

ESG 评级分歧与审计定价:基于预防性监管视角

邓凯月 吕文岱 姬强*

摘要:在企业高质量发展导向下,聚焦客户公司可持续发展能力的外部 ESG 评级分歧是否被纳入审计定价值得关注。本文采用 2012—2022 年度沪深 A 股上市公司样本,实证检验了 ESG 评级分歧对审计定价的影响,以及审计市场预防性监管程度的调节效用。研究结果表明:企业 ESG 评级分歧越大,审计定价越高,预防性监管强度能够有效缓解 ESG 评级分歧对审计定价的正向影响。通过一系列稳健性检验后,上述研究结论依然成立。机制检验得出,ESG 评级分歧会通过恶化企业信息环境,降低审计师对于盈余管理行为的容忍程度,提高审计师定价;异质性分析得出,在企业 ESG 平均评级较高、非重污染企业、审计师具备行业专长、由大规模会计师事务所审计的企业中,ESG 评级分歧与审计定价之间的正向关系更显著;区分中注协约谈方式下,当面约谈和电话约谈较书面约谈更能发挥 ESG 评级分歧的替代效用。为此,中国注册会计师协会应通过审计监管,加强对 ESG 评级分歧企业的审计风险防范,监管部门应推动建立更为有效的 ESG 评价体系。

关键词:ESG 评级分歧;审计定价;预防性监管;企业信息环境;审计师风险判断

一、引言

ESG 评级是一种关注环境、社会、公司治理绩效而非仅仅关注财务绩效的价值理念、投资策略和评价工具。2020 年 9 月,我国明确提出要争取在 2030 年之前实现碳达峰目标、2060 年之前实现碳中和目标,ESG 理念也因此得到广泛传播,各类市场对 ESG 评价的关注度日趋增加。ESG 评级机构围绕企业在环境保护、社会责任、公司治理方面的表现,依据其搭建的评级体系,提供企业的 ESG 评级结果;且 ESG 评级良好的公司被认为能够得到更多投资机构者,尤

*邓凯月,北京化工大学经济管理学院,邮政编码:100029,电子信箱:Cynthia_Kaiyue@163.com;吕文岱,北京化工大学经济管理学院,邮政编码:100029,电子信箱:lvwendai@buct.edu.cn;姬强(通讯作者),中国科学院科技战略咨询研究院,中国科学院大学公共政策与管理学院,邮政编码:100190,电子信箱:jqwxnjq@163.com。

本文系国家自然科学基金专项项目“中国及全球能源转型风险、金融风险、资源风险和气候损失等建模和预测研究”(72348003)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

其是责任投资者的青睐(张长江等,2021)。但据世界可持续发展工商理事会(简称WBCSD)2020年的统计结果显示,全球ESG相关的排名和评级类别达600多种,主要的衡量指标超过4500种。评级机构的数据来源各不相同,评价原则和指标测度各具特色,导致不同评级机构所提供的同一公司ESG评级结果不尽一致,即产生了较大的ESG评级分歧。市场对ESG评级分歧的出现,看法不一:部分投资者认为ESG评级分歧的存在,正是体现了市场需要有不同的声音,由此能更有效地揭示企业在ESG方面的表现,而部分市场主体则认为ESG评级分歧干扰了CEO对企业环境保护和社会责任的认知,降低了公司ESG行动的积极性,或是加大了企业的股价波动,使其融资受困,进而干扰了外部利益相关者的决策判断。至此,ESG评级分歧引发了日趋广泛的关注。

《中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设的意见》指出,“建设美丽中国是全面建设社会主义现代化国家的重要目标,是实现中华民族伟大复兴中国梦的重要内容。”在相关政策的强力驱动下,不同分级市场对ESG评级分歧的关注日趋加剧,并通过市场定价来体现。股票市场中,ESG评级分歧这类不确定性可能加剧市场责任投资的风险。审计市场中,ESG评级所体现的企业可持续发展能力评价本质,与持续经营不确定性审计意见出具的依据,在评价对象和业务内容上具有高度融合性,这使得ESG评级信息也会被审计市场所关注。Song等(2023)探讨了ESG评级对审计收费的影响,王积田等(2023)发现ESG评级分歧促使审计师披露更多的关键审计事项来应对风险,部分学者讨论了ESG评级分歧和审计收费之间的关系(周泽将等,2023;Ling et al.,2024)。尤其自2021年,国务院办公厅发布《关于进一步规范财务审计秩序促进注册会计师行业健康发展的意见》(国办发[2021]30号),强调需要通过多方联动、社会参与的监管工作格局转变,以提升审计监督效用,规范审计市场定价等经济秩序。由此,随着审计市场预防性监管的不断增强,ESG评级分歧是否也会成为审计风险的一部分,进而在市场化的审计定价中被更多考虑和纳入,该问题值得深入探究。

相较于以往研究,本文可能的贡献在于:第一,聚焦ESG评级与审计定价之间的关联性研究,将ESG评级分歧作为一类新的因素纳入审计定价的驱动机制研究,是对原有文献在实证证据上的有益补充。特别是从审计师盈余操纵容忍度和企业信息环境实现两个维度,为审计市场纳入各类市场的监督协调、激活市场间联动治理效能提供了参考。第二,识别了ESG评级分歧与审计市场预防性监管之间的交互作用,考察了预防性监管在ESG评级分歧影响审计费用中的调节作用,为探索约谈效果的发挥提供了新的应用场景。本文从中注协补充企业信息环境和提示审计风险两个视角,答复了审计约谈是否有效的问题,证明了预防性监管的有效性。第三,拓展了异质性作用的研究视角。本文主要从审计视角探讨了审计师行业专长、整合审计、会计师事务所规模、会计师事务所更换等在ESG评级分歧影响审计定价中的异质性作用。

二、文献回顾

(一)ESG评级分歧的经济后果研究

不同ESG评级机构在评级标准和透明度等方面的差异导致了ESG评级分歧。目前在中国上市公司中,ESG评级分歧普遍存在并逐年加剧(郭琨等,2024)。已有学者对ESG评级分歧的经济后果研究主要从资本市场、企业行为、新闻媒体、审计市场等方面展开。(1)资本市场层面:ESG评级分歧分散了ESG投资者偏好对资产价格的影响(Billio et al., 2020)。ESG评级的不确定性会导致股票市场溢价上升,股票需求下降(Avramov et al., 2022)。而基于中国语境的研究却发现ESG评级分歧会通过投资者情绪渠道降低股票价格(Wang et al., 2024)。对于ESG评级分歧的市场信息效应和“噪音”效应,目前学者们存在不同的观点。刘向强等(2023)发现ESG评级分歧存在“噪音”效应,提升了股价同步性;邵艳等(2025)则支持ESG评级分歧存在信息效应,能够降低公司的股价崩盘风险的观点。(2)企业行为层面:ESG评级分歧会通过代理成本和企业信息不透明机制增加企业未来“漂绿”的可能性(Hu et al., 2023)。存在分歧的高ESG评级往往会引起投资者的怀疑,加剧了企业的融资约束和经营风险,恶化了企业的社会声誉和信息披露质量(Guo et al., 2024)。ESG评级分歧能够通过分析师关注提升企业自愿信息披露水平(何太明等, 2023)。(3)新闻媒体层面:当公司的ESG评级存在分歧时,其ESG评级对未来新闻的预测能力下降,ESG新闻与市场反应之间的关系减弱(Serafeim & Yoon, 2023)。(4)审计市场层面:ESG评级分歧会通过企业的信息风险、经营风险、声誉风险等渠道(Ling et al., 2024;徐素波等, 2024;顾奋玲等, 2024)影响审计费用,增加审计投入(李丽、支奇, 2025)和审计风险,从而导致了更高的审计定价(周泽将等, 2023;毕茜、曲恬立, 2024;郑秀杰等, 2025)。此外,ESG评级分歧会显著影响审计师的风险应对行为,企业ESG评级分歧越大,会计师事务所配置的审计团队越好(于鹏等, 2024),同时审计师也倾向于披露更多的关键审计事项(王积田等, 2023),更高概率地出具非标准无保留意见(Zhang et al., 2024;刘耀娜、张焰朝, 2025)。

综上,虽然现有研究以企业为核心细分不同维度关注了ESG评级分歧的经济后果,尤其在审计市场的经济后果研究关注较多。但对于审计定价的研究,已有研究多从公司风险层面分析了ESG评级分歧对于审计定价的影响机制,缺乏从审计师角度的机制探讨。此外,目前研究缺乏对ESG风险防范的讨论,如何缓解ESG评级分歧带来的风险溢价,已有研究未能有效深入。因此,本文纳入审计师盈余操纵容忍度作为中介机制,深入研究审计师对于企业ESG风险的评估及判断行为,并通过中注协约谈的调节作用,多方面验证了预防性监管在防范ESG评级分歧所导致的审计风险的过程中发挥了外部治理作用,回答了审计约谈是否有效的问题。与现有文献相比,本文从审计方详细探讨了ESG评级分歧与审计定价的关系。

(二) 审计定价的影响因素研究

国内外学者围绕审计定价的影响因素展开了众多研究,主要集中于宏观层级的企业外部环境、资本市场,微观层级的公司治理、审计师和事务所特征等方面。

宏观层级上:(1)外部环境:政府会计监督(郑国坚等,2023)、政府公共数据开放(潘俊等,2023)等将降低审计收费。从全球视角进一步发现,总部设在创意文化程度更高地区(Costa & Habib, 2023)的公司往往会支付更高的审计费用。(2)资本市场:在债券信用评级与异常审计费用显著相关的基础上,则进一步将异常审计费用分解为跳跃性成分和长期黏性成分,发现债券信用评级尤其与跳跃性成分有关(Cao et al., 2024)。在中国,更高的ESG评级与较低的审计定价有关(Song et al., 2023)。

微观层级上:(1)企业层面:大幅度的公司战略变化与审计调整(Wu et al., 2024)、独立董事辞职(Liu et al., 2024)、激进的CEO继任计划(Bills et al., 2017)等都会导致更高的审计收费。(2)审计人员和事务所特征:任期更长的审计公司审计成本和审计费用更低,并且审计质量更高(Cheynel et al., 2024)。同一会计师事务所首发客户的审计收费高于换入客户,并且该结果更可能出现在较早的审计任期中(李璇、刘浩,2021)。此外,审计师与企业高管之间存在共同的教育联系时,其收取的审计费用更高(Guan et al., 2016)。

