相比法治环境相对良好的地区,环保信用评价制度对公司审计收费的降低效应主要体现在法治环境比较薄弱地区的企业中。

(三)地区信任环境

除法治环境外,地区信任等非正式制度亦会对审计师的审计决策行为产生重要影响^{[30][31]}。一方面,从管理层的诚信水平来看,在社会范式的自我实施机制与复杂社会网络的共同作用下,地区信任环境较好的企业会面临较高的失信成本,管理层普遍更为注重诚实守信,这有助于约束企业在生态环境等方面的违规违法行为。另一方面,从审计证据的获取状况来看,密集的社会网络结构以及人们对诚信与声誉的高度关注,使得较高的地区信任度不仅可以扩展审计师除企业内部以外的信息获取渠道(包括但不限于前任审计师、下游客户、上游供应商等利益相关者渠道),降低信息获取成本,而且审计证据的获取质量亦可得到明显改善。受此影响,在地区信任环境良好的地区,审计师的审计风险预期能够

保持相对稳定的可控状态,但这也可能会弱化环保信用评价制度对审计收费的降低效应。然而对于信任环境有待改善地区的企业,审计师则可能会更多寻求所在地区开展的环保信用评价工作提供的基础性支持来推进审计业务活动,将审计风险控制在相对合理的较低水平,进而降低审计收费。

为了验证上述推论,借鉴 Deng 和 Yu 的做法^[32],本文引入地区信任环境变量 Trust,利用中国社会综合调查(CGSS)提供的样本数据为基础进行衡量,并依据其得分的中位数将全部研究样本划分为地区信任环境较好(Trust = 1)以及地区信任环境较差(Trust = 0)两个组,然后按照模型(1)分别进行检验。表 6 列(7)和列(8)报告的回归结果显示,三重差分交互项 Post×Pilot×Compulsory 的估计系数仅在列(8)中保持 1%水平的负向显著性,列(7)的结果未通过显著性测试。这表明相比信任环境良好的地区,环保信用评价制度对公司审计收费的降低效应主要体现在信任环境相对较差地区的企业中。

表 6 进一步分析结果

变量	(1)Soe=1	(2)Soe=0	(3)Law ₁ =1	(4)Law ₁ =0	(5)Law ₂ =1	(6)Law ₂ =0	(7)Trust=1	(8)Trust=0
Post×Pilot×Compulsory	-0.035 (-1.622)	-0.039*** (-2.920)	-0.008 (-0.578)	-0.041*** (-2.844)	0.011 (0.861)	-0.033** (-1.973)	-0.024 (-1.371)	-0.047*** (-3.118)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Province FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Firm FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	12882	20843	12521	12532	8014	8010	16174	17551
Adj-R ²	0.612	0.686	0.588	0.605	0.511	0.515	0.642	0.674

六、结论与政策建议

本文以环保信用评价制度的实施作为一项准自然实验,通过构建 DDD 模型,深入考察了环保信用评价制度对审计收费的影响。研究发现,环保信用评价制度主要通过提高公司环境信息透明度、缓解盈余波动的路径有效抑制了公司的信息风险和经营风险,进而显著降低了审计师对公司的审计收费。考虑环保信用评价等级结果差异的影响,本文发现参评企业获得的环保信用评价等级越高,公司被收取的审计费用越低。进一步分析还发现,在非国有企业、法治环境薄弱地区以及信任环境较差地区的企业中,环保信用评价制度更能发挥降低公司审计收费的影响效应。

基于上述研究和发现,本文提出以下几点政策建议。一是政府主管部门应积极深入推行环保信用评价制度。本文研究表明,环保信用评价制度有效改善了企业的环境信息透明度,有助于督促和引导企业高质量履行环境社会责任。为此,政府有关部门可考虑适度扩大环保信用评价制度在全国的覆盖范围,并适时扩大强制参加环保信用评价的行业领域及企业主体范围,更好发挥环保信用评价制度对环境治理的合规压力效应和激励引导效应。二是企业应高度重视和积极参与环保信用评价。本文研究表明,企业的环保信用评价状况已引起了审计师的执业关注,参与环保信用评价的企业保持了更高的经营收益稳定性、支付了更低的审计费用,可以实现“有利可图”。为此,企业应逐渐摒弃落后的思想观念,高度重视政府推行的环保信用评价制度,积极参与到环保信用评价工作中来,助力审计师提供高质量的审计服务,从而实现企业与审计师的双赢结果。三是从法治环境和地区信任环境的角度看,有关部门应对环保信用评价制度的异质性效应给予应有的重视。本文研究表明,环保信用评价制度对审计收费的降低效应在法治环境薄弱以及信任环境较差地区的企业中体现得更为明显。为此,政府有关部门有必要合理加快与生态环境相关的法治建设进程,同时稳步提升地区信任水平,从而为企业提高环境治理能力、审计师更好开展审计业务营造良好的外部氛围。

注释:

