

“绿治”抑或“绿滞”：企业绿色化转型与审计费用

王生年^{a,b}, 吴金柯^a

(石河子大学 a. 经济与管理学院; b. 公司治理与管理创新研究中心, 新疆 石河子 832003)

[摘要] 企业绿色化转型作为绿色经济与实体经济相互融合的重要方式,是实现高质量发展的关键环节。以 2007—2022 年中国 A 股上市公司为样本,研究企业绿色化转型对审计费用的影响。结果表明:企业绿色化转型能够降低审计费用,表现为“绿色治理”效应。机制检验发现,企业绿色化转型通过完善环境内部控制、提高环境信息质量和减轻环境经营风险降低审计费用。进一步研究表明,提高绿色生产效率和提升绿色管理能力均能够降低审计费用。异质性分析发现,企业绿色化转型与审计费用之间的负相关关系在绿色独立董事占比低、重污染行业和地区环境司法能力差的企业中更加显著。经济后果检验显示,企业绿色化转型降低审计费用的同时不会降低审计质量。

[关键词] 企业绿色化转型; 审计费用; 环境内部控制; 环境信息质量; 环境经营风险

[中图分类号] F239.43

[文献标志码] A

[文章编号] 1004-4833(2025)05-0038-12

一、引言

党的二十届三中全会审议通过了《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》,提出要“建立新污染物协同治理和环境风险管控体系”。企业绿色化转型是企业绿色发展理念指导下,通过对制度、技术和生产过程等全面的绿色化变革,实现经济效益与环境效益的双重提升,推动生态环境改善和经济社会高质量发展的系统性转型过程^[1]。可见,绿色化转型具有节能降耗、减排降碳、防治污染、增强企业环保合规性、塑造企业社会形象的作用,是降低环境风险的重要方式之一。但是,一些企业在转型过程中屡屡受挫,原因主要在于技术设备受限、环保资金紧缺、战略规划不足、市场需求有限、绿色供应链韧性脆弱等^[2]。其中,企业忽视绿色治理能力,使得绿色技术与绿色制度失衡,从而诱发转型风险,是导致企业陷入危机的关键因素之一。根据《每日经济新闻》发布的“A 股绿色周报”,一些上市公司绿色治理机制不够完善,频频发生环保设施未验收即使用、环保项目未审批即运行、环境污染物未达标即排放等违法违规事件。在实务界,部分上市公司在绿色化转型过程中,出现了重购置轻治理、重预算轻运营、重使用轻监督等问题^[3]。例如,金龙汽车、华北制药等上市公司致力于建设绿色工厂,但却忽视了绿色治理能力的提升,出现了不正当使用污染防治设施的问题,导致绿色化转型失败。在学术界,南开大学中国治理研究院发布的中国上市公司绿色治理评价表明,我国上市公司绿色治理指数呈现整体偏低、逐年上升的趋势,反映出上市公司在绿色治理机制和顶层设计架构方面较为薄弱,亟待提升。因此,企业绿色化转型可能减轻环境风险,但也可能引发转型风险,对企业风险产生不确定影响。

审计师在资本市场中扮演着风险监控和信息提供者的角色,面对较强的风险不确定性,审计师通常保持谨慎和独立的态度,倾向于通过审计收费的方式来应对潜在风险^[4]。审计费用既涵盖了审计师额外的成本支出,又隐含了风险报酬,可以通过成本补偿与风险溢价的双重机制,帮助审计师有效应对潜在风险。对于审计师而言,透明合理的审计费用不仅是平衡风险与收益的关键,还是确保其独立性和资源投入的基础。审计费用直接影响审计工作的资源配置与质量保障,能够确保在审计过程中拥有充足的人员、时间与技术支持。审计费用过高或过低,都会对审计质量产生负面影响。科学的定价有助于增强审计师的风险应对能力,确保审计质量与职

[收稿日期] 2024-12-19

[基金项目] 国家自然科学基金项目(72262028); 国家社会科学基金重大项目(24&ZD083)

[作者简介] 王生年(1970—),男,甘肃武威人,石河子大学经济与管理学院、公司治理与管理创新研究中心教授,博导,从事公司治理、资本市场和会计行为研究;吴金柯(1996—),男,山西晋城人,石河子大学经济与管理学院博士研究生,从事公司治理、审计理论研究,通信作者, E-mail: 2385159009@qq.com。

业责任相匹配,从而提升审计的专业性与准确性。但是,审计费用并不能消除审计失败风险。为进一步降低因环境事项引发的审计失败,《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》要求审计师应该关注被审计单位的环境事项。从图 1 来看,2017—2023 年间,中国上市公司环境类关键审计事项披露数量逐年上涨,关键审计事项中环保类词频也在逐年增加。由此可见,审计师越来越关注企业绿色化转型过程中存在的风险。那么,企业绿色化转型是否会影响审计费用呢?从理论上讲,企业绿色化转型具有双重影响:一方面,绿色化转型可能产生“绿色治理”效应,减轻环境风险,降低审计费用;另一方面,绿色化转型也可能产生“绿色阻滞”效应,激发转型风险,增加审计费用。为此,本文将探讨企业绿色化转型对审计费用的影响,有助于评估企业绿色化转型的经济后果,助力审计师提供高质量审计服务。

本文可能的研究贡献:第一,拓展了企业绿色化转型的研究范畴,从审计收费视角探讨企业绿色化转型的经济后果。已有文献研究了企业绿色化转型对资本市场、公司价值的影响^[5]。本文将企业绿色发展的经济后果研究拓展至审计层面,验证了企业绿色升级所产生的绿色治理效应,对于深刻理解可持续发展理念,加快推动经济社会发展绿色转型具有重要意义。第二,从企业环境相关事项出发,丰富了审计费用影响因素的研究。已有学者研究了环责险^[6]、环保信用评级^[4]等对审计费用的影响。本文从企业绿色特征视角研究企业绿色化转型对审计费用的影响,有利于审计师关注和评估企业环境行为,有效控制审计风险。第三,打开了企业绿色化转型与审计费用之间的“黑箱”。本文依据审计定价模型,建立企业绿色化转型、审计成本、审计风险和审计费用之间的关系模型,从环境内部控制、环境信息质量、环境经营风险三个方面揭示了企业绿色化转型对审计费用的影响机制,有助于投资者正确理解企业绿色转型与审计费用的关系,提升证券市场资源配置效率。