综上,虽然已有研究充分探讨了审计定价的影响因素,并从宏、微观层面取得较多研究成果,但在不同程度的审计市场监管下,ESG评级市场如何影响审计定价的研究不够深入。

三、理论分析与研究假说

(一) ESG评级及评级分歧的经济后果研究

ESG评级的重要性在于其提供了对公司社会责任履行的客观评估,帮助投资者等不同利益相关方更有效地识别公司的风险和机会,尤其是企业在可持续性方面的长期表现。评级机构评级体系底层逻辑差异的存在导致了ESG评级分歧的产生。而评级分歧的出现,更容易引起企业外部利益相关方的关注,如审计师和会计师事务所。2022年修订的《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》就要求审计师对被审计单位的环境相关事项保持必要的执业关注。因此,ESG评级分歧的出现,可能会通过企业信息环境渠道和审计师风险容忍度渠道影响审计定价。

企业信息环境视角,企业的ESG评级是外部市场主要的信息媒介之一,具有显著的信息效应。而ESG评级分歧极大程度意味着ESG被评级企业信息环境的复杂性和不确定性较高(Serafeim & Yoon, 2023),导致评级市场对企业的ESG表现没有统一的评价。因此,企业ESG评级分歧一方面给外部审计师传递了企业信息环境较差的信号,另一方面进一步叠加了企业给外部审计师带来的信息环境的不确定性程度。最终,出于审计业务风险的识别和审计证据

的搜集,审计师不得不增加审计工作和调整审计计划,这些工作量的增加都将在审计定价中体现(潘俊等,2023),即客户公司会出具更高的审计定价。

审计师风险判断视角,审计师的风险规避及风险敏感职业特质,会使审计师尽可能利用第三方评级机构来获取企业信息,并调整风险评估,最终影响审计师的风险判断行为和审计定价决策。根据信号传递理论的观点,ESG评级分歧向审计师传递评级市场对企业可持续发展的不确定性呼声(Dumrose et al.,2022),审计师的职业敏感性促使其对被审客户公司的持续经营能力质疑增加。导致其在企业持续经营不确定性审计意见的出具环节,增加更多的工作投入(Truong et al.,2020)。ESG评级分歧的产生,也被更大程度地作为企业盈余操纵、道德风险等机会主义行为的信号,传递给审计师,或是被审计师看作企业投机行为的掩盖手段(Velayutham,2018)。上市公司与审计师之间必然进行着盈余管理程度的博弈。实际观察到的盈余管理,实质上是上市公司管理层与审计师之间博弈的产物,反映了审计师所能接受的风险水平(吕敏康、冉明东,2012)。出于自身职业风险和审计治理保障,审计师也会对企业管层的盈余操纵行为表现出更低的容忍程度,增加更多的关键审计事项披露等审计投入和审计工作,从而最终通过更高的审计定价确保审计业务的开展。

综上,本文认为ESG评级分歧通过恶化企业信息环境,降低审计师在盈余管理视角的风险容忍度,从而提高审计师定价。据此提出以下假说。

假说1:ESG评级分歧越大的企业,其年报审计的审计定价越高。

(二)ESG评级分歧、预防性监管与审计定价

鉴于我国证券审计市场的监管水平不断提升,2011年我国启动年报审计定价约谈制度,即预防性监管的实施。在审计师开展上市公司年报审计工作中,中注协约谈通过持续跟踪为审计师提示其客户公司的经营情况和风险领域(李晓慧等,2022),通过监管压力(黄益雄、李长爱,2016)和宣传效应降低其客户公司违规的动机,发挥了事前预防、事中监管的作用(吴溪等,2014)。因此,不同预防性监管水平下,ESG评级分歧对审计定价的影响程度表现不同。

预防性监管能够改善审计市场整体的信息环境,作为客户公司信息环境的补充。相对于事务所,中注协具有显著的信息优势,中注协更易获取和掌握有关宏观经济走势与中观产业发展等优势信息(陈冬华、姚振晔,2018),帮助审计师更好地理解和研判企业的业务实质与会计信息。ESG评级分歧会恶化企业外部信息环境,加剧企业内外部信息不对称的程度,而在开展年报审计工作之前,中注协对事务所当年审计需“重点关注”的企业进行工作要求时,极有可能传递一定的私有信息(杨兴全等,2020)。审计师被约谈的次数越多,中注协传递出的优势信息越多,这些信息能够改善企业的外部信息环境,更好地帮助事务所审计客户企业,减少了审计师信息搜索和处理的成本,进而抑制了ESG评级分歧对审计定价的影响。

预防性监管会提前释放出风险提示信号。ESG评级分歧可能导致审计风险,而预防性监

管具有风险预警作用。中注协对会计师事务所约谈时会对个别上市公司进行风险提示,也会就特定公司有关的风险特征作出普遍性提示(刘文欢等,2017)。被约谈次数越多的事务所,每次被约谈主题和提示的风险领域都不同,会接受更多来自中注协关于识别风险领域的专业指导,增强了审计师对不同类型上市公司审计风险领域的识别能力(李晓慧等,2022),帮助审计师进行风险判断,从而缓解了ESG评级分歧对于审计定价的冲击。

综上得出,预防性监管强度能够改善企业信息环境,并帮助审计师进行风险判断,进而抑制了ESG评级分歧对审计定价的影响。据此提出以下假说。

假说2:相较于预防性监管强度低的审计客户公司,预防性监管强度高的审计客户公司其ESG评级分歧对审计定价的影响程度较弱。

四、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文以2012—2022年中国沪深交易所A股上市公司数据为样本,研究了ESG评级分歧对审计定价的影响。根据研究的实际需要,本文对样本进行如下处理:(1)剔除金融行业样本;(2)剔除ST、PT、*ST样本;(3)剔除主要变量数据缺失的样本。经过筛选处理后,最终得到10489个观测值。中注协于2012年2月15日才公布第一批约谈的会计师事务所名称,为保证数据匹配的一致性,本研究的样本区间始于2012年。本文对所有连续变量在1%和99%水平上进行Winsorize缩尾处理以缓解数据极端值带来的影响。华证ESG评级、富时罗素ESG评级、盟浪FIN-ESG评级、Wind ESG评级来自Wind数据库,彭博ESG评级来自彭博指数服务有限公司。为了获取2012—2022年中国沪深交易所A股上市公司MSCI ESG评级数据,从MSCI官网上收集其对企业ESG评级的数据,并通过ISIN码识别其中与中国企业相关的ESG评级数据。中注协约谈数据通过中注协网站经手工收集整理获得。其他研究数据则来自国泰安数据库。

(二)变量定义

1. 被解释变量

审计定价。参考Song等(2023)的研究,本文采用上市公司各年度年报审计费用的对数作为审计定价的衡量指标。

2. 解释变量

ESG评级分歧,即不同评级机构对同一家上市公司的ESG评级的差异。参考Avramov等(2022)的衡量方式,本文选取国内外六家主要ESG评级机构的评级指标,包括华证ESG评级指标、盟浪FIN-ESG评级指标、富时罗素ESG评级指标、Wind ESG评级指标、彭博ESG评级指标、MSCI ESG评级指标,通过比较同一年度内不同评级机构给出的评分,计算生成解释变量ESG评级分歧。每个评分者的评分都根据其数据提供者的原始评分量表进行排序,对于每只股票计算

出股票—评分者对的归一化百分位排名(0—1)。我们将两两评分者分歧计算为每两个评级者提供的排名的样本标准差,通过计算两两评分者分歧的平均值,获得上市公司的ESG评级分歧。

3. 调节变量

预防性监管强度。参考李晓慧等(2022)的研究,采用上市公司审计机构自中注协公布约谈会计师事务所名称以来,以第几次被中注协约谈作为预防性监管强度的代理变量。

4. 控制变量

本文选取公司规模(*Size*)、公司年限(*Age*)、总资产净利率(*ROA*)、资产负债率(*Leverage*)、流动比率(*Liq*)、公司成长(*Growth*)、产权性质(*State*)、两职合一(*Dual*)、独董比例(*Indir*)、分析师关注(*AnaAtten*)、事务所规模(*Top10*)作为控制变量,并且控制了年份(*Year*)和行业(*Ind*)的固定效应,变量定义如表1所示。其中,我们将境内会计师事务所评比得分排名前十名定义为大规模会计师事务所,即“十大”会计师事务所。该排名依据《会计师事务所综合排名评价办法》^①,采取指标测评方式,由中国注册会计师协会每年在官网公示。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
审计定价	<i>AFEE</i>	企业当年审计费用总额的自然对数
ESG评级分歧	<i>ESGU</i>	所有评级者成对评级分歧的均值
预防性监管强度	<i>SANC</i>	上市公司审计机构第几次被预防性监管
公司规模	<i>Size</i>	期末总资产规模,单位为百亿元
公司年限	<i>Age</i>	企业上市时间+1后的自然对数
资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
资产负债率	<i>Leverage</i>	总负债/总资产
公司成长	<i>Growth</i>	(当年营业收入-上一年营业收入)/上一年营业收入
流动比率	<i>Liq</i>	流动资产/流动负债
独董比例	<i>Indir</i>	独立董事占董事会比例
两职合一	<i>Dual</i>	总经理与董事长是否两职合一,是为1,否则为0
产权性质	<i>State</i>	最终控制权为国有取值为1,否则取0
事务所规模	<i>Top10</i>	中注协事务所评比得分排名前十名取值为1,否则为0
分析师关注	<i>AnaAtten</i>	当年对该公司进行跟踪的分析师数目加1后的自然对数

(三)模型构建

为了考察ESG评级分歧对审计定价的影响,本文构建了如下模型:

$$AFEE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESGU_{i,t-1} + \alpha_2 Controls_{i,t} + Year + Industry + \mu_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,*i*和*t*分别表示上市企业和年份。被解释变量*AFEE*为审计定价的代理变量审计费用,解释变量*ESGU*为企业ESG评级分歧。考虑到当期审计费用在签署业务约定书时、

^①中国注册会计师协会,《会计师事务所综合排名办法(2023年)》, <https://cicpa.org.cn/xxfb/tzgg/202305/W020230517533112892969.pdf>。

开展审计业务前确定,模型中对解释变量进行滞后一期处理。*Controls* 为引入的一系列控制变量,并且本文还控制了年度固定效应 *Year* 和行业固定效应 *Industry*。预期式(1)中 α_1 显著为正,即企业 ESG 评级分歧正向影响审计定价。

为检验预防性监管强度在 ESG 评级分歧与审计定价关系中的调节效应,本文在式(1)基础上构建调节效应模型:

$$AFEE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESGU_{i,t-1} + \beta_2 ESGU_{i,t-1} \times SANC_{i,t-1} + \beta_3 SANC_{i,t-1} + \beta_4 Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