①包括但不限于严格审查其环保行政许可申请事项、加大环境监察执法频次、从严审批或者暂停各类环保专项资金补助等惩戒措施。

②因数据获取年限受限、数据测算质量较低以及跨周期数据之间缺乏可比性等方面的原因,本文后续一部分实证检验实际采用的样本期间与 2006—2021 年这一初始样本期间会略有差异。

③通过对样本数据的分析发现,目前全国各试点地区采用的环保信用评级等级划分类别并不统一,主要划分方式包括3大类(绿黄红)、4大类(绿蓝黄红)以及5大类(绿蓝黄红黑),但均包含有“绿牌”等级。为此,本文仅将样本数据划分为“绿牌”等级组(环保诚信类企业组,ECR_green)和非“绿牌”等级组(非环保诚信类企业组,ECR_non-green),并在此基础上考察了企业环保信用评级等级高低对公司审计收费可能存在的差异化影响。

④由于“华证指数”对我国沪深A股上市公司的ESG评估工作始于2009年,故此处将华证ESG评级数据的实证样本期间设定为2009—2021年度。

⑤2008年《上海证券交易所上市公司环境信息披露指引》(监管[2008]18号)等政策规范性文件的发布被视为我国环境信息披露治理开始步入新阶段的重要标志。尽管在2008年以前已有部分上市公司公开披露环境信息,但总体样本数量较少,且数据披露质量普遍较低,难以满足研究需要,故此处将表征公司信息风险的环境信息透明度指标数据的实证样本期间设定为2008—2021年。

⑥由于《中国分省份市场化指数报告(2021)》中的“市场中介组织的发育和法律制度环境”评分数据仅更新至2019年,同时为了便于处理跨周期数据的可比性问题,故此处将地区法治环境变量数据的实证样本期间设定为2008—2019年。

⑦由于2008—2016年数据(以2008年为计算基期)与2016—2019年数据(以2016年为计算基期)均包含有2016年的相关评分数据。为此,第一步,本文测算出了以2016年为计算基期的2016年数据相比以2008年为计算基期的2016年数据的比率,即为旨在缓解可比性问题的“数据调整比率”。以安徽省为例,其在以2016年为计算基期的2016年“市场中介组织的发育和法律制度环境”评分为4.71,而在以2008年为计算基期的2016年该指数评分为6.78,则 $4.71/6.78=0.6947$ 即为上述“数据调整比率”。第二步,本文使用第一步中计算所得的各省份“数据调整比率”(以安徽省的0.6947为例)统一调整各省份2008—2015年的“市场中介组织的发育和法律制度环境”评分,并在此基础上与2016—2019年数据合并,生成新的2008—2019年评分数据。

参考文献:

- [1] 钟海燕,王江寒.环境信用评级与企业环境信息披露[J].当代财经,2023(2):144—156.
- [2] Asante-Appiah,B.Does the Severity of a Client's Negative Environmental, Social and Governance Reputation Affect Audit Effort and Audit Quality? [J].Journal of Accounting and Public Policy,2020,39(3):106713.
- [3] 晓芳,兰凤云,施雯,熊浩,沈华玉.上市公司的ESG评级会影响审计收费吗?——基于ESG评级事件的准自然实验[J].审计研究,2021(3):41—50.
- [4] Tan, Y., Zhu, Z. The Effect of ESG Rating Events on Corporate Green Innovation in China: The Mediating Role of Financial Constraints and Managers' Environmental Awareness[J].Technology in Society,2022,68:101906.
- [5] 于连超,董晋亭,毕茜.环境管理体系认证与审计费用——来自我国重污染企业的经验证据[J].审计研究,2022(2):117—128.
- [6] Yao, S., Pan, L., Zhang, Z. Does Environmental Disclosure Have an Auditing Effect? [J].Managerial Auditing Journal,2020,35(1):43—66.
- [7] Saeed, A., Gull, A. A., Rind, A. A., Mubarak, M. S., Shahbaz, M. Do Socially Responsible Firms Demand High-quality Audits? An International Evidence[J].International Journal of Finance & Economics, 2022, 27(2): 2235—2255.
- [8] 王瑞雪.公法视野下的环境信用评级制度研究[J].中国行政管理,2020(4):125—129.
- [9] 崔萌.协同治理背景下环保信用监管的三方演化博弈分析[J].系统工程理论与实践,2021(3):713—726.
- [10] Zuo, M., Wu, T. Does Environmental Credit Rating Promote Green Innovation in Enterprises? Evidence from Heavy Polluting Listed Companies in China[J].International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022,19(20):13617.
- [11] Descheneau, P., Paterson, M. Between Desire and Routine: Assembling Environment and Finance in Carbon Markets[J]. Antipode,2011,43(3):662—681.
- [12] Borgstedt, P., Nienaber, A. M., Liesenkötter, B., Schewe, G. Legitimacy Strategies in Corporate Environmental Reporting: A Longitudinal Analysis of German DAX Companies' Disclosed Objectives[J]. Journal of Business Ethics, 2019,158:177—200.
- [13] Guo, F., Lin, C., Masli, A., Wilkins, M. S. Auditor Responses to Shareholder Activism[J].Contemporary Accounting Research,2021,38(1):63—95.
- [14] Caputo, F., Pizzi, S., Ligorio, L., Leopizzi, R. Enhancing Environmental Information Transparency through Corporate Social Responsibility Reporting Regulation[J]. Business Strategy and the Environment, 2021, 30(8): 3470—3484.
- [15] Eccles, R. G., Ioannou, I., Serafeim, G. The Impact of Corporate Sustainability on Organizational Processes and Performance[J].Management Science,2014,60(11):2835—2857.
- [16] 吴红军,刘啟仁,吴世农.公司环保信息披露与融资约束[J].世界经济,2017(5):124—147.
- [17] Yang, M., Hong, Y., Yang, F. The Effects of Mandatory Energy Efficiency Policy on Resource Allocation Efficiency: Evidence from Chinese Industrial Sector[J].Economic Analysis and Policy,2022,73:513—524.
- [18] 刘金科,肖翊阳.中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J].经济研究,2022(1):72—88.
- [19] Deschênes, O., Greenstone, M., Shapiro, J. S. Defensive Investments and the Demand for Air Quality: Evidence from the NOx Budget Program[J].American Economic Review,2017,107(10):2958—2989.