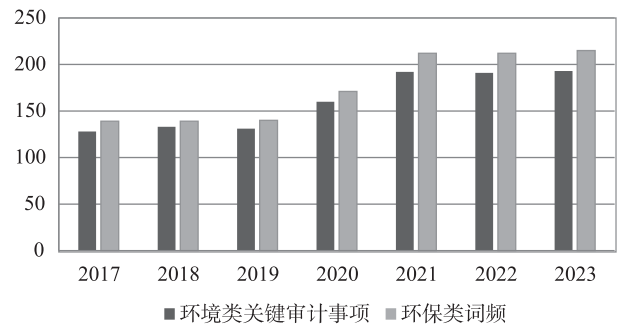


图1 环境类关键审计事项统计图

二、文献回顾与述评

（一）审计费用的影响因素研究

现有文献主要从审计环境、审计主体和审计客体三个方面对审计费用的影响因素进行了丰富的研究。在审计环境方面,研究发现经济政策不确定性^[7]会提高企业经营风险,从而造成审计费用提升。但是,社会信任水平^[8]、税收征管强度^[9]、绿色信贷政策^[10]可以降低盈余管理和代理成本,从而降低审计费用。在审计主体方面,研究认为审计师行业专长^[11]、事务所合并^[12]能够提升会计师事务所在审计市场上的声誉和势力,从而提高审计收费。在审计客体方面,学者们研究了被审计单位特征与审计费用的关系。基于公司财务特征,有学者分析了公允价值对审计费用的影响,认为第一层次公允价值对审计费用没有显著影响;第二层次公允价值增加了审计风险,能够提高审计费用;而第三层次公允价值提高了会计信息披露的充分性,能够降低审计费用^[13]。也有学者发现向下盈余管理行为通过增加审计师面临的风险与成本,显著提高了审计费用^[14]。基于公司治理特征,研究显示内部控制^[15]、国有股东参股^[16]、非 CEO 高管的独立性^[17]可以控制审计风险,减少审计费用;而员工持股导致财务信息质量降低^[18],双重股权结构增加了内部人侵占的动机^[19],两者均会提高审计费用。基于公司数字特征,有学者发现数字技术的运用会增加审计程序,提高审计收费^[20]。但是,也有学者发现企业数字化转型会提高公司治理水平,降低审计费用^[21]。基于公司绿色特征,研究发现企业投保环责险会提高审计师努力程度,增加审计费用^[6],而企业提高环保信用评级^[4]会降低环境风险,减少审计费用。

（二）企业绿色化转型经济后果研究

目前,学者们关于企业绿色化转型的经济后果研究尚未得到统一结论。一部分学者认为企业绿色化转型具有积极影响,能够改善环境绩效,释放绿色信号,增强投资者信心,降低权益资本成本^[22],促进股票发行^[23],提高资源利用率^[24],缓解股票误定价^[25],降低股价崩盘风险^[5],提升企业价值链分工地位^[26]。另外一部分学者认为企业绿色化转型面临巨大挑战,存在趋利动机,会破坏原有的经济结构,加剧未来现金流波动,加大经营风险,减少股票回报率和资产净利润^[27]。可以看出,企业绿色化转型的经济后果具有复杂性,原因可能在于转型过程中存在较大的

不确定性,可能给企业带来潜在风险。因此,亟须对企业绿色化转型的经济后果进行更加深入的研究和探讨。

(三) 文献述评

梳理上述文献可以发现,已有文献对审计费用的影响因素作了大量研究,但尚未有学者从企业绿色化转型视角探讨其对审计费用的影响。企业绿色化转型可能降低环境风险,也可能触发转型风险,而审计费用是审计师应对风险的主要手段,那么企业绿色化转型如何影响审计费用?其作用机制又是什么?这将成为本文关注的重点问题。本文试图回答上述问题,以评估企业绿色化转型的经济后果,从而推动企业高质量发展。同时,也尽可能为审计师优化审计资源、控制审计风险、提高审计质量,从而展开高质量审计工作提供启示。

三、研究假说

根据审计定价模型,审计费用的影响因素有审计风险、审计成本和事务所正常利润^[28],主要取决于审计风险和审计成本两大因素。审计风险是指财务报表存在重大错报,而审计师仍然发表不恰当审计意见的可能性。审计成本是指审计师在执行审计程序时投入的人财物之和。基于此,本文认为审计风险和审计成本是影响审计费用的重要因素。企业绿色化转型可能表现出“绿色阻滞”效应,也可能表现出“绿色治理”效应,从而对审计费用造成不确定的影响。

(一) “绿色阻滞”效应

在地区碳达峰压力下,企业绿色化转型的目标可能是提高绿色生产效率,做好节能减排。此时,企业可能会更加重视绿色生产,忽视绿色管理,产生“绿色阻滞”效应,增加企业转型风险,表现为环境内部控制失效、环境信息质量下降和环境经营风险上升,最终导致审计费用提高。

第一,企业绿色化转型可能削弱环境内部控制有效性,增加审计成本和审计风险。企业绿色化转型往往会采用绿色生产技术和新型商业模式,聘用一批具有环保技术的员工。新的技术、模式和人员的运用均会要求企业建立一套与之相适应的环境内部控制体系,但是构建和发展一套行之有效的环境内控体系需要较长时间的探索。换言之,如果环境内部控制体系的变革速度无法适应企业绿色化转型的要求,那么就会存在环境内控缺陷,甚至造成环境内控失效。当环境内部控制失效时,可能造成财务报告重大缺陷,降低企业信息的可靠性和真实性,从而引发审计风险,迫使审计师提高风险补偿^[15]。审计师为了降低审计风险,会进行额外的审计程序,如花费时间与管理层讨论,花费精力辨别环境内控缺陷的严重程度,从而会要求更高的成本补偿^[29]。

第二,企业绿色化转型可能降低环境信息质量,增加审计成本和审计风险。企业绿色化转型过程具有投资大、周期长、风险高、见效慢等特点,需要巨大的资金支持^[2]。根据声誉理论,良好的公司声誉能够为企业发展带来资金支持。相比重污染企业,环境友好型企业更易获得绿色金融的支持^[30]。面对巨大的经营压力和巨额的资金诱惑,管理层可能会策略性披露环境信息,提高企业绿色声誉,从而攫取经济利益。例如,朗诗绿色集团作为一家房地产公司,希望通过绿色化转型实现多元化生产。但是,公司仅仅将环保作为噱头,产品质量并未达标,最后被破产清算。当环境信息质量下降时,表明企业可能存在违反法律法规和审计准则的行为,导致审计师面临更加严峻的法律责任和职业道德风险。审计师为了辨别环境信息的真伪,就需要投入更多的时间和精力,也会要求更高的成本补偿和风险报酬。

第三,企业绿色化转型可能加剧环境经营风险,增加审计成本和审计风险。企业绿色化转型会进行大量的环境投资和环保研发。根据遵循成本假说,环境性投资可能挤占生产性投资,限制企业投资选择。环境标准和环保税负迫使企业不得不将有限的资金投入污染减排方面,而治污成本的内部化会增加生产的边际成本,造成未来盈余波动,甚至使企业陷入财务困境^[2]。环保研发因其资产专用性高、技术路径不确定性强以及投资回报周期长的特征,容易诱发环境经营风险。研发投入的模糊性为管理层实施盈余管理等自利性行为创造了操作空间;环保技术的专业性削弱了投资者对项目可行性的判断能力,导致逆向选择风险加剧。这些问题会降低绿色创新活动的市场价值转化率,并通过污染排放负向外效应加剧企业环境经营风险。当环境经营风险增加时,意味着企业面临更高的破产概率。此时,审计师为了应对企业的破产风险,便会提高风险附加值,也会出具更加详细和可靠的审计报告,以满足股东、投资者和监管部门的需要,从而就会执行更加严格的审计流程,提高审计成本。

(二) “绿色治理”效应

在地方政府环境治理下,绿色化转型可能会同时促进绿色生产和绿色管理,产生“绿色治理”效应,降低企

业环境风险,表现为完善环境内部控制、加强环境信息质量和减轻环境经营风险,最终导致审计师降低审计费用。具体来说:

第一,企业绿色化转型可能会完善环境内部控制,降低审计成本和审计风险。根据风险管理理论,企业通过优化环境内部控制,能够及时识别、评估和应对潜在的环境风险。绿色技术是企业绿色化转型的基础。其一,绿色技术的运用强化了对环保数据的监控优势。绿色技术通常依赖先进的监控与测量系统,用以跟踪能源消耗、废物排放和资源利用等环境相关指标。通过部署智能化和数字化的环境监控系统,企业能够实时收集和分析环保数据。对环境指标的持续监控可以帮助管理层强化环境内部控制,确保其运营符合环保政策与法规的要求,从而精准识别环境风险并做出调整。其二,绿色技术的运用提高了企业的管理能力。企业环保部门可以利用环境监测系统实时监控污染源头和环境变化,减少对其他部门数据的依赖,从而更客观地对企业的环保措施、行为和结果进行检查和评估,更公平地执行环境监管职能,更有效地预防环境事故与环保违法行为。管理层可以将绿色技术与业务活动交叉融合,通过清洁生产等技术增强生产工艺的绿色化水平,通过全要素统一监管等方式快速了解生产状况,对生产活动进行梳理、改进和监督^[31]。对于单个业务而言,管理层可以利用自动化检测设备对其进行自动评估,从而提高管理效率。其三,绿色技术的运用促进企业内部各部门的协作交流。数字技术具有天然的绿色特征,摆脱了对不可再生资源的依赖。绿色化转型借助数字技术构建绿色办公系统,将环境数据在不同部门、不同层级之间传递,实现了企业内部信息的共享和整合,提升了部门之间的沟通效率。综上,绿色化转型通过应用绿色技术提升了企业对环境风险的控制能力,从而加强企业环境内部控制。除此之外,绿色化转型会基于环保理念建立环境管理体系,完善公司制度与组织架构^[32]。例如执行“三同时”制度,设立 ESG 委员会,强化独立董事环保职责等。当环境内部控制水平提升时,审计证据的可靠性和可利用程度就会提高,审计师进行较少的审计程序就可以获取充分适当的审计证据,从而能够降低审计成本。虽然审计师检查被审计单位环境内部控制的有效性会付出相应的成本,但是随着审计师对同一审计业务的连续进行,会更加熟悉企业环境内部控制,审计程序便会逐年减少,从而对降低审计收费产生规模效应^[15]。健全的环境内部控制可以优化监督效率,提高企业的风险抵抗能力和管理水平,降低财务报表重大错报风险和检查风险,从而降低审计师的审计风险。

第二,企业绿色化转型可能会提高环境信息质量,降低审计成本和审计风险。绿色化转型强化了企业环境信息披露的动机和能力。从动机来看,践行绿色化转型的正向反馈为企业提供了充足的内在动力,使其即使在没有强制性环境信息披露制度的要求下,仍然愿意积极履行环保责任,并不断提高环境信息披露质量^[33]。并且,根据信号理论,环境绩效越好的企业,越容易获得环保资金支持,越有动机进行环境信息披露^[34]。提高环境信息披露质量,能够获得环保补贴、绿色信贷和绿色投资,使得进行高质量环境信息披露的成本负担显著降低,从而激发企业环境信息披露意愿^[35]。从能力来看,绿色化转型能够增强环保投资,推动绿色创新,提高绿色全要素生产率,创造实质性的绿色效益,不仅为企业提供切实详尽的环境信息披露素材,还可维护可持续发展的品牌形象^[36]。绿色化转型通过降低能源消耗、优化能源结构、采用清洁工艺的方式,提高竞争优势,帮助企业更加自信地披露环境信息。当环境信息披露质量提高时,不仅能够减少审计师验证数据真实性的时间投入,降低审计成本,还能够帮助审计师降低因企业策略性披露环境信息而导致的漂绿风险,降低审计师为应对潜在风险而计提的风险溢价。

第三,企业绿色化转型可能会减轻环境经营风险,降低审计成本和审计风险。绿色化转型意味着企业更加重视环境保护,会不断追加环保投资^[5]。从长期来看,大量的环保投资会提高资源利用率,减少废气、废水、废物的排放,从而实现企业对环境的正向影响,提升环境绩效。环境绩效的改善能够塑造企业环保形象,有效降低环保税制改革带来的税负增加,减轻环保处罚,获得环保投资。此外,根据创新补偿学说,绿色创新活动不仅能够满足企业的环保要求,还可以在在市场上获得竞争优势。绿色化转型提升了企业绿色技术的研发和运用能力,降低生产边际成本,增强产品环保属性,扩大消费者市场,提高企业绿色营业收入,降低环境经营风险。环境经营状况改善能够降低企业未来现金流波动性,增强企业环保经营的合规性,减少财务舞弊风险,降低审计风险。稳定的环境经营状况意味着企业业务活动、财务状况和操作流程与以往保持一致,不会频繁发生大规模的变化或不确定性。这能够减少审计的复杂性和工作量,提升审计效率,使审计师能够更快地完成审计工作,进而降低审计成本。

基于上述分析,本文认为企业绿色化转型对审计费用的影响存在较大的不确定性。因此,本文提出如下竞争性假说 H_{1a} 和 H_{1b} 。图 2 给出了本研究的逻辑分析框架图。

H_{1a} :在其他条件一定的情况下,企业绿色化转型会增加审计收费,表现为“绿色阻滞”效应。

H_{1b} :在其他条件一定的情况下,企业绿色化转型会降低审计收费,表现为“绿色治理”效应。

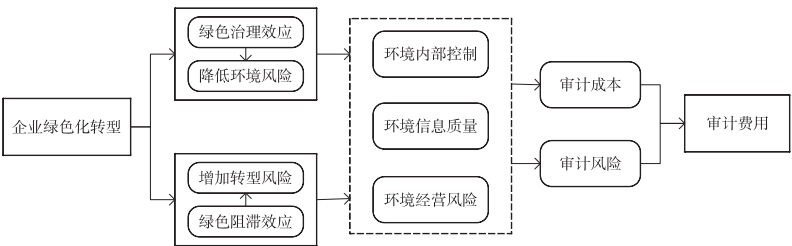


图 2 逻辑分析框架图

四、研究设计

(一) 样本选取和数据来源

2007 年财政部颁布了新会计准则,本文以 2007—2022 年中国上市公司作为研究样本,并进行如下筛选:①剔除 ST 和 PT 公司;②剔除金融类公司;③剔除存在缺失值的样本;④对所有连续变量进行上下 1% 的双边缩尾处理。经过上述处理后,共获得 28052 个观测值。企业层面数据来自 CSMAR 数据库,数据处理采用 Stata 软件。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为审计费用,使用 $\ln Fee$ 表示,参考于连超等^[37]的研究,使用滞后一期审计费用加 1 的自然对数度量。为了保证研究结论的可靠性,在稳健性检验中,分别使用滞后一期的审计费用/总资产 $\times 1000$ 和滞后一期的审计费用/营业收入 $\times 1000$ 重新度量被解释变量,分别使用 Fee_Ass 和 Fee_Inc 表示。

2. 解释变量

企业绿色化转型并不是简单的运用绿色技术,而是基于绿色理念推动企业生产过程、管理制度的绿色化变革^[32],既包括在生产过程中运用绿色技术,也包括引导企业管理绿色转型。

本文参考周阔^[5]的研究,将上市公司年报作为企业绿色化转型的度量范围,根据《中华人民共和国环境保护法》《企业环境行为评价技术指南》《绿色制造标准化白皮书》和《中国制造 2025》等政策文件,从绿色生产和绿色管理两个方面确定绿色化转型的相关关键词。首先,利用 Python 开源的“jieba”分词库对《中华人民共和国环境保护法》等政策文件进行分词处理;其次,利用 Word2Vec 模型计算分词词向量,基于词向量间相似度,运用 K-means 聚类方法得到与绿色生产和绿色管理相关性较高的词,将其作为关键词;再次,将得出的关键词通过手工检验的方式,判断其是否符合分类标准,并进行优化,其中,绿色生产类关键词共 33 个,绿色管理类关键词共 69 个,总计 102 个;最后,根据关键词在年报中出现的次数统计词频数,将词频总数加 1 取对数作为企业绿色化转型的度量方式,用 Gre 表示。