式(2)中, *i* 和 *t* 分别表示上市企业和年份。被解释变量 *AFEE* 为审计定价的代理变量即审计费用,解释变量 *ESGU* 为企业 ESG 评级分歧。*Controls* 为引入的一系列控制变量, *ESGU* × *SANC* 代表 ESG 评级分歧与预防性监管强度的交互项。审计师往往会基于个人经验、历史信息和往期风险信号来制定当期的审计定价决策,而当期审计费用确定在中注协约谈之前,审计师实际上更多依据往期审计约谈中的信息补充和风险提示,判断其所面临的审计风险,并作出相应的定价决策。因此为验证审计约谈监管的调节效应,在式(1)的基础上将交互项进行滞后一期处理。预期式(2)中 β_2 显著为负,即相较于预防性监管强度低的审计客户企业,监管强度高的审计客户企业其 ESG 评级分歧对审计定价的影响程度更弱。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。其中,审计定价代理变量审计费用的均值为14.156,标准差为0.734;ESG 评级分歧的均值为0.199,最小值为0.004,最大值为0.629,说明样本公司的 ESG 评级结果存在较大分歧;约谈监管强度的均值为1.049,最小值为0,最大值为10,说明不同审计事务所之间受约谈监管强度影响的差异较大,其他主要变量的描述性统计结果与现有研究较为一致。

表 2	描述性统计					
	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>AFEE</i>	10489	14.156	14.039	0.734	11.918	19.403
<i>ESGU</i>	10489	0.199	0.175	0.138	0.004	0.629
<i>SANC</i>	10489	1.049	0.000	1.632	0.000	10.000
<i>Size</i>	10489	0.281	0.072	0.987	0.003	26.529
<i>Age</i>	10489	2.976	2.996	0.296	2.079	3.555
<i>ROA</i>	10489	0.052	0.048	0.061	-0.263	0.217
<i>Leverage</i>	10489	0.434	0.432	0.190	0.068	0.901
<i>Growth</i>	10489	0.290	0.121	0.708	-0.703	5.426
<i>Liq</i>	10489	2.238	1.639	1.910	0.298	12.550
<i>Indir</i>	10489	0.377	0.364	0.0553	0.143	0.800
<i>Dual</i>	10489	0.311	0.000	0.463	0.000	1.000

续表 2		描述性统计				
	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>State</i>	10489	0.289	0.000	0.453	0.000	1.000
<i>AnaAtten</i>	10489	11.922	8.000	11.616	1.000	49.000
<i>Top10</i>	10489	0.516	1.000	0.500	0.000	1.000

(二)相关性分析

表 3 报告了所有变量的 Pearson 相关性分析结果。从相关系数和显著性水平来看,ESG 评级分歧与审计定价之间的相关系数为 0.113,在 1%的水平上显著正相关,也就是说,ESG 评级分歧会提高审计定价,对假说 1 进行了初步验证。

表 3		相关性分析											
	<i>AFEE</i>	<i>ESGU</i>	<i>Size</i>	<i>Age</i>	<i>ROA</i>	<i>Leverage</i>	<i>Growth</i>	<i>Liq</i>	<i>Indir</i>	<i>Dual</i>	<i>State</i>	<i>Anaatten</i>	<i>Top10</i>
<i>AFEE</i>	1												
<i>ESGU</i>	0.113***	1											
<i>Size</i>	0.492***	0.111***	1										
<i>Age</i>	0.141***	-0.039***	0.045***	1									
<i>ROA</i>	-0.131***	0.027***	-0.056***	-0.043***	1								
<i>Leverage</i>	0.427***	0.045***	0.277***	0.115***	-0.397***	1							
<i>Growth</i>	0.0110	0.034***	0.069***	-0.004	-0.047***	0.103***	1						
<i>Liq</i>	-0.323***	-0.023**	-0.123***	-0.115***	0.272***	-0.682***	0.001	1					
<i>Indir</i>	0.057***	0.047***	0.127***	-0.040***	0.009	0.001	0.012	0.01	1				
<i>Dual</i>	-0.108***	-0.025**	-0.069***	-0.104***	0.024**	-0.103***	-0.026***	0.107***	0.130***	1			
<i>State</i>	0.255***	0.069***	0.210***	0.196***	-0.107***	0.255***	0.053***	-0.181***	-0.023**	-0.289***	1		
<i>AnaAtten</i>	0.217***	0.099***	0.167***	-0.135***	0.341***	-0.007	-0.026***	0.006	0.036***	0.032***	-0.008	1	
<i>Top10</i>	0.143***	0.058***	0.067***	-0.104***	0.038***	0.071***	0.053***	-0.052***	0.016	-0.013	0.051***	0.101***	1

注:***代表在 1%水平上显著。

(三)基准回归

表 4 报告了 ESG 评级分歧与审计定价的回归结果。列(1)显示,仅关注 ESG 评级分歧与审计定价的关系时,ESG 评级分歧的系数在 1%的水平上显著为正;列(2)显示,加入控制变量后,ESG 评级分歧的系数仍然在 1%的水平上显著为正,系数为 0.135。结果表明,ESG 评级分歧越大,审计定价越高,并且对于 ESG 评级存在分歧的企业,审计师提高定价的概率为 13.5%,假说 1 得到支持。此外,企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)的系数在 1%的水平上显著为正,结果表明企业资产规模越大、成立时间越长,审计定价越高;资产负债率(*Leverage*)的系数在 1%的水平上显著为正,结果表明企业财务风险越大,审计定价越高;两职合一(*Dual*)的系数在 1%的水平上显著为负,可能的原因在于,两职合一的情况下,由于个人利益和企业利益趋同,经理层将提高企业的效率,并且更便于采取内部控制措施,降低外部审计定价。上

述结果与以往研究基本一致。

列(3)进一步报告了预防性监管强度对ESG评级分歧与审计定价的影响,加入调节变量预防性监管强度后对样本进行回归检验。结果显示,ESG评级分歧的系数在1%的水平上显著为正,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数在1%的水平上显著为负,系数为-0.056。结果表明,ESG评级分歧对审计定价的正向影响在预防性监管加强的情形下得到缓解,与假说2的预期一致。

表 4 基准回归

	被解释变量: $AFEE$		
	(1)	(2)	(3)
$ESGU$	0.343*** (0.029)	0.135*** (0.024)	0.189*** (0.028)
$SANC$			0.009 (0.009)
$ESGU \times SANC$			-0.056*** (0.016)
$Size$		0.367*** (0.009)	0.366*** (0.009)
Age		0.243*** (0.029)	0.248*** (0.029)
ROA		-0.920*** (0.151)	-0.915*** (0.151)
$Leverage$		0.215*** (0.066)	0.216*** (0.066)
Liq		-0.038*** (0.006)	-0.038*** (0.006)
$Growth$		-0.048*** (0.012)	-0.048*** (0.012)
$Indir$		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
$Dual$		-0.069*** (0.018)	-0.069*** (0.018)
$State$		0.164*** (0.020)	0.165*** (0.020)
$AnaAtten$		0.165*** (0.008)	0.166*** (0.008)
$Top10$		0.263*** (0.018)	0.278*** (0.018)
时间固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	10489	10489	10489
R^2	0.113	0.422	0.424

注:***、**、*代表在1%、5%、10%水平显著,括号内为稳健标准误,下同。

(四)稳健性检验

1. 替换被解释变量

参考 Bell 等(2001)和周泽将等(2023)的方法,选择总审计费用除以审计投入的比值(AR)和境内审计费用的对数(AF)作为被解释变量分别进行主回归检验。两类回归均控制行业与年份固定效应,回归结果如表5所示,其中,列(1)和列(3)为不加入调节变量的回归结果,列(2)和列(4)为加入调节变量的回归结果。结果显示,替换被解释变量后,ESG评级分歧与审计定价仍在1%的水平上显著正相关,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数仍显著为负,表明 ESG 评级分歧确实加剧了审计定价,并且相较于预防性监管强度低的审计客户企业,监管强度高的审计客户企业其 ESG 评级分歧对审计定价的影响程度更弱,与基准回归结果一致,表明研究结果稳健。

2. 替换解释变量

参照周泽将等(2023)的研究,选择当年对该企业评级的所有机构所提供排名的标准差($ESGD$)替换解释变量,结果如表5所示,其中列(5)为不加入调节变量的回归结果,列(6)为加入调节变量的回归结果。结果显示,替换解释变量后,ESG评级分歧与审计定价在1%的水平上显著正相关,交乘项 $ESGD \times SANC$ 的系数在5%的水平上显著为负,表明 ESG 评级分歧确实提高了审计定价,并且预防性监管强度会抑制评级分歧对审计定价的作用,与基准回归结果一致,表明研究结果稳健。

表5 替换变量

	被解释变量: AR		被解释变量: AF		被解释变量: $AFEE$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ESGU$	0.131*** (0.026)	0.183*** (0.031)	0.075*** (0.017)	0.102*** (0.020)		
$ESGD$					0.070*** (0.013)	0.088*** (0.015)
$SANC$		0.001 (0.010)		0.015** (0.006)		0.000 (0.007)
$ESGU \times SANC$		-0.055*** (0.018)		-0.027** (0.011)		
$ESGD \times SANC$						-0.020** (0.009)
$Size$	0.282*** (0.010)	0.280*** (0.010)	0.312*** (0.007)	0.312*** (0.007)	0.404*** (0.009)	0.404*** (0.009)
Age	0.144*** (0.032)	0.150*** (0.032)	0.083*** (0.021)	0.084*** (0.021)	0.196*** (0.030)	0.199*** (0.030)
ROA	0.606*** (0.166)	0.612*** (0.166)	0.158 (0.099)	0.160 (0.099)	0.285** (0.144)	0.293** (0.144)
$Leverage$	0.754*** (0.073)	0.757*** (0.072)	0.853*** (0.047)	0.851*** (0.047)	1.344*** (0.067)	1.346*** (0.067)

续表 5 替换变量

	被解释变量: <i>AR</i>		被解释变量: <i>AF</i>		被解释变量: <i>AFEE</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Liq</i>	-0.031*** (0.006)	-0.031*** (0.006)	-0.030*** (0.004)	-0.030*** (0.004)	-0.040*** (0.006)	-0.040*** (0.006)
<i>Growth</i>	-0.044*** (0.013)	-0.044*** (0.013)	-0.035*** (0.008)	-0.035*** (0.008)	-0.055*** (0.012)	-0.055*** (0.012)
<i>Indir</i>	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Dual</i>	-0.107*** (0.019)	-0.109*** (0.019)	-0.036*** (0.012)	-0.034*** (0.012)	-0.052*** (0.018)	-0.052*** (0.018)
<i>State</i>	0.238*** (0.021)	0.240*** (0.021)	0.046*** (0.014)	0.046*** (0.014)	0.155*** (0.020)	0.155*** (0.020)
<i>AnaAtten</i>	0.144*** (0.008)	0.147*** (0.008)	0.114*** (0.005)	0.114*** (0.005)	0.129*** (0.006)	0.129*** (0.006)
<i>Top10</i>	0.184*** (0.020)	0.205*** (0.020)	0.201*** (0.013)	0.199*** (0.013)	0.275*** (0.018)	0.284*** (0.019)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10489	10489	10214	10214	10489	10489
R ²	0.293	0.296	0.376	0.376	0.395	0.396