- [20] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731—745.
- [21] Bryan,D.B.,Mason,T.W.,Reynolds,J.K.Earnings Autocorrelation,Earnings Volatility,and Audit Fees[J].Auditing:A Journal of Practice & Theory,2018,37(3):47—69.
- [22] 陆正飞,何捷,窦欢.谁更过度负债:国有还是非国有企业? [J].经济研究,2015(12):54—67.
- [23] Gerber,J.D.,Knoepfel,P.,Nahrath,S.,Varone,F.Institutional Resource Regimes:Towards Sustainability through the Combination of Property-rights Theory and Policy Analysis[J].Ecological Economics,2009,68(3):798—809.
- [24] Wang,X.,Zou,H.Study on the Effect of Wind Power Industry Policy Types on the Innovation Performance of Different Ownership Enterprises:Evidence from China[J].Energy Policy,2018,122:241—251.
- [25] Dong,Y.,Liu,Z.,Shen,Z.,Sun,Q.Does State Ownership Really Matter in Determining Access to Bank Loans? Evidence from China's Partial Privatization[J].Pacific-Basin Finance Journal,2016,40:73—85.
- [26] Tzouvanas,P.,Kizys,R.,Chatziantoniou,I.,Sagitova,R.Environmental Disclosure and Idiosyncratic Risk in the European Manufacturing Sector[J].Energy Economics,2020,87:104715.
- [27] Avram,C.B.,Grosanu,A.,Rachisan,P.R.Does Country-level Governance Influence Auditing and Financial Reporting Standards? Evidence from a Cross-country Analysis[J].Current Science,2015,108(7):1222—1227.
- [28] DeFond,M.,Zhang,J.A Review of Archival Auditing Research[J].Journal of Accounting and Economics,2014,58(2-3):275—326.
- [29] 祝继高,朱佳信,李天时,宫迪.政府会计监督与银行信贷行为研究——基于财政部会计信息质量随机检查的证据[J].管理世界,2023(1):157—176.
- [30] Chen,D.,Li,L.,Liu,X.,Lobo,G.J.Social Trust and Auditor Reporting Conservatism[J].Journal of Business Ethics,2018,153:1083—1108.
- [31] Lins,K.V.,Servaes,H.,Tamayo,A.Social Capital,Trust,and Firm Performance:The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis[J].The Journal of Finance,2017,72(4):1785—1824.
- [32] Deng,X.,Yu,M.Scale of Cities and Social Trust:Evidence from China[J].International Review of Economics and Finance,2021,76:215—228.

Can the Environmental Credit Evaluation System Affect Audit Fees?

ZHONG Haiyan WANG Jianghan

(School of Economics and Management, China Three Gorges University, Yichang 443002, China)

Abstract: Taking the implementation of environmental credit evaluation system as a quasi-natural experiment, this paper uses Chinese A-share listed companies from 2006 to 2021 as samples, and constructs a difference-in-difference-in-differences model to explore the impact of environmental credit evaluation system on audit fees. The results show that the implementation of environmental credit evaluation system can significantly reduce audit fees, and the higher the environmental credit rating, the lower the audit fees. The impact mechanism analysis indicates that the environmental credit evaluation system can reduce audit fees through the information risk and operating risk mechanisms. That is, the environmental credit evaluation system will suppress the information risk and operating risk of companies by improving the transparency of environmental information and easing the volatility of earnings, thereby reducing audit fees. Further analysis finds that the negative relationship between the environmental credit evaluation and audit fees are more obvious in non-state-owned enterprises, those located in poor legal environment and low level of trust. This study not only enriches the relevant research on the economic consequences of environmental credit evaluation system, but also expands the literature on the factors affecting audit fees. It has revelatory significance for government departments to further promote the environmental credit evaluation system, reasonably guide enterprises to continuously improve environmental behavior, and help auditors offer high-quality audit services.

Key words: Environmental Credit Evaluation; Audit Fees; Transparency of Environmental Information; Volatility of Earnings

(责任编辑:胡浩志)