3. 控制变量

本文参考已有研究^[37],从三个方面选择控制变量。(1)企业财务特征变量:公司规模($Size$)、资产负债率(Lev)、总资产净利润率(Roa)、账面市值比(BM)。(2)公司治理变量:董事会规模($Board$)、两职合一($Dual$)、独立董事占比($Indep$)、管理层持股比例($Mshare$)、前十大股东持股比例(Top)。(3)审计层面变量:审计师任期($\ln Tenure$)、审计师变更($Change$)、审计委员会人数($Committee$)、是否被国际“四大”会计师事务所审计($Big4$)。相关变量及其定义如表 1 所示。

(三) 模型设定

为了验证研究假设,本文构建控制年份和公司个体的双向固定效应模型进行检验,

表 1 主要变量定义及描述性统计

变量	变量定义	最小值	最大值	均值	标准差
$\ln Fee$	$\ln$ (滞后一期的审计费用 + 1)	12.429	15.761	13.689	0.652
Gre	$\ln$ (企业绿色化转型词频 + 1)	0	3.850	1.850	0.845
$Size$	$\ln$ (公司年末资产总额 + 1)	19.875	25.658	22.122	1.204
Lev	期末负债总额/资产总额	0.059	0.892	0.427	0.200
Roa	净利润/总资产平均余额	-0.213	0.226	0.042	0.063
BM	企业账面价值/企业市值	0.120	1.167	0.618	0.243
$Board$	$\ln$ (董事会人数 + 1)	1.792	2.708	2.241	0.174
$Dual$	董事长和总经理由同一人担任为 1,否则为 0	0	1	0.271	0.445
$Indep$	独立董事人数/董事会人数	0.333	0.571	0.375	0.052
$Mshare$	管理层持股数量/总股数	0	0.678	0.130	0.193
Top	前十大股东持股数量/总股数	0.231	0.889	0.576	0.150
$\ln Tenure$	$\ln$ (会计师事务所连续审计该客户的年数 + 1)	0.693	3.219	1.947	0.676
$Change$	若上市公司当年发生签字审计师变更,取值为 1;否则为 0	0	1	0.623	0.485
$Committee$	审计委员会人数	3	5	3.294	0.685
$Big4$	审计师来自国际“四大”则取为 1,否则为 0	0	1	0.043	0.203

如模型(1)所示。

$$\ln Fee_{it} = \partial_0 + \partial_1 Gre_{it} + \sum Controls_{it} + Year_i + Firm_i + \varsigma_{it} \tag{1}$$

其中, i, t 分别表示企业和年份; $\ln Fee$ 为被解释变量, 表示审计费用; Gre 为核心解释变量, 表示企业绿色化转型; $Controls$ 表示控制变量; 同时控制年份和公司个体固定效应。通过观察回归系数 ∂_1 的符号, 判断企业绿色化转型对审计费用的影响, 如果 $\partial_1 < 0$, 说明企业绿色化转型能够发挥“绿色治理”效应, 降低审计费用; 反之, 说明存在“绿色阻滞”效应, 会增加审计费用。

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表1列示了主要变量的描述性统计结果。 $\ln Fee$ 的最小值为 12.429, 最大值为 15.761, 均值为 13.689, 表明不同企业的审计费用存在个体差异。

Gre 的最小值为 0, 最大值为 3.85, 均值为 1.85, 表明不同企业的绿色化发展水平存在差异。多重共线性检验结果表明, VIF 的均值为 1.45, 表明变量选取过程中不存在明显的多重共线性问题。其他控制变量与已有研究的统计量相近, 在此不再赘述。表2进一步按照企业当年是否进行绿色化转型对 $\ln Fee$ 、 Fee_Ass 和 Fee_Inc 进行差异检验, 发现在未进行绿色化转型的企业中, $\ln Fee$ 的均值和中位数低于进行绿色化转型的企业, 两者存在显著差异。造成这一结果的原因可能是未进行绿色化转型的企业没有迫切的转型需要, 其自身的环境风险和转型风险较小, 所以审计费用较低。但是, Fee_Ass 和 Fee_Inc 的均值和中位数高于进行绿色化转型的企业, 并存在显著差异。这可能是因为企业绿色转型进行了大量环保投资, 提高了企业的环保资产和绿色收入, 降低了环境风险, 导致审计费用占比减少。 $\ln Fee$ 、 Fee_Ass 和 Fee_Inc 的均值、中位数差异检验结果不同, 说明企业绿色化转型对审计费用的影响具有较强的不确定性, 需要进一步研究。

(二) 基准回归结果

表3列示了企业绿色化转型对审计费用影响的回归结果。第(1)列仅控制了企业财务特征变量, Gre 的回归系数为 -0.011, 在 1% 的水平上显著; 第(2)列加入了公司治理变量, Gre 的回归系数为 -0.012, 在 1% 的水平上显著; 第(3)列加入了所有的控制变量, Gre 的回归系数为 -0.012, 在 1% 的水平上显著。由此说明企业绿色化转型过程中会更多地表现为“绿色治理”效应, 能够降低审计费用。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

为了保证研究结论的可靠性, 本文使用 Fee_Ass 和 Fee_Inc 再次进行回归。回归结果表明, 企业绿色化转型能够降低审计费用, 具体过程留存备索。

2. 替换核心解释变量

企业绿色化转型既需要增加环保投资, 又需要提高绿色创新能力。因此, 参考李波等^[38]的研究, 本文采用环保投资占比和绿色专利数量度量企业绿色化转型。环保投资额在财务报表附注的“在建工程”“固定资产”等

表2 审计费用差异性检验

变量	观测值		均值		均值差 异检验	中位数		中位数 差异检验
	$Gre = 0$	$Gre = 1$	$Gre = 0$	$Gre = 1$		$Gre = 0$	$Gre = 1$	
$\ln Fee$	1311	26741	13.539	13.696	-0.157 ***	13.459	13.592	42.062 ***
Fee_Ass	1311	26741	3.476	3.156	0.319 ***	2.719	2.468	14.154 ***
Fee_Inc	1311	26741	8.359	7.310	1.409 ***	4.806	4.561	1.925

注: ***表示 $p < 0.01$ 、**表示 $p < 0.05$ 、*表示 $p < 0.1$, 括号中的值为 t 统计量, 下同。

表3 企业绿色化转型对审计费用的影响

变量	(1) $\ln Fee$	(2) $\ln Fee$	(3) $\ln Fee$
Gre	-0.011 *** (-2.95)	-0.012 *** (-3.09)	-0.012 *** (-3.00)
$Size$	0.292 *** (54.02)	0.285 *** (52.01)	0.277 *** (50.49)
Lev	-0.135 *** (-6.30)	-0.116 *** (-5.40)	-0.112 *** (-5.24)
Roa	-0.660 *** (-14.86)	-0.697 *** (-15.52)	-0.698 *** (-15.59)
BM	0.015 (0.94)	0.003 (0.17)	0.007 (0.43)
$Board$		0.123 *** (4.87)	0.110 *** (4.36)
$Dual$		0.007 (1.02)	0.007 (1.03)
$Indep$		0.001 ** (2.17)	0.001 ** (2.13)
$Mshare$		-0.001 * (-1.80)	-0.000 (-1.61)
Top		0.184 *** (6.84)	0.170 *** (6.31)
$\ln Tenure$			-0.008 * (-1.90)
$Change$			-0.007 * (-1.77)
$Committee$			0.022 *** (4.20)
$Big4$			0.275 *** (13.30)
年份/个体	控制	控制	控制
$Constant$	7.007 *** (64.75)	6.712 *** (53.35)	6.852 *** (54.22)
$Observations$	28052	28052	28052
$R-squared$	0.493	0.495	0.499
F	1192	959.3	841.0