3. 变换固定效应模型

本文进一步控制了个体固定效应,使用固定效应模型对主效应进行回归检验。表6中列(1)结果显示,ESG 评级分歧的回归系数仍显著为正。列(2)结果显示,ESG 评级分歧的回归系数在 1%的水平上显著为正,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数在 1%的水平上显著为负,与主假说检验结果一致,表明研究结果稳健。

4. 排除年度评级机构数量的影响

考虑各年度发布 ESG 评级的机构数量不同。在研究样本期内,2012—2017 年有 3 家评级机构发布 ESG 评级,2018 年之后发布 ESG 评级的机构数都超过 3 家。为进一步排除年度评级机构数量的影响,保证结果的稳健性,本文依据年度评级机构数量的变化,将样本期划分为 2012—2017 年和 2018—2022 年两个时段分别进行回归检验,结果如表 6 所示,其中列(3)和列(5)为不加入调节变量的回归结果,列(4)和列(6)为加入调节变量的回归结果。结果显示,替换被解释变量后,ESG 评级分歧与审计定价仍在 1%的水平上显著正相关,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数仍显著为负,表明 ESG 评级分歧确实加剧了审计定价,并且预防性监管强度会抑制评级分歧对审计定价的作用,与主假说检验结果一致。

5. 审计市场预防性监管的分组检验

为进一步确保调节效应结果的稳健,本文生成虚拟变量 *Talk*,如果企业本年度主审事务所被中注协约谈则取值为 1,否则取值为 0,对此进行回归检验。结果如表 6 所示,当企业本年度主审事务所被中注协约谈时, $ESGU$ 的系数为 0.072,在 5%的水平上显著;当企业本年度主

审事务所没有被中注协约谈时, *ESGU* 的系数为0.185,在1%的水平上显著;且审计市场预防性监管的组间差异显著。结果说明,有预防性监管时,ESG评级分歧对审计定价的正向影响程度更弱,与调节效应检验的结果一致,说明前文调节效应检验结果稳健。

表6 稳健性检验结果

	被解释变量: <i>AFEE</i>							
	固定效应模型		2012—2017年		2018—2022年		有约谈	无约谈
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ESGU</i>	0.140*** (0.039)	0.197*** (0.046)	0.099*** (0.029)	0.126*** (0.033)	0.200*** (0.040)	0.329*** (0.052)	0.072** (0.035)	0.185*** (0.031)
<i>SANC</i>		0.010 (0.011)		0.017 (0.010)		-0.049** (0.020)		
<i>ESGU</i> × <i>SANC</i>		-0.060*** (0.020)		-0.032* (0.019)		-0.109*** (0.029)		
<i>Size</i>	0.366*** (0.068)	0.364*** (0.068)	0.318*** (0.009)	0.318*** (0.009)	0.560*** (0.021)	0.545*** (0.021)	0.466*** (0.018)	0.330*** (0.010)
<i>Age</i>	0.240*** (0.070)	0.245*** (0.070)	0.267*** (0.035)	0.266*** (0.035)	0.200*** (0.053)	0.200*** (0.052)	0.232*** (0.043)	0.244*** (0.039)
<i>ROA</i>	-0.912*** (0.216)	-0.906*** (0.215)	-1.068*** (0.163)	-1.065*** (0.163)	-0.148 (0.347)	-0.166 (0.342)	-0.680*** (0.227)	-1.053*** (0.194)
<i>Leverage</i>	1.231*** (0.142)	1.233*** (0.142)	1.043*** (0.077)	1.041*** (0.077)	1.542*** (0.126)	1.569*** (0.124)	1.103*** (0.099)	1.272*** (0.086)
<i>Growth</i>	-0.047*** (0.017)	-0.048*** (0.017)	-0.045*** (0.015)	-0.045*** (0.015)	-0.039* (0.020)	-0.043** (0.020)	-0.034** (0.017)	-0.058*** (0.016)
<i>Liq</i>	-0.037*** (0.009)	-0.037*** (0.009)	-0.044*** (0.007)	-0.044*** (0.007)	-0.030*** (0.010)	-0.025** (0.010)	-0.041*** (0.009)	-0.036*** (0.007)
<i>Indir</i>	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.005** (0.002)	0.005*** (0.002)
<i>Dual</i>	-0.070** (0.031)	-0.070** (0.031)	-0.076*** (0.020)	-0.074*** (0.020)	-0.066* (0.036)	-0.058* (0.035)	-0.053** (0.026)	-0.077*** (0.023)
<i>State</i>	0.171*** (0.049)	0.172*** (0.049)	0.162*** (0.023)	0.162*** (0.023)	0.135*** (0.034)	0.133*** (0.033)	0.153*** (0.029)	0.174*** (0.026)
<i>AnaAtten</i>	0.165*** (0.014)	0.167*** (0.014)	0.178*** (0.008)	0.178*** (0.008)	0.127*** (0.017)	0.134*** (0.017)	0.113*** (0.011)	0.189*** (0.010)
<i>Top10</i>	0.264*** (0.032)	0.279*** (0.033)	0.224*** (0.022)	0.223*** (0.022)	0.305*** (0.031)	0.366*** (0.031)	0.167*** (0.030)	0.380*** (0.024)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是						
组间差异(P值)							0	
观测值	10489	10489	7436	7436	3053	3053	4000	6489
R ²	0.427	0.429	0.415	0.416	0.489	0.503	0.406	0.452

(五)内生性检验

1. 工具变量法

为消除测量误差带来的内生性问题,本文参考刘向强等(2023)和Gao等(2022)的做法,选择同年度同行业同地区ESG评级分歧的均值(IV)作为工具变量,采用两阶段最小二乘法进行内生性检验。工具变量的相关检验结果显示,Kleibergen-Paap rk LM统计量为184.091 ($P=0.000$),通过了工具变量的不可识别检验;Cragg-Donald Wald F统计量为278.824,通过了弱工具变量检验,表明所选的工具变量合理可靠。表7的列(1)报告了第一阶段回归结果, IV 的系数在1%的水平上显著为正,表明该工具变量与内生解释变量具有较强的相关性;列(2)报告了第二阶段的回归结果, $ESGU$ 的系数在1%的水平上显著为正,说明ESG评级分歧与审计定价之间存在正向关系,通过工具变量法消除了测量误差带来的内生性问题。

2. 倾向性得分匹配(PSM)

考虑到本文结果可能存在遗漏变量引起的内生性问题,因此采用PSM进行内生性检验。参照刘向强等(2023)的研究,按ESG评级分歧的中位数把样本分为“ESG评级分歧高”与“ESG评级分歧低”的两组,并分别赋值为1与0。随后将所有控制变量作为协变量进行核匹配,并计算倾向得分值。配对后协变量的取值在两组间不存在显著差异,且偏差率的绝对值小于10%,表明PSM匹配满足了均衡性假设。表7报告了基于PSM匹配后样本的回归结果,列(3)结果显示,ESG评级分歧的系数仍在1%的水平上显著为正。列(4)结果显示,ESG评级分歧的系数在1%的水平上显著为正,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数在1%的水平上显著为负,说明ESG评级分歧与审计定价间存在正相关关系,消除了遗漏变量引起的内生性问题。

3. 滞后两期

考虑到ESG评级分歧与审计定价可能存在互为因果的内生性问题,为降低互为因果带来的统计干扰,进一步采用滞后两期的ESG评级分歧($L2.ESGU$)进行内生性检验。结果如表7列(5)所示,在使用滞后两期的ESG评级分歧作为解释变量的情况下,ESG评级分歧的系数仍在1%的水平上显著正相关,表明ESG评级分歧的增大确实能够提升审计定价,消除了互为因果的内生性问题。

4. Heckman两阶段检验

为解决可能存在的由样本选择偏差引发的内生性问题,本文使用Heckman两阶段回归进一步检验ESG评级分歧对审计定价的影响。第一阶段,基于企业是否披露社会责任报告构建虚拟变量,将其作为被解释变量,并将所有控制变量作为解释变量进行Probit回归,估计企业披露社会责任报告的概率。通过第一阶段回归得到逆米尔斯比率(IMR),在第二阶段回归中加入 IMR 作为额外的控制变量。表7中列(6)和(7)分别报告了Heckman第一阶段和第二阶段的回归结果,在控制 IMR 的情况下,ESG评级分歧的系数为0.241,在1%水平上显著为正,

消除了样本选择偏差引发的内生性问题。

表 7 内生性检验

	被解释变量: <i>AFEE</i>						
	工具变量法		PSM		滞后两期	Heckman 两阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>IV</i>	0.181*** (0.013)						
<i>ESGU</i>		0.855*** (0.168)	0.129*** (0.027)	0.183*** (0.034)			0.241*** (0.022)
<i>L2.ESGU</i>					0.144*** (0.022)		
<i>SANC</i>				0.005 (0.010)			
<i>ESGU</i> × <i>SANC</i>				-0.057*** (0.016)			
<i>IMR</i>							-2.107*** (0.029)
<i>Size</i>	0.021*** (0.006)	0.344*** (0.064)	0.386*** (0.043)	0.384*** (0.043)	0.033*** (0.001)	0.721*** (0.028)	
<i>Age</i>	0.025*** (0.018)	0.257*** (0.070)	0.208*** (0.035)	0.213*** (0.035)	0.205*** (0.027)	1.046*** (0.031)	
<i>ROA</i>	-0.126*** (0.069)	-0.988*** (0.221)	-0.891*** (0.168)	-0.884*** (0.168)	-0.694*** (0.138)	1.303*** (0.175)	
<i>Leverage</i>	0.042 (0.037)	1.199*** (0.142)	1.290*** (0.081)	1.293*** (0.081)	1.113*** (0.060)	-0.000*** (0.000)	
<i>Growth</i>	0.000*** (0.018)	-0.048*** (0.018)	-0.041*** (0.013)	-0.041*** (0.013)	-0.041*** (0.011)	-0.018*** (0.004)	
<i>Liq</i>	0.000*** (0.010)	-0.038*** (0.010)	-0.040*** (0.005)	-0.040*** (0.005)	-0.035*** (0.005)	-0.057*** (0.010)	
<i>Indir</i>	0.003 (0.000)	-0.000 (0.003)	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	-0.000 (0.001)	0.004* (0.002)	
<i>Dual</i>	-0.005*** (0.009)	-0.066** (0.032)	-0.068*** (0.017)	-0.068*** (0.017)	-0.059*** (0.016)	0.126*** (0.022)	
<i>State</i>	0.022*** (0.012)	0.150*** (0.049)	0.186*** (0.024)	0.187*** (0.024)	0.169*** (0.018)	-0.108*** (0.022)	
<i>AnaAtten</i>	0.0137*** (0.004)	0.151*** (0.014)	0.166*** (0.009)	0.169*** (0.009)	0.141*** (0.007)	0.081*** (0.009)	
<i>Top10</i>	0.020*** (0.010)	0.248*** (0.033)	0.262*** (0.018)	0.281*** (0.019)	0.239*** (0.016)	-0.079*** (0.019)	
时间固定效应	是	是	是	是	是		
行业固定效应	是	是	是	是	是		
观测值	10408	10408	10482	10482	10160	22192	12537
R ²	0.245	0.375	0.467	0.469	0.429		0.309

