

# “激浊扬清”还是“遮瑕藏疵”:ESG 表现与财务报告可比性

李庆华, 张晓霞, 刘坤鹏