科目中筛选,环保投资占比为环保投资额与总资产的比重,使用 *Gre_Inst* 表示。企业绿色专利分为绿色实用新型专利和绿色发明专利,前者表示策略性绿色创新,后者表示实质性绿色创新。本文分别使用绿色实用新型专利和绿色发明专利之和加 1 取对数、绿色实用新型专利加 1 取对数、绿色发明专利加 1 取对数三种方式度量企业绿色化转型,回归结果与基准回归保持一致,回归过程留存备案。

3. 增加行业、地区固定效应和个体标准误差

考虑到不同地区、不同行业的环境规制强度不同,以及个体标准误差对回归结果的冲击,我们依次增加地区固定效应、行业固定效应和个体标准误差,再次进行回归,回归结果与基准回归大体一致,回归过程留存备案。

4. 子样本回归

考虑到未进行绿色化转型的企业年报中相关词汇出现较少,可能影响本文的结论。因此,本文进行了子样本回归,分别删除与绿色化转型关联性不强的行业,包括批发业、零售业、邮政业、住宿业、餐饮业、房地产业、卫生业、社会工作、教育业和文化体育与娱乐业;删除连续六年绿色专利数量为 0 的企业;还删除当年度 *Gre* 为 0 的企业,并重新对样本进行回归分析,回归结果与基准回归一致,回归过程留存备案。

5. 工具变量检验

研究结论可能存在互为因果的内生性问题,即高审计收费可能会倒逼企业绿色化转型。基于此,本文选取企业所在地级市的绿化覆盖面积作为工具变量,采用 *IV* 表示。一方面,城市绿化覆盖面积大,表明城市在发展过程中注重环境保护,使得该城市的企业绿色化转型程度可能也较高,满足相关性的要求。另一方面,城市绿色化覆盖面积的大小可能对审计师收费的影响较小,满足外生性条件,回归结果如表 4 所示。第一阶段回归中,*IV* 的回归系数显著为正,Kleibergen-Paap rk LM 的值为 40.062,拒绝了工具变量识别不足的假设,Cragg-Donald Wald F 的值为 44.897,拒绝了弱工具变量假设;第二阶段回归中,*Gre* 的回归系数显著为负,证明了研究结论的稳健性。

6. PSM 检验

本文的核心解释变量是通过统计词频得出的,可能存在样本自选择偏差的问题。为了缓解上述担忧,我们采用倾向得分匹配方法(PSM)重新进行回归。具体而言,将控制变量作为协变量,在半径为 0.03 的卡尺范围内,根据企业是否绿色化转型进行 1:1 配对。匹配之前平均干预效应的差异值为 0.053,T 值为 2.61,意味着在排除影响审计收费的其他因素之后,企业绿色化转型对审计收费影响的“净效应”仍然显著;在匹配之后,平衡性检验结果表明所有协变量的标准化误差均小于 0.1,表明匹配成功。之后采用固定效应模型进行回归,回归结果如表 4 所示,*Gre* 的回归系数显著为负,与研究结论一致。

表 4 内生性检验结果

变量	工具变量检验		PSM 检验	Heckman 检验	双重差分检验		
	一阶段	二阶段	lnFee	lnFee	lnFee	lnFee	lnFee
<i>IV</i>	0.033 *** (6.40)						
<i>Gre</i>		-0.359 *** (-3.51)	-0.012 *** (-3.02)	-0.012 *** (-3.00)			
<i>IMR</i>				0.582 ** (2.48)			
<i>Post1</i>					-0.013 ** (-2.36)		
<i>Post2</i>						-0.022 *** (-3.32)	
<i>Post3</i>							-0.035 *** (-3.77)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份和个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-1.072 *** (-7.05)	5.366 *** (41.57)	6.853 *** (54.04)	5.388 *** (8.94)	6.866 *** (54.38)	6.875 *** (54.46)	6.890 *** (54.53)
Observations	28052	28052	27980	28052	28052	28052	28052
R-squared			0.498	0.499	0.499	0.499	0.499
F			836.3	813.4	840.8	841.2	841.4

7. Heckman 检验

由于一些企业未进行绿色化转型或者研究过程中可能存在遗漏关键词的问题,研究结论可能存在样本选择偏差,因此,本文进行 Heckman 检验以证明研究结论的可靠性。第一阶段,将企业当年是否进行绿色化转型作为被解释变量,采用 Probit 模型估计逆米尔斯比率(*IMR*);第二阶段,将 *IMR* 作为控制变量加入模型(1)中进行回归,回归结果如表 4 所示。可以看到,*IMR* 的回归系数显著为正,*Gre* 的回归系数显著为负,说明在控制样本选择偏误之后,研究结论依旧成立。

8. 双重差分法

考虑到部分年度一些上市公司绿色化转型词汇出现次数较少,而这些企业可能并未进行转型升级,只是策略性披露信息。为了排除策略性信息披露行为对研究结论的干扰,参考祁怀锦^[39]等的研究,本文使用双重差分法进行检验。具体来说,分年度对企业绿色化转型词频数进行排序,如果样本企业在观测年度内词频数超过同行业同地区企业的 10%,则在该年及以后年份 *Post1* 取值为 1,在该年之前年份取值为 0。为了保证回归结果的稳健性,我们还计算了 20% 和 30% 的分位数,分别使用 *Post2* 和 *Post3* 表示。回归结果如表 4 所示,*Post1*、*Post2* 和 *Post3* 的回归系数显著为负,表明企业绿色化转型能够降低审计收费。

9. 排除夸大披露样本

考虑到一些企业可能存在虚假宣传、夸大披露的行为,会导致研究结果高估,因此我们参考赵璨等^[40]的研究,通过构建企业绿色化转型决定模型,将样本划分为夸大披露组和正常披露组进行检验。如模型(2)所示。

$$Gre_{it} = \beta_0 + \beta_1 Gre_{med_{it}} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Roa_{it} + \beta_5 Top_{it} + Year_i + Firm_i + \zeta_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量为企业绿色化转型(*Gre*),控制变量包括年度行业内其他企业绿色化转型的中位数(*Gremed*)、企业规模(*Size*)、总资产负债率(*Lev*)、总资产净利润率(*Roa*)和前十大股东持股比例(*Top*)。此外,本文还控制了年份和公司个体固定效应。通过模型

(2)的残差项判断企业是否正常披露,当残差大于 0 时,表示存在夸大披露,将其定义为夸大披露组,当残差小于等于 0 时,表示非夸大披露,将其定义为非夸大披露组,然后进行分组回归,回归结果如表 5 所示,在非夸大披露组中,*Gre* 的回归系数显著为负;在夸大披露组中,*Gre* 的回归系数不显著,表明夸大披露企业绿色化转型并不能降低审计费用。

表 5 排除夸大披露样本回归结果

变量	非夸大披露组 lnFee	夸大披露组 lnFee
<i>Gre</i>	-0.017 ** (-2.40)	-0.011 (-1.23)
控制变量	控制	控制
年份和个体	控制	控制
<i>Constant</i>	6.815 *** (35.41)	7.181 *** (37.35)
Observations	13709	14343
R-squared	0.481	0.486
F	351.9	375.1