六、进一步分析

(一)作用机制分析

基于前文分析,ESG 评级分歧能够提高审计定价,其内在逻辑在于:一是 ESG 评级分歧通过恶化企业信息环境,加剧信息不对称问题,增加审计师信息搜索和处理的成本,从而抬高了审计定价。二是,ESG 评级分歧会使审计定价对于盈余管理行为更敏感,降低审计师对盈余管理行为的风险容忍程度,使其更加担心审计失败暴露的风险,从而提高审计定价。

1. 企业信息环境

为了检验企业信息环境对审计师定价决策的影响机制,参考 Kim 和 Zhang(2016)、徐玉德等(2021)的研究,将会计稳健性指数作为企业信息环境的测度指标(C_score),会计稳健性指数越高,企业信息不对称程度越低,企业信息环境越好,即企业的信息不对称程度越低。企业信息环境的机制检验结果如表 8 所示,列(1)和列(2)得出,ESG 评级分歧对企业信息环境的影响在 1%的水平上显著为负,企业信息环境对审计定价的影响在 1%的水平上显著为负。同时,ESG 评级分歧与审计定价在 1%的水平上呈显著正相关,影响程度为 0.098,较基准回归的系数有所下降,表明企业信息环境在 ESG 评级分歧与审计定价的关系中起到中介作用。由此表明 ESG 评级分歧会通过恶化企业信息环境,即加剧企业的信息不对称程度,进而造成审计定价的提高。

2. 审计师风险判断渠道

为了检验审计师对于盈余管理行为容忍程度的作用机制,参考 Krishnan 等(2013)、吕敏康和冉明东(2012)的研究,用实际观察到的盈余操纵水平($AbsDACC$)衡量审计师在盈余管理视角下的风险容忍程度。审计师容忍的会计操纵越少,表明审计师在盈余管理视角的风险容忍度越低。由于盈余管理行为的普遍存在性及博弈特点,盈余管理幅度实际反映了审计师的风险判断。审计师风险判断渠道的机制检验结果如表 8 所示,列(3)和列(4)得出,ESG 评级分歧对审计师盈余操纵容忍度的影响在 10%的水平上显著为负,审计师盈余操纵容忍度对审计定价的影响在 1%的水平上显著为负。同时,ESG 评级分歧与审计定价在 1%的水平上呈显著正相关,影响程度为 0.121,较基准回归中的系数有所下降,表明审计师在盈余管理视角的风险容忍度在 ESG 评级分歧与审计定价的关系中起到中介作用。由此表明 ESG 评级分歧会通过降低审计师对盈余操纵的容忍度,进而造成审计定价的提高。

表 8 作用机制分析

	企业信息环境渠道		审计师风险判断行为渠道	
	C_score (1)	$AFEE$ (2)	$AbsDACC$ (3)	$AFEE$ (4)
$ESGU$	-0.010*** (0.002)	0.098*** (0.020)	-0.003* (0.002)	0.121*** (0.024)

续表 8

作用机制分析

	企业信息环境渠道		审计师风险判断行为渠道	
	<i>C_score</i> (1)	<i>AFEE</i> (2)	<i>AbsDACC</i> (3)	<i>AFEE</i> (4)
<i>C_score</i>		-3.661*** (0.097)		
<i>AbsDACC</i>				-0.809*** (0.161)
<i>Size</i>	-0.028*** (0.001)	0.222*** (0.008)	-0.003*** (0.001)	0.400*** (0.009)
<i>Age</i>	-0.026*** (0.003)	0.034 (0.025)	-0.006*** (0.002)	0.199*** (0.030)
<i>ROA</i>	-0.179*** (0.012)	-0.910*** (0.121)	-0.062*** (0.009)	0.246* (0.145)
<i>Leverage</i>	0.273*** (0.006)	3.132*** (0.062)	0.014*** (0.004)	1.337*** (0.068)
<i>Liq</i>	-0.000 (0.000)	-0.042*** (0.005)	0.002*** (0.000)	-0.040*** (0.006)
<i>Growth</i>	0.005*** (0.001)	-0.023** (0.010)	0.003*** (0.001)	-0.051*** (0.012)
<i>Indir</i>	0.000* (0.000)	0.002** (0.001)	0.000* (0.000)	0.001 (0.001)
<i>Dual</i>	0.009*** (0.002)	0.005 (0.015)	0.002 (0.001)	-0.051*** (0.018)
<i>State</i>	-0.034*** (0.002)	-0.070*** (0.017)	-0.006*** (0.001)	0.145*** (0.020)
<i>Top10</i>	-0.009*** (0.002)	0.212*** (0.015)	-0.003*** (0.001)	0.268*** (0.018)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	10332	10332	10194	10194
R ²	0.595	0.582	0.038	0.398

(二)异质性分析

1. ESG 评级

ESG 评级机构的 ESG 平均评级,更贴近于企业真实的 ESG 表现。对于 ESG 平均评级高的企业来说,其获得了多数 ESG 评级机构的高评级,但少数 ESG 评级机构却持有不同意见。此时,评级分歧的存在会吸引审计师的注意力,引发审计师产生更多的职业怀疑,从而表现出更低的盈余管理风险容忍程度和更高的审计定价。对于 ESG 平均评级低的企业来说,其获得了多数 ESG 评级机构的低评级,表明企业极有可能存在持续经营风险,在审计风险判断和审计定价决策的过程中审计师更多地关注企业的低 ESG 评级而非其 ESG 评级分歧,因此相较于 ESG 评级更高的企业,在 ESG 评级低的企业中评级分歧对于审计定价的冲击更小。

以 ESG 平均评级的平均值为标准划分样本,ESG 平均评级大于等于整体平均水平的为高 ESG 评级样本,反之为低 ESG 评级样本。异质性分析结果见表 9,列(1)和列(3)得出,在高

ESG 评级的企业中,ESG 评级分歧的系数为 0.096,在 1%的水平上显著;在低 ESG 评级的企业中,ESG 评级分歧的系数虽然在 1%的水平上显著,但系数只有 0.072;ESG 平均评级的组间差异显著,表明审计师对高 ESG 评级企业的评级分歧更敏感,此时评级分歧会被更大程度地纳入审计定价中。在列(2)和列(4)中,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数均不显著,表明中注协约谈对 ESG 评级分歧和审计定价关系的调节效应不受企业 ESG 平均评级的影响。

2. 重污染行业

不同行业对于外部影响的反应不同,行业的环境敏感性也会影响审计费用。审计师对重污染企业的环境绩效和 ESG 风险存在较低的心理预期,在审计定价的决策过程中已经更多地考虑到了低可持续发展能力所带来的审计风险。在非重污染企业,ESG 评级分歧会引起审计师的更多关注,增加审计师对于被审企业的 ESG 风险感知。审计师一方面会表现出更低的盈余管理风险容忍程度,另一方面会搜集更多的相关信息,执行更多的审计程序,以降低未来面临审计失败的概率。因此相较于重污染企业,非重污染企业的 ESG 评级分歧对于审计定价的冲击更大。

根据中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》和原环保部 2008 年发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将以下行业定义为重污染行业: B06、B07、B08、B09、C15、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44、D45。依据企业是否属于重污染行业,划分为重污染企业和非重污染企业。异质性分析结果见表 9,列(5)和列(7)得出,在非重污染的企业中,ESG 评级分歧的系数为 0.092,在 5%的水平上显著;在重污染企业中,ESG 评级分歧的系数虽然在 1%的水平上显著,但系数只有 0.074;重污染行业的组间差异显著,表明审计师对非重污染企业的 ESG 评级分歧更敏感,此时评级分歧会被更大程度地纳入审计定价中。在列(6)和列(8)中,组间差异系数均不显著,表明中注协约谈对 ESG 评级分歧和审计定价关系的调节效应不受行业环境敏感性的影响。

表 9 ESG 评级和重污染行业的异质性分析

	被解释变量: $AFEE$							
	高 ESG 评级		低 ESG 评级		重污染行业		非重污染行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$ESGU$	0.096*** (0.029)	0.106*** (0.036)	0.072*** (0.027)	0.101*** (0.035)	0.074*** (0.022)	0.090*** (0.027)	0.092** (0.039)	0.172*** (0.048)
$SANC$		-0.077** (0.030)		-0.099*** (0.036)		-0.049*** (0.008)		-0.008 (0.012)
$ESGU \times SANC$		-0.027 (0.058)		-0.068 (0.053)		-0.026* (0.015)		-0.076*** (0.022)
$Size$	0.600*** (0.010)	0.599*** (0.010)	0.651*** (0.010)	0.645*** (0.010)	0.655*** (0.010)	0.662*** (0.010)	0.566*** (0.016)	0.577*** (0.016)
Age	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.098*** (0.029)	-0.099*** (0.029)	-0.039 (0.052)	-0.020 (0.051)

续表 9

ESG 评级和重污染行业的异质性分析

	被解释变量: <i>AFEE</i>							
	高 ESG 评级		低 ESG 评级		重污染行业		非重污染行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ROA</i>	-0.355** (0.152)	-0.353** (0.152)	-0.654*** (0.195)	-0.649*** (0.195)	-0.449*** (0.137)	-0.476*** (0.136)	-0.835*** (0.289)	-0.749*** (0.289)
<i>Leverage</i>	-0.221*** (0.074)	-0.220*** (0.074)	-0.208** (0.086)	-0.190** (0.085)	-0.233*** (0.069)	-0.246*** (0.069)	-0.324*** (0.106)	-0.336*** (0.105)
<i>Growth</i>	-0.004 (0.013)	-0.003 (0.013)	0.007 (0.014)	0.006 (0.014)	-0.015 (0.011)	-0.014 (0.011)	0.113*** (0.027)	0.117*** (0.027)
<i>Liq</i>	-0.037*** (0.006)	-0.037*** (0.006)	-0.017*** (0.007)	-0.017*** (0.007)	-0.038*** (0.005)	-0.040*** (0.005)	-0.011 (0.007)	-0.010 (0.007)
<i>Indir</i>	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
<i>Dual</i>	0.040** (0.019)	0.038** (0.019)	0.017 (0.021)	0.019 (0.021)	0.037** (0.016)	0.031** (0.015)	0.003 (0.025)	0.006 (0.025)
<i>Top10</i>	-0.178*** (0.023)	-0.177*** (0.023)	-0.123*** (0.023)	-0.120*** (0.023)	-0.154*** (0.020)	-0.154*** (0.020)	-0.080** (0.033)	-0.094*** (0.033)
<i>AnaAtten</i>	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>Top10</i>	0.184*** (0.020)	0.210*** (0.021)	0.188*** (0.021)	0.223*** (0.022)	0.168*** (0.016)	0.213*** (0.017)	0.242*** (0.025)	0.278*** (0.027)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
组间差异(P值)	列(1)和列(3):0				列(5)和列(7):0.033		列(6)和列(8):0.794	
观测值	5201	5201	5288	5288	7854	7854	2635	2635
R ²	0.571	0.573	0.663	0.666	0.637	0.645	0.589	0.597