六、机制检验分析

(一)企业绿色化转型、环境内部控制与审计费用

为了检验企业绿色化转型是否会优化环境内部控制,本文参考于连超等^[37]的研究,使用企业是否构建环境内控和环境内控水平度量环境内部控制质量,采用 *EIC_IF* 和 *EIC_Level* 表示。对于 *EIC_IF*,使用企业是否通过环境认证度量,对于 *EIC_Level*,我们根据美国 COSO 委员会颁布的《内部控制整合框架》和中国政府制定的《企业内部控制基本规范》,从控制环境、风险评估、控制活动、信息与沟通、内部监察 5 个方面构建环境内部控制评价体系,下设 14 个二级指标。当企业符合某项二级指标时,该企业的环境内部控制体系加 1 分,否则不加分。接下来,本文采用总得分加 1 取对数的方式表示环境内部控制体系。回归结果如表 6 所示,第(1)列 *Gre* 的回归系数显著为正;第(2)列 *Gre* 和 *EIC_IF* 的回归系数均显著为负;第(3)列 *Gre* 的回归系数均显著为正;第(4)列 *Gre* 和 *EIC_Level* 的回归系数均显著为负,说明企业绿色转型可以提高环境内部控制,降低审计费用。

表 6 企业绿色化转型、环境内部控制与审计费用

变量	(1) <i>EIC_IF</i>	(2) lnFee	(3) <i>EIC_Level</i>	(4) lnFee
<i>EIC_IF</i>		-0.011 * (-1.91)		
<i>EIC_Level</i>				-0.004 ** (-2.36)
<i>Gre</i>	0.036 *** (8.61)	-0.011 *** (-2.89)	0.342 *** (21.73)	-0.010 *** (-2.65)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和个体	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.008 (-0.06)	6.852 *** (54.22)	-3.970 *** (-7.69)	6.838 *** (54.04)
Observations	28052	28052	28052	28052
R-squared	0.038	0.499	0.228	0.499
F	33.40	813.2	249.7	813.3

(二)企业绿色化转型、环境信息披露质量与审计费用

为了验证企业绿色化转型是否会提高环境信息披露质量,本文参考徐悦等^[41]的研究,使用声誉法和赋分法度量环境信息质量,分别用 *Eidq* 和 *EP* 表示。对于 *Eidq*,使用华证 ESG 指数度量,企业 ESG 表现越好,环境信息披露质量可能越高。对于 *EP*,如果企业采用定量描述环境信息则赋值为 2,定性描述赋值为 1,无描述赋值为 0,描述的内容包括废气、废水、粉尘、烟尘、固废、噪声、光污染、辐射等治理情况和清洁生产实施情况。接下来,将得分之和加 1 取自然对数。回归结果如表 7 所示,第(1)列 *Gre* 的回归系数均显著为正,第(2)列 *Gre* 和 *Eidq* 的回归系数均显著为负,第(3)列 *Gre* 的回归系数均显著为正,第(4)列 *Gre* 和 *EP* 的回归系数均显著为负,说明企业绿色转型可以提高环境信息披露质量,降低审计费用。

(三)企业绿色化转型、环境经营风险与审计费用

为了验证企业绿色化转型是否能够降低环境经营风险,本文参考韩峰等^[42]的研究,用环境经营绩效度量环境经营风险,环境绩效越好,环境经营风险越小。一是采用环保税占营业收入的比重度量,使用 *PWF* 表示;二是采用化学需氧量排放量、氨氮排放量,二氧化硫排放量、氮氧化物排放量以及烟粉尘排放量占营业收入的比重度量,用 *PEI* 表示。回归结果如表 8 所示,第(1)列 *Gre* 的回归系数显著为负;第(2)列 *Gre* 的回归系数显著为负,*PWF* 的回归系数显著为正;第(3)列 *Gre* 的回归系数显著为负;第(4)列 *Gre* 的回归系数显著为负,*PEI* 的回归系数显著为正,说明企业绿色转型可以降低环境经营风险,减少审计费用。

七、进一步分析

(一)企业绿色化转型的二维度量

本文在对企业绿色化转型的二维度量中,将其划分为绿色生产转型和绿色管理转型两个维度,绿色生产重点关注企业绿色生产效率,绿色管理重点关注绿色治理能力。具体来说,分别统计绿色生产类和绿色管理类的关键词,然后度量绿色生产转型和绿色治理转型,依次使用 *lnGPT* 和 *lnGMT* 表示。为了保证研究结论的可靠性,本文使用企业绿色全要素生产率度量绿色生产效率,用 *GTFP* 表示;使用 J-F 系数度量绿色治理绩效,用 *GGP* 表示。计算方式如公式(3)所示:

$$GGP = \begin{cases} (p^2 - p \times |q|)/r^2, & \text{if } p > |q| \\ (p \times |q| - q^2)/r^2, & \text{if } p < |q| \\ 0, & \text{if } p = |q| \end{cases} \tag{3}$$

其中,*p* 为公司绿色治理正面得分,每项按 1 分计;*q* 为公司绿色治理负面得分,每项按 -1 分计;*r* 为 *p* 与 *q* 的绝对值之和。评分项目包括污染物排放达标、污染物排放未达标、突发环境事故、环境违法事件、环境信访案件、环保荣誉或奖励、在 ESG 评级中环境治理得分是否位于样本前 30、在 ESG 评级中环境管理体系评级是否为最高等级、在 ESG 评级中环境管理体系评级是否为最低等级。

回归结果如表 9 所示,*lnGTP* 和 *lnGMT* 的回归系数显著为负;*GTFP* 和 *GGP* 的回归系数显著为负,说明绿色生产转型和绿色管理转型均能降低审计费用。值得一提的是,中国改革过程可以梳理出发展型改革和治理型改革两条主线,处理好“发展-治理”两大改革的关系,事关发展与稳定两个大局和中国式现代化建设目标的顺利

表 7 企业绿色化转型、环境信息披露质量与审计费用

变量	(1) <i>Eidq</i>	(2) <i>lnFee</i>	(3) <i>EP</i>	(4) <i>lnFee</i>
<i>Eidq</i>		-0.001 *** (-2.90)		
<i>EP</i>				-0.003 ** (-2.26)
<i>Gre</i>	0.337 *** (5.94)	-0.011 *** (-2.89)	0.376 *** (18.61)	-0.011 *** (-2.71)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和个体	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-34.792 *** (-18.70)	6.808 *** (53.50)	-5.248 *** (-7.91)	6.838 *** (54.04)
Observations	28052	28052	28052	28052
R-squared	0.333	0.499	0.215	0.499
F	422.0	813.5	230.7	813.3

表 8 企业绿色化转型、环境经营风险与审计费用

变量	(1) <i>PWF</i>	(2) <i>lnFee</i>	(3) <i>PEI</i>	(4) <i>lnFee</i>
<i>PWF</i>		0.005 ** (2.43)		
<i>PEI</i>				0.005 ** (1.96)
<i>Gre</i>	-0.033 *** (-2.90)	-0.011 *** (-2.95)	-0.022 ** (-2.27)	-0.011 *** (-2.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和个体	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	4.672 *** (12.45)	6.828 *** (53.86)	3.330 *** (10.37)	6.836 *** (53.97)
Observations	28052	28052	28052	28052
R-squared	0.073	0.499	0.818	0.499
F	66.54	813.4	3781	813.2

实现。在绿色化转型过程中,企业需要统筹好绿色生产效率和绿色管理体系的关系,根据主要矛盾的变化,明确不同时期绿色化转型的重点任务和推进方式。但是,无论是绿色生产还是绿色管理,都应该符合环保标准,并不存在生产和管理孰重孰轻的问题。