3. 审计师行业专长

具有行业专长的审计师,对行业知识和行业实践经验的积累更为丰富,这也造成了具有行业专长的审计师除了对审计工作业务内容的高度关注和风险权衡外,还对企业 ESG 等这类非财务信息的披露表现得更为敏感,因此,更大的 ESG 评级分歧,也会加剧行业专长的审计师高度关注。同时,审计师为了更大程度发挥其行业专长,降低审计风险,也会通过关注 ESG 评级来捕捉被审计客户公司可能存在的潜在风险(Asante-Appiah, 2020)。

依据审计客户总资产占该客户企业所在行业的所有资产的占比来衡量审计师行业专长(*MSA*),并且以 10%为标准划分样本, *MSA* 大于等于 10%的为审计师具有行业专长样本,反之为审计师不具有行业专长样本。异质性分析结果见表 10,列(1)和列(3)得出,当审计师具备行业专长时,ESG 评级分歧的系数为 0.231,在 1%的水平上显著;当审计师不具备行业专长时,ESG 评级分歧的系数虽然在 1%的水平上显著,但系数只有 0.085;审计师行业专长的组间差异显著,表明当审计师具备行业专长时,对 ESG 评级分歧更为敏感,评级分歧被更大程度纳

入到审计定价中。此外,列(2)和列(4)得出,当审计师具备行业专长时,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数为-0.187,在1%的水平上显著;当审计师不具备行业专长时,交乘项系数不显著。即只有当审计师具备行业专长时,中注协约谈才有助于缓解ESG评级分歧对审计定价的影响。一定程度表明,ESG评级分歧被审计市场定价的过程中,中注协约谈的审计市场预防性监管的效用,能够为具有行业专长的审计师发挥作用。

表 10 审计师行业专长的异质性分析

	被解释变量: $AFEE$			
	审计师有行业专长		审计师无行业专长	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$ESGU$	0.231*** (0.058)	0.498*** (0.078)	0.085*** (0.024)	0.096*** (0.029)
$SANC$		0.060*** (0.023)		-0.009 (0.010)
$ESGU \times SANC$		-0.187*** (0.036)		-0.015 (0.017)
$Size$	0.220*** (0.013)	0.214*** (0.013)	0.746*** (0.018)	0.747*** (0.018)
Age	0.089 (0.074)	0.118 (0.073)	0.275*** (0.030)	0.276*** (0.030)
ROA	-0.934** (0.381)	-0.894** (0.378)	-0.858*** (0.153)	-0.860*** (0.153)
$Leverage$	1.684*** (0.166)	1.654*** (0.164)	0.811*** (0.068)	0.815*** (0.068)
$Growth$	-0.043 (0.028)	-0.034 (0.028)	-0.045*** (0.012)	-0.045*** (0.012)
Liq	-0.017 (0.015)	-0.020 (0.015)	-0.052*** (0.006)	-0.052*** (0.006)
$Indir$	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
$Dual$	-0.148*** (0.045)	-0.144*** (0.045)	-0.045** (0.018)	-0.046*** (0.018)
$State$	0.280*** (0.049)	0.270*** (0.049)	0.107*** (0.020)	0.108*** (0.020)
$AnaAtten$	0.193*** (0.019)	0.198*** (0.019)	0.124*** (0.008)	0.126*** (0.008)
$Top10$	0.006 (0.084)	0.034 (0.083)	0.234*** (0.018)	0.246*** (0.018)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
组间差异(P值)	列(1)和列(3):0			
观测值	2100	2100	8389	8389
R^2	0.530	0.538	0.429	0.430

4. 整合审计

自2012年起我国要求所有沪深主板上市企业强制执行内部控制审计,上市企业必须实

施财务报告和内部控制审计“双重审计”,外部审计师对企业的审计业务类型增加。对采取整合审计的事务所来说,审计业务涵盖了同一客户公司的内部控制和年度报告审计业务。相比于非整合审计,整合审计模式下的审计师将更多地关注企业的内部控制情况(Gunn et al., 2023)。ESG评级及其分歧作为公司治理信息的体现,会被整合审计的审计师所高度关注,并影响审计定价。

据此,依据企业的内部控制和年度报告是否由同一事务所审计,划分为整合审计样本与非整合审计样本。异质性分析结果见表11,列(1)和列(3)表明,选择整合审计的样本企业,ESG评级分歧对审计定价的回归系数为0.142,在1%的水平上显著;未选择整合审计的样本企业,ESG评级分歧对审计定价的回归系数为0.092,在10%的水平上显著;而整合审计的组间系数差异并不显著。由此表明,整合审计的采用不会影响ESG评级分歧被年报审计所定价,无论是否采用整合审计,更大的ESG评级分歧会造成更高的审计定价。列(2)和列(4)结果得出,在非整合审计的情况下,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数为-0.002,在1%的水平上显著;在整合审计的情况下,交乘项 $ESGU \times SANC$ 系数并不显著。结果表明,中注协约谈的审计市场预防性监管效用只在非整合审计的企业中发挥调节效用,即中注协约谈的预防性监管能够缓解ESG评级分歧对审计定价的冲击,预防性监管能够一定程度的补充非整合审计较整合审计所不能掌握的企业内部风险信息。

5. 会计师事务所更换

由于缺乏对被审客户公司的了解和前期审计经验,对于首次审计的客户公司,审计人员会更加谨慎地作出决策,采用比给定审计风险水平所需的更多审计程序,也将通过关注企业的ESG评级,获取更多相关信息。因此,在更换会计师事务所的情况下,ESG评级及其分歧更会受到审计师的重视,并反映在审计定价的决策之中。

据此,依据企业是否更换会计师事务所划分数据样本,划分为审计师变更样本和无审计师变更样本。异质性分析结果见表11。列(5)和列(7)表明,更换会计师事务所的样本企业,ESG评级分歧对审计定价的回归系数为0.166,在10%的水平上显著;没有更换会计师事务所的样本企业,ESG评级分歧对审计定价的回归系数为0.139,在1%的水平上显著;但两组的组间回归系数差异并不显著。由此表明,是否更换会计师事务所不会影响ESG评级分歧被审计市场定价,无论是否更换会计师事务所,更大的ESG评级分歧都会造成更高的审计定价。列(6)和列(8)结果得出,在审计师未变更的情况下,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数并不显著;在审计师变更的情况下,交乘项 $ESGU \times SANC$ 的系数为-0.035,在1%的水平上显著。结果表明,中注协约谈的预防性监管效用在更换会计师事务所的企业中发挥调节效用,即中注协约谈的预防性监管能够缓解ESG评级分析对审计定价的冲击,预防性监管能够一定程度的补充更换会计师事务所不能掌握的企业信息。

表 11 整合审计和会计师事务所更换异质性分析

	被解释变量: <i>AFEE</i>							
	整合审计		非整合审计		审计师变更		审计师不变	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ESGU</i>	0.142*** (0.027)	0.214*** (0.032)	0.092* (0.047)	0.093* (0.056)	0.166* (0.088)	0.184* (0.100)	0.139*** (0.025)	0.200*** (0.029)
<i>SANC</i>		0.016 (0.010)		-0.017 (0.019)		-0.009 (0.036)		0.012 (0.009)
<i>ESGU</i> × <i>SANC</i>		-0.074 (0.018)		-0.002*** (0.033)		-0.035*** (0.066)		-0.062 (0.016)
<i>Size</i>	0.348*** (0.009)	0.346*** (0.009)	0.713*** (0.036)	0.714*** (0.036)	0.407*** (0.032)	0.406*** (0.032)	0.361*** (0.009)	0.359*** (0.009)
<i>Age</i>	0.282*** (0.034)	0.289*** (0.034)	0.005 (0.058)	0.003 (0.058)	0.117 (0.102)	0.110 (0.102)	0.255*** (0.030)	0.261*** (0.030)
<i>ROA</i>	-0.901*** (0.177)	-0.895*** (0.177)	-1.089*** (0.262)	-1.101*** (0.262)	-0.894* (0.527)	-0.912* (0.528)	-0.933*** (0.156)	-0.929*** (0.156)
<i>Leverage</i>	1.245*** (0.074)	1.249*** (0.074)	0.894*** (0.136)	0.897*** (0.136)	1.210*** (0.226)	1.211*** (0.226)	1.226*** (0.068)	1.228*** (0.068)
<i>Growth</i>	-0.043*** (0.013)	-0.043*** (0.013)	-0.061** (0.025)	-0.061** (0.025)	0.030 (0.034)	0.029 (0.034)	-0.058*** (0.013)	-0.058*** (0.013)
<i>Liq</i>	-0.030*** (0.007)	-0.030*** (0.007)	-0.056*** (0.010)	-0.057*** (0.010)	-0.052** (0.021)	-0.053** (0.021)	-0.036*** (0.006)	-0.036*** (0.006)
<i>Indir</i>	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Dual</i>	-0.063*** (0.020)	-0.061*** (0.020)	-0.097*** (0.032)	-0.099*** (0.032)	0.046 (0.064)	0.046 (0.064)	-0.078*** (0.018)	-0.078*** (0.018)
<i>State</i>	0.147*** (0.021)	0.148*** (0.021)	0.100** (0.050)	0.100** (0.050)	0.021 (0.066)	0.025 (0.066)	0.197*** (0.020)	0.198*** (0.020)
<i>AnaAtten</i>	0.160*** (0.009)	0.163*** (0.009)	0.155*** (0.015)	0.157*** (0.015)	0.132*** (0.026)	0.132*** (0.026)	0.170*** (0.008)	0.172*** (0.008)
<i>Top10</i>	0.271*** (0.020)	0.286*** (0.021)	0.223*** (0.034)	0.241*** (0.036)	0.138** (0.061)	0.153** (0.062)	0.287*** (0.019)	0.303*** (0.019)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
组间差异(P值)	列(1)和列(3):0.3618				列(5)和列(7):0.7864			
观测值	8238	8238	2251	2251	970	970	9519	9519
R ²	0.425	0.427	0.444	0.445	0.408	0.409	0.433	0.434