(二)不同情境下企业绿色化转型对审计费用的影响差异

为了进一步说明企业绿色化转型降低审计费用的作用机制,本文从企业、行业和地区层面展开讨论,在不同独立董事构成、行业属性和地区环境司法能力的范畴下,分析企业绿色化转型对审计费用影响的差异。首先,独立董事在强化企业监督效率方面发挥着重要作用,尤其是具有绿色背景的独立董事能够通过绿色治理减少管理层的投机行为。因此,我们预期在绿色背景独立董事占比较低的企业中,绿色化转型带来的治理效应会更加显著。其次,与非重污染行业相比,重污染行业面临更高的环境风险,绿色化转型能够显著降低这些企业的审计费用。最后,设立地区环保法庭有助于提升当地的环境司法能力,约束企业的环境违规行为。因此,我们预期在未设立环保法庭的地区,绿色化转型将更显著地降低企业的审计费用。

本文使用具有绿色经历的独立董事人数占董事会人数的比值度量绿色背景独立董事占比,并按照行

业中位数将其分为高组和低组。本文将全样本分为非重污染行业和重污染行业,将企业所在地分为未设立环保法庭地区和设立环保法庭地区。回归结果如表 10 所示,在低绿色独立董事占比组中, Gre 的回归系数显著为负;在高绿色独立董事占比组中, Gre 的回归系数不显著,组间系数差异检验为 0.022;在重污染行业组中, Gre 的回归系数显著为负;在非重污染行业组中, Gre 的回归系数不显著,组间系数差异检验为 0.038;在未设立环保法庭的地区组, Gre 的回归系数显著为负,在设立环保法庭的地区组, Gre 的回归系数不显著,组间系数差异检验为 0.026。上述研究结果验证了企业绿色化转型的“绿色治理”效应。

(三)经济后果检验

前文研究结果表明,企业绿色化转型会降低审计费用。那么,降低审计费用是否会导致审计质量下降?基于此,本部分将检验企业绿色化转型降低审计费用后,是否会降低审计质量。本文使用审计报告激进度、盈余管理和财务重述度量审计质量,分别使用 $ARAGG$ 、 DA 和 $Restate$ 表示。回归结果如表 11 所示, $Gre \times \ln Fee$ 的回归系数显著为负,表明企业绿色化转型降低审计费用之后,能够提高审计质量。

表 9 企业绿色化转型的二维衡量回归结果

变量	(1) $\ln Fee$	(2) $\ln Fee$	(3) $\ln Fee$	(4) $\ln Fee$
$\ln GPT$	-0.011 *** (-2.74)			
$\ln GMT$		-0.007 * (-1.79)		
$GTFP$			-0.255 *** (-3.05)	
GGP				-0.026 *** (-4.63)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和个体	控制	控制	控制	控制
$Constant$	6.852 *** (54.19)	6.858 *** (54.23)	7.075 *** (49.49)	6.844 *** (54.18)
Observations	28052	28052	28052	28052
R-squared	0.499	0.499	0.499	0.499
F	840.9	840.6	841.1	841.9

表 10 不同情境下企业绿色化转型对审计费用的影响

变量	低绿色独董占比 (1) $\ln Fee$	高绿色独董占比 (2) $\ln Fee$	非重污染行业 (3) $\ln Fee$	重污染行业 (4) $\ln Fee$	未设立环保法庭 (5) $\ln Fee$	设立环保法庭 (6) $\ln Fee$
Gre	-0.011 ** (-2.30)	-0.002 (-0.28)	-0.007 (-1.64)	-0.022 *** (-2.82)	-0.016 *** (-3.27)	0.005 (0.82)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份和个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Constant$	6.915 *** (43.09)	7.010 *** (26.65)	7.088 *** (46.83)	7.392 *** (28.53)	7.313 *** (42.92)	7.638 *** (33.45)
差异检验	$P=0.022$		$P=0.038$		$P=0.026$	
Observations	19084	8968	20702	7350	19026	9026
R^2	0.482	0.441	0.499	0.431	0.427	0.424
F	506.0	188.0	614.6	166.2	419.4	173.3

表 11 经济后果检验结果

变量	(1) $ARAGG$	(2) DA	(3) $Restate$
$Gre \times \ln Fee$	-0.005 *** (-2.96)	-0.004 *** (-4.31)	-0.008 * (-1.92)
Gre	0.064 *** (2.85)	0.049 *** (4.24)	0.110 ** (2.03)
$\ln Fee$	0.001 (0.28)	-0.004 * (-1.84)	0.011 (1.19)
控制变量	控制	控制	控制
年份和个体	控制	控制	控制
$Constant$	-0.085 (-1.27)	0.030 (0.88)	-0.716 *** (-4.42)
Observations	28052	28052	28052
R-squared	0.004	0.090	0.027
F	3.271	78.42	21.99

八、研究结论和政策启示

本文以 2007—2022 年中国上市公司为样本,分析企业绿色化转型对审计费用的影响,研究发现:企业绿色化转型能够降低审计费用,表现出“绿色治理”效应。在经过一系列稳健性检验之后,该结论依旧成立。机制检验发现,企业绿色化转型通过完善环境内部控制、提高环境信息质量和减轻环境经营风险,进而降低审计费用。进一步研究发现,绿色生产效率提升和绿色管理能力提高均能降低审计费用。异质性检验发现,相比绿色独立董事占比高、非重污染行业和地区环境司法能力强的企业而言,在绿色独立董事占比低、重污染行业和地区环境司法能力弱的企业中,绿色化转型更能发挥降低审计费用的作用。经济后果检验发现,企业绿色化转型在降低审计费用之后,能够提高审计质量。

基于上述研究结论,我们可以得到以下政策启示:第一,企业要更加深刻地理解绿色化转型。绿色化转型过程中的研发投入、组织变革、制度改革会降低企业环境风险,但也会给企业带来转型挑战。如果管理层不能应对转型风险,则很可能导致企业转型失败。因此,管理层在企业转型过程中,既要实施绿色生产活动,也要提高绿色管理效率。第二,审计师和事务所要关注企业绿色化转型产生的风险,并采取有效应对措施,从而规范审计收费,提高审计质量,获取审计市场上的竞争优势。第三,地方政府要加快推进生态环境相关的法治建设,加大力度宣传环境法治观念,从而为企业更好地推进绿色化转型,为审计师提供高质量的审计服务营造良好的外部环境。

本文的研究不足与展望如下:其一,由于样本量限制,本文研究过程并未探讨环境类关键审计事项在企业绿色化转型与审计费用的关系中产生的作用。其二,本文研究了企业绿色化转型对审计费用的影响。审计师风险决策不仅包括审计费用,还会体现在审计意见类型上。企业绿色化转型是否会影响审计师审计意见的发表,还需要进一步的分析研究。其三,企业对于绿色化转型尚处于初步摸索阶段,探究企业绿色化转型与外部利益相关者联系的文献较少,后续研究可立足公众、供应商、客户等其他视角,进一步扩展企业绿色化转型经济后果的研究方向。

参考文献:

- [1] 万攀兵,杨冕,陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济,2021(9):118-136.
- [2] 解学梅,韩宇航. 本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”?——基于注意力基础观的多案例研究[J]. 管理世界,2022(3):76-106.
- [3] 车德欣,向海凌,吴非. 税收激励能否赋能企业绿色治理?[J]. 经济与管理研究,2023(9):3-21.
- [4] 钟海燕,王江寒. 环保信用评价制度会影响审计收费吗?[J]. 中南财经政法大学学报,2024(2):15-28.
- [5] 周阔,王瑞新,陶云清,等. 企业绿色化转型与股价崩盘风险[J]. 管理科学,2022(6):56-69.
- [6] 朱朝晖,李敏鑫,王江寒,等. 环境污染责任保险与审计费用[J]. 审计研究,2021(1):59-70.
- [7] 褚剑,秦璇,方军雄. 经济政策不确定性与审计决策——基于审计收费的证据[J]. 会计研究,2018(12):85-91.
- [8] 刘笑霞,李明辉. 社会信任水平对审计定价的影响——基于 CGSS 数据的经验证据[J]. 经济管理,2019(10):143-161.
- [9] 郑建明,孙诗璐. 税收征管与审计费用——来自“金税三期”的准自然实验证据[J]. 审计研究,2021(4):43-52.
- [10] 余怒涛,苗瑞晨,王佳妮. 绿色信贷政策的溢出效应——基于审计定价决策视角[J]. 审计与经济研究,2024(3):54-63.
- [11] Craswell A T, Francis J R, Taylor S L. Auditor brand name reputations and industry specializations[J]. Journal of accounting and economics,1995,20(3),297-322.
- [12] 李明辉,张娟,刘笑霞. 会计师事务所合并与审计定价——基于 2003—2009 年十起合并案面板数据的研究[J]. 会计研究,2012(5):86-92+94.
- [13] 胡国强,傅绍正,朱锦余. 低层次公允价值计量导致更高审计收费吗?——来自中国上市银行的证据[J]. 会计研究,2020(5):17-29.
- [14] 查研,李明辉. “洗大澡”对审计定价的影响[J]. 审计与经济研究,2025(1):46-58.
- [15] 李百兴,王博,卿小权. 内部控制质量、股权激励与审计收费[J]. 审计研究,2019(1):91-99.
- [16] 于瑶,祁怀锦,李若琳. 国有股东参股与民营企业审计定价[J]. 审计研究,2022(6):105-116.
- [17] 王洋洋,刘佳旋,张蕊. 非 CEO 高管独立性的治理效应——基于审计定价的证据[J]. 审计与经济研究,2023(2):34-44.
- [18] 宋常,王丽娟,王美琪. 员工持股计划与审计收费——基于我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2020(1):51-58+67.
- [19] 王烨,柳希望,孙慧倩. 双重股权结构如何影响审计定价?——基于在美中概股的实证研究[J]. 审计与经济研究,2022(2):58-68.
- [20] 吴武清,赵越,苏子豪. 企业信息化建设与审计费用——数字化转型时期的新证据[J]. 审计研究,2022(1):106-117.
- [21] 张永坤,李小波,邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究,2021(3):62-71.
- [22] Sharfman M P, Fernando C S. Environmental risk management and the cost of capital[J]. Strategic Management Journal,2008,29(6),569-592.
- [23] Chan P T, Walter T. Investment performance of “environmentally-friendly” firms and their initial public offers and seasoned equity offers[J]. Journal of

- Banking & Finance, 2014, 44: 177 – 188.
- [24] Jia Y, Shen J, Wang H, Dong G, et al. Evaluation of the spatiotemporal variation of sustainable utilization of water resources; Case Study from Henan Province (China) [J]. Water, 2018, 10(5), 554.
- [25] Chang Y Y, Du X Q, Zeng Q. Does environmental information disclosure mitigate corporate risk? Evidence from China [J]. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 2021, 17(1): 100239.
- [26] 王如雪, 戴翔. 企业绿色化转型的价值链升级效应——基于中国上市公司年报的文本分析 [J]. 山西财经大学学报, 2024(3): 82 – 95.
- [27] Di Giuli A, Kostovetsky L. Are red or blue companies more likely to go green? Politics and corporate social responsibility. Journal of Financial Economics, 2014, 111(1): 158 – 180.
- [28] Simunic D A. The pricing of audit services: Theory and evidence [J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1): 169 – 190.
- [29] Rama D V, Read W J. Resignations by the Big 4 and the market for audit services [J]. Accounting Horizons, 2006, 20(2): 97 – 109.
- [30] Kraus S, Rehman S U, Garcia F J S. Corporate social responsibility and environmental performance: The mediating role of environmental strategy and green innovation [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020, 160: 120262.
- [31] Xiao G, S Shen. To pollute or not to pollute: Political connections and corporate environmental performance [J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 74, 102214.
- [32] 吴非, 黎伟. 税收激励与企业绿色转型——基于上市企业年报文本识别的经验证据 [J]. 财政研究, 2022(4): 100 – 118.
- [33] 刘亦文, 阳超, 周韶成, 等. 绿色信贷政策对企业环境信息披露的影响研究 [J]. 统计研究, 2022(11): 73 – 87.
- [34] Li D, Huang M, Ren S, Chen X, et al. Environmental legitimacy, green innovation, and corporate carbon disclosure: Evidence from CDP China 100 [J]. Journal of Business Ethics, 150: 1089 – 1104.
- [35] Acemoglu D, Akcigit U, Hanley D, et al. Transition to clean technology [J]. Journal of political economy, 2016, 124(1): 52 – 104.
- [36] 王茂斌, 叶涛, 孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验 [J]. 经济研究, 2024(2): 116 – 134.
- [37] 于连超, 耿弘基, 王雷, 等. 绿色税制改革对审计费用的影响机制研究——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据 [J]. 审计研究, 2023(4): 139 – 149.
- [38] 李波, 李贝贝, 朱太辉, 等. 银行竞争如何影响绿色信贷政策效应? ——基于企业绿色转型的检验 [J]. 国际金融研究, 2024(10): 62 – 73.
- [39] 祁怀锦, 魏禹嘉, 刘艳霞. 企业数字化转型与商业信用供给 [J]. 经济管理, 2022(12): 158 – 184.
- [40] 赵璨, 陈仕华, 曹伟. “互联网+”信息披露: 实质性陈述还是策略性炒作——基于股价崩盘风险的证据 [J]. 中国工业经济, 2020(3): 174 – 192.
- [41] 徐悦, 潘奕君, 刘运国. 线上销售能否改善资本市场信息环境——基于分析师盈余预测的证据 [J]. 南开管理评论, 2024(3): 139 – 151.
- [42] 韩峰, 黄敏, 姜竹青. 企业数字化、网络地位与污染减排 [J]. 世界经济, 2024(2): 204 – 232.

[责任编辑: 刘 茜]

“Green Governance” or “Green Stagnation”: Green Transformation of Enterprises and Audit Costs

WANG Shengnian^{a, b}, WU Jinke^a

(a. School of Economics and Management; b. Center for Corporate Governance and Innovation Research, Shihezi University, Shihezi 832003, China)

Abstract: The green transformation of enterprises, as an important way for the integration of green economy and real economy, is a key link in achieving high-quality development. This article takes Chinese A-share listed companies from 2007 to 2022 as samples to study the impact of corporate green transformation on audit fees. The research results found that the green transformation of enterprises can reduce audit fees, manifested as the “green governance” effect. Mechanism testing found that the green transformation of enterprises has reduced audit fees by improving internal environmental controls, enhancing the quality of environmental information, and mitigating environmental operational risks. Further research shows that improving green production efficiency and enhancing green governance capabilities can both reduce audit fees. Heterogeneity analysis found that the negative correlation between corporate green transformation and audit fees is more significant in companies with low proportion of green independent directors, poor environmental judicial capabilities in heavily polluting industries and regions. The economic consequences test shows that the green transformation of enterprises will not reduce audit quality after reducing audit fees.

Key Words: green transformation of enterprises; audit fees; internal control of the environment; environmental information quality; environmental management risks