6. 会计师事务所规模

规模更大的事务所,更重视自身的声誉和品牌建设,具有更高的审计独立性,也愿意提供更高质量的审计服务。与非“十大”会计师事务所相比,“十大”会计师事务所在提供审计服务时处于“爱惜羽毛”的动机,会更加谨慎,对客户的不确定性信息也更为敏感。因此,当客户公

司ESG评级分歧越大时,越容易引起“十大”会计师事务所的关注,且“十大”会计师事务所同时也更具信息搜集和整合的技术能力,使得ESG评级分歧对其的影响能够被更多的审计显像指标所体现。

据此,将企业是否由“十大”会计师事务所审计来划分数据样本,得到实证结果见表12。列(1)和列(3)表明,由“十大”会计师事务所审计的样本企业,ESG评级分歧对审计定价的回归系数为0.207,在1%的水平上显著;由非“十大”会计师事务所审计的样本企业,ESG评级分歧对审计定价的回归系数只有0.055,在10%的水平上显著;其组间差异系数为0.016。由此表明,与由非“十大”会计师事务所审计的企业相比,“十大”会计师事务所审计的企业,其ESG评级分歧对审计定价的冲击更大,差异达到15.2%。列(2)和列(4)结果得出,中注协约谈的预防性监管效用只在由“十大”会计师事务所审计的企业中发挥调节效用,即中注协约谈的预防性监管能够缓解ESG评级分析对审计定价的冲击,表明与非“十大”相比,“十大”会计师事务所的审计人员专业能力更强,对于中注协约谈的信息传递和风险提示有着更强的吸收及运用能力,在更多的中注协约谈下,使得其客户企业ESG评级分歧对审计定价的影响被削弱。

7. 预防性监管方式

参照余怒涛和王涵(2022)的研究,中注协约谈的方式可以划分为当面约谈、发函约谈和电话约谈,不同的约谈方式会对审计师产生不同程度的风险提示作用。相较于书面约谈,当面约谈和电话约谈都有着言语交互行为,一个人听,一个人说,因此通过言语提示风险将起到更有效的警示作用;同时,当面约谈和电话约谈方式比书面约谈包含更多的非正式沟通,更能发挥信息补充效应,提高审计师的警觉性。据此,本文依据以上三类约谈方式,将电话约谈和当面约谈作为一个约谈方式样本(非书面约谈),书面约谈作为另一个约谈方式样本。表12给出了中注协约谈方式分组的回归结果,列(5)和列(6)表明,非书面约谈方式下的调节效应显著,书面约谈方式下的调节效应不显著;只有非书面约谈方式能够起到调节效应,发挥审计市场预防监管的效用,缓解了ESG评级分歧对审计定价的影响。

表 12 “十大”会计师事务所与预防性监管方式的异质性分析

	被解释变量: <i>AFEE</i>					
	“十大”		“非十大”		书面约谈	非书面约谈
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ESGU</i>	0.207*** (0.034)	0.335*** (0.044)	0.055* (0.032)	0.062* (0.036)	0.095 (0.064)	0.199*** (0.032)
<i>SANC</i>		0.012 (0.012)		0.020 (0.014)	0.072*** (0.014)	-0.021 (0.016)
<i>ESGU</i> × <i>SANC</i>		-0.099*** (0.021)		-0.009 (0.026)	-0.014 (0.025)	-0.090*** (0.027)
<i>Size</i>	0.349*** (0.012)	0.345*** (0.011)	0.386*** (0.014)	0.386*** (0.014)	0.478*** (0.022)	0.333*** (0.010)

续表 12 十大会计师事务所与预防性监管方式的异质性分析

	被解释变量: <i>AFEE</i>					
	“十大”		“非十大”		书面约谈	非书面约谈
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Age</i>	0.236*** (0.043)	0.249*** (0.043)	0.253*** (0.039)	0.250*** (0.039)	0.229*** (0.046)	0.214*** (0.037)
<i>ROA</i>	-0.715*** (0.229)	-0.709*** (0.228)	-0.955*** (0.191)	-0.956*** (0.191)	-0.317 (0.232)	-1.241*** (0.187)
<i>Leverage</i>	1.552*** (0.098)	1.542*** (0.098)	0.915*** (0.085)	0.908*** (0.085)	1.012*** (0.103)	1.301*** (0.082)
<i>Growth</i>	-0.033* (0.017)	-0.033** (0.017)	-0.059*** (0.016)	-0.059*** (0.016)	-0.022 (0.017)	-0.053*** (0.015)
<i>Liq</i>	-0.034*** (0.009)	-0.034*** (0.008)	-0.043*** (0.007)	-0.043*** (0.007)	-0.040*** (0.009)	-0.033*** (0.007)
<i>Indir</i>	0.004* (0.002)	0.004* (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.005** (0.002)	0.004** (0.002)
<i>Dual</i>	-0.108*** (0.026)	-0.107*** (0.026)	-0.039* (0.023)	-0.037 (0.023)	-0.035 (0.027)	-0.082*** (0.022)
<i>State</i>	0.207*** (0.029)	0.207*** (0.029)	0.109*** (0.026)	0.108*** (0.026)	0.105*** (0.031)	0.184*** (0.024)
<i>AnaAtten</i>	0.153*** (0.011)	0.158*** (0.011)	0.176*** (0.010)	0.176*** (0.010)	0.080*** (0.012)	0.189*** (0.009)
<i>Top10</i>					0.111*** (0.032)	0.382*** (0.023)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
组间差异(P值)	列(1)和列(3):0.016				列(5)和列(6):0.0447	
观测值	5408	5408	5081	5081	3309	7180
R ²	0.446	0.451	0.390	0.391	0.399	0.459

七、结论与政策建议

随着信息化程度的提升,不同市场并非单一存在和发挥效用。党的二十大报告中指出:“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。”随着绿色发展成为普遍形态的发展,ESG评级市场对审计市场的定价值得高度关注。因此,本文聚焦ESG评级分歧对审计定价的影响开展相关研究,选取2012—2022年我国资本市场A股上市公司为样本,考察ESG评级分歧对审计定价的影响及其作用机理,以及中注协约谈的审计市场预防性监管在其中的调节效应。研究结果表明,企业ESG评级分歧越大,审计定价越高。在进一步分析中,我们发现ESG评级分歧会通过恶化企业信息环境,降低审计师盈余操纵容忍度,提高审计师定价。在企业ESG平均评级较高、非重污染企业、审计师具备行业专长、由“十大”会计师事务所

所审计的企业中,ESG评级分歧与审计定价之间的正向关系更显著。此外,预防性监管强度能够有效缓解ESG评级分歧对审计定价的正向影响。上述结论与预防性监管分组检验的结果相一致。也就是说,ESG评级分歧与审计市场预防性监管对审计定价决策的影响存在替代效用。异质性分析得出,在审计师具有行业专长、采取非整合审计、更换会计师事务所、由“十大”会计师事务所审计的企业中,预防性监管更能通过信息补充和风险预警渠道负向调节ESG评级分歧对于审计定价的正向影响。区分中注协约谈方式下,非书面约谈会起到更有效的预防性监管作用。

本文可能具有以下启示意义:(1)规范企业的ESG信息披露,提高ESG评级体系的有效性。不同评级机构在底层评价逻辑、评价体系和评价侧重领域的差异,导致了企业ESG评级分歧的产生。为避免ESG评级分歧影响的市场稳定性,需要提升企业在ESG表现和披露上的充分性,以消除来自市场、企业信息摩擦的ESG评级分歧。与此同时,评级机构也需要进一步公开和解释自身的ESG评价体系,定期评估自身评级的有效性,充分激活ESG评级以及评级分歧在市场中的效用,提升ESG评级的市场价值。

(2)会计师事务所在提供审计服务的过程中应重视被审计单位因ESG评级分歧所带来的风险。审计服务管制放开后,会计师事务所审计服务定价不再受限于政府价格管控,可根据审计工作量、审计风险等定价。会计师事务所在评估风险和自主定价时,应将ESG评级分歧纳入审计定价的框架中,重视企业的可持续发展能力。此外,应提高审计师的行业匹配度,培养审计师的专业技能,提升审计师自身的风险识别能力,帮助其更好地接受中注协的信息补充和风险识别指导。如此才能发挥好ESG评级市场和审计市场的协同治理效用,共同服务于经济的可持续发展。

(3)加强市场监管中规制性手段与市场化手段的融合。虽然采用中注协约谈等方式可以实现审计市场的预防性监管,但规制型手段无法契合市场化审计业务开展的弊端同样存在。因此,更需注重规制性手段与市场化手段的融合与协调使用。审计市场中的审计风险防范,一方面要借助预防性监管的规制手段,另一方面需要突破审计市场局限,借助ESG评级市场对企业ESG“画像”的功能,挖掘ESG评级分歧在审计市场中的积极效用,配合规制型手段共同发挥审计风险防范、推进注册会计师行业健康发展的效用。这同时也是寻求ESG评级市场发展壮大的拓展路径。

参考文献:

- [1] 毕茜,曲恬立. ESG评级分歧会影响审计决策吗——基于审计收费视角[J]. 财会月刊,2024,45(10): 71-77.
- [2] 陈冬华,姚振晔. 政府行为必然会提高股价同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究[J]. 经济研究,2018(12):112-128
- [3] 何太明,李亦普,王峥,等. ESG评级分歧提高了上市公司自愿性信息披露吗?[J]. 会计与经济研究,

2023,37(03):54-70.

[4] 黄益雄,李长爱. 行业自律监管能改进审计质量吗?——基于中注协约谈的证据[J]. 会计研究,2016(11):84-91,96.

[5] 顾奋玲,曹越,付楠楠. ESG评级分歧对审计费用的影响研究[J]. 中国注册会计师,2024(01):5+60-66.

[6] 郭琨,边源,李奕冲等. 中国A股上市公司ESG评级分歧的影响因素分析[J]. 环境经济研究,2024,9(04):1-22.

[7] 李丽,支奇. 企业ESG评级分歧对审计投入的影响研究[J]. 会计之友,2025(1):1-10.

[8] 李晓慧,王彩,孙龙渊. 中注协约谈监管对抑制公司违规的“补台”与“合奏”效应研究[J]. 会计研究,2022(03):159-173.

[9] 李璇,刘浩. 启动成本差异与审计收费——来自首发客户与换入客户的经验证据[J]. 审计研究,2021(04):66-76.

[10] 刘文欢,何亚南,张继勋. 审计监管约谈方式与投资者感知的会计信息可信性——一项实验证据[J]. 审计研究,2017(3):59-64.

[11] 刘向强,杨晴晴,胡珺. ESG评级分歧与股价同步性[J]. 中国软科学,2023(8):108-120.

[12] 刘耀娜,张焰朝. ESG评级分歧能影响审计师决策吗?——基于审计意见视角的证据[J]. 南京审计大学学报,2025,22(02):1-10.

[13] 潘俊,卞子咏,赵洵,等. 政府公共数据开放与审计师定价决策——基于构建数据开放平台的准自然实验[J]. 审计研究,2023(06):136-148.

[14] 邵艳,张广冬,张园园. ESG评级分歧与股价崩盘风险:噪音效应还是信息效应?[J]. 审计与经济研究,2025,40(01):84-94.

[15] 王积田,田博傲,上官相乐. ESG评级分歧影响审计师风险应对行为吗?——基于关键审计事项披露的视角[J]. 金融发展研究,2023(09):13-21.

[16] 吴溪,杨育龙,张俊生. 预防性监管伴随着更严格的审计结果吗?——来自中注协年报审计定价约谈的证据[J]. 审计研究,2014(04):63-71.

[17] 徐素波,赵艳荣,张弘. ESG评级分歧对审计费用的影响研究[J]. 科学决策,2024(10):55-75.

[18] 徐玉德,刘杨晖,刘剑民. 审计报告改革对权益资本成本的影响研究[J]. 审计与经济研究,2021,36(06):26-36.

[19] 杨兴全,李文聪,尹兴强. 年报审计工作要求影响了会计师事务所的审计行为吗[J]. 审计研究,2020(6):34-42.

[20] 余怒涛,王涵. 顺从还是懈怠?中注协约谈与执业质量检查的叠加监管压力研究[J]. 审计与经济研究,2022,37(06):60-69.

[21] 吕敏康,冉明东. 媒体报道影响审计师专业判断吗?——基于盈余管理风险判断视角的实证分析[J]. 审计研究,2012(06):82-89.

[22] 于鹏,樊益中,李晓艳,等. 企业ESG评级结果分歧与审计师风险应对——基于异常审计费用与审计团队变更的视角[J]. 当代财经,2024(06):139-152.

[23] 郑国坚,陈巧,马新啸. 政府会计监督与审计定价:“治理效应”还是“标签效应”[J]. 审计研究,2023(04):92-102.

[24] 张长江,张玥,陈雨晴. ESG表现、投资者信心与上市公司绩效[J]. 环境经济研究,2021,6(04):22-39.

[25] 郑秀杰,闫涵,李宇铭,等. ESG评级分歧会提高审计定价吗[J]. 会计之友,2025(1):1-9.

[26] 周泽将,丁晓娟,伞子瑶. ESG评级分歧与审计风险溢价[J]. 审计研究,2023(06):72-83.

[27] 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.

- [28] Avramov, D., S. Cheng, A. Lioui. Sustainable Investing with ESG Rating Uncertainty[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 145(2): 642–664.
- [29] Bell, T. B., W. R. Landsman, D. A. Shackelford. Auditors' Perceived Business Risk and Audit Fees: Analysis and Evidence[J]. *Journal of Accounting Research*, 2001, 39(1): 35–43.
- [30] Billio, M., M. Costola, I. Hristova. Inside the ESG Ratings: (Dis)Agreement and Performance[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2021, 28(5): 1426–1445.
- [31] Bills, K. L., L. L. Lisic, T. A. Seidel. Do CEO Succession and Succession Planning Affect Stakeholders' Perceptions of Financial Reporting Risk? Evidence from Audit Fees[J]. *The Accounting Review*, 2017, 92(4): 27–52.
- [32] Cao, J., M. S. Ee, I. Hasan. Asymmetric Reactions of Abnormal Audit Fees Jump to Credit Rating Changes [J]. *The British Accounting Review*, 2024, 56(2): 101205.
- [33] Cheynel, E., F. S. Zhou. Auditor Tenure and Misreporting: Evidence from a Dynamic Oligopoly Game[J]. *Management Science*, 2024, 70(8): 5557–5585.
- [34] Costa, M. D., A. Habib. Local Creative Culture and Audit Fees[J]. *The British Accounting Review*, 2023, 55 (2): 101151.
- [35] Dumrose, M., S. Rink, J. Eckert. Disaggregating Confusion? The EU Taxonomy and its Relation to ESG Rating[J]. *Finance Research Letters*, 2022, 48: 102928.
- [36] Gao, H., J. He, Y. Li. Media Spotlight, Corporate Sustainability and the Cost of Debt[J]. *Applied Economics*, 2022, 54(34): 3989–4005.
- [37] Guan, Y., L. N. Su, D. Wu. Do School Ties between Auditors and Client Executives Influence Audit Outcomes?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 61(2–3): 506–525.
- [38] Gunn, J. L., C. Li, L. Liao. Is it Better to Kill Two Birds with One Stone? Internal Control Audit Quality and Audit Costs for Integrated Versus Nonintegrated Audits[J]. *The Accounting Review*, 2023, 98(1): 251–283.
- [39] Guo, K., Y. Bian, D. Zhang, et al. ESG Performance and Corporate External Financing in China: The Role of Rating Disagreement[J]. *Research in International Business and Finance*, 2024, 69: 102236.
- [40] Hu, X., R. Hua, Q. Liu. The Green Fog: Environmental Rating Disagreement and Corporate Greenwashing [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2023, 78: 101952.
- [41] Kim, J. B., L. Zhang. Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk:Firm-level Evidence[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(1): 412–441.
- [42] Krishnan, G. V., L. Sun, Q. Wang. Client Risk Management: A Pecking Order Analysis of Auditor Response to Upward Earnings Management Risk[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2013, 32(2): 147–169.
- [43] Ling, S., H. Xia, Z. F. Liu. ESG Rating Divergence and Audit Fees: Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 67: 105749.
- [44] Liu, X., B. Li, S. Zhang. Does the Resignation of an Independent Director Affect Audit Fees? An Empirical Study Based on Chinese A-share Listed Companies[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 92: 103075.
- [45] Serafeim, G., A. Yoon. Stock Price Reactions to ESG News: The Role of ESG Ratings and Disagreement[J]. *Review of Accounting Studies*, 2023, 28(3): 1500–1530.
- [46] Song, Y., H. Wu, Y. Ma. Does ESG Performance Affect Audit Pricing? Evidence from China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 90: 102890.
- [47] Truong, C., M. Garg, C. Adrian. Climate Risk and the Price of Audit Services: The Case of Drought[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2020, 39(4): 167–199.
- [48] Velayutham, E. Sustainability Disclosure and Earnings Management[R]. 2018.
- [49] Wang, J., S. Wang, M. Dong. ESG Rating Disagreement and Stock Returns: Evidence from China[J]. *Inter-*

national Review of Financial Analysis, 2024, 91: 103043.

[50] Wu, B., A. Li, W. Zhang. Clients' Strategic Change and Auditor Behavior: Evidence from Audit Adjustments and Audit Fees[J]. Advances in Accounting, 2024, 64: 100721.

[51] Zhang, C., Q. Zha, X. Sun, et al. Does ESG Rating Disagreement Affect Audit Opinions?[J]. International Review of Economics & Finance[J]. 2024, 96: 103659.

ESG Rating Discrepancies and Audit Pricing: A Preventive Regulatory Perspective

Deng Kaiyue^a, Lv Wendai^a, Ji Qiang^{b,c}

(a: School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology;

b: Institutes of Science and Development, Chinese Academy of Sciences;

c: School of Public Policy and Management, University of Chinese Academy of Sciences)

Abstract: In light of the growing emphasis on high-quality development, it is essential to examine whether ESG rating divergence is factored into audit pricing. This paper explores the relationship between ESG rating divergence and audit pricing among Chinese listed firms from 2012 to 2022, also considering the moderating influence of preventive regulation. Our empirical analysis reveals that greater ESG rating divergence is associated with higher audit pricing. Furthermore, we find that the strength of preventive regulation weakens the positive correlation between ESG rating divergence and audit pricing. These findings remain robust across various sensitivity tests. Additional investigations indicate that ESG rating divergence contributes to increased audit pricing by negatively impacting the corporate information environment and reducing auditor risk tolerance for earnings management. Heterogeneity analysis further unveils that the positive relationship between ESG rating divergence and audit pricing is especially pronounced for enterprises with higher ESG rating, non-heavy-polluting industries, engage auditors with industry expertise, or are audited by top accounting firms. Moreover, our research identifies that face-to-face and telephone interviews conducted by the CICPA (China Institute of Certified Public Accountants) are more effective than written interviews as substitutes for resolving ESG rating disagreement. It is recommend that the CICPA should enhance audit risk prevention for firms with significant ESG rating divergence through intensified regulatory oversight, while policymakers should prioritize establishing a more unified and effective ESG evaluation framework to reduce the negative impact of the divergence.

Keywords: ESG Rating Divergence; Audit Pricing; Preventive Regulation; Corporate Information Environment; Auditor Risk Judgment

JEL Classification: Q58, M42

(责任编辑:卢 玲)

环境政策对居民环境风险感知的影响

——以环境保护税为例

张骁潇 范 丹*

摘要:环境保护税的实施既是全面贯彻习近平生态文明思想、落实绿色发展理念的重大战略措施,更是提高民生福祉和建设美丽中国的关键政策。本文基于中国家庭追踪调查数据库,采用强度双重差分法探究环境保护税对居民环境风险感知的影响以及作用机理。研究发现:环境保护税的实施显著地改善了居民环境风险感知,对不同群体的改善存在明显差异。机制检验发现环境保护税除了直接改善客观环境质量进而改善居民的环境风险感知,还可以通过增加绿色财政支持、提升居民制度信任等路径间接改善居民的环境风险感知。进一步分析发现,居民所在区域的社会信任水平和绿色金融水平在环境保护税对居民环境风险感知的影响中有较好的正向调节作用,而且环境保护税对居民的生理健康和心理健康也起到了明显的改善作用,有着较好的健康福利效应。本文为验证中国环境保护税制度的“环境红利”和“社会红利”以及推进环境保护税的深化改革提供了新的视角和重要经验证据。

关键词:环境保护税;环境风险感知;制度信任;绿色金融;绿色财政

一、引言

实现人与自然和谐共生,不仅是全面建设社会主义现代化国家的内在需求,更是实现美丽中国愿景的必由之路。从“大力推进生态文明建设”到“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”,我国环境治理体系经历了从宏观生态修复向微观风险管控的深刻转型。在此背景下,

*张骁潇(通讯作者),中国社会科学院大学应用经济学院,邮政编码:102488,电子信箱:zhangxiaoxiaode@163.com;范丹,东北财经大学经济学院,东北财经大学经济计量分析与预测研究中心,邮政编码:116025,电子信箱:fandanrx@163.com。

本文系国家自然科学基金面上项目“基于大数据计量方法的中国人口政策评估与优化研究”(72273019)、辽宁省教育厅基本科研重大攻关项目“委托代理视角下碳信息披露的减排效应及优化路径研究”(LJKZZ20220121)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵修改建议,文责自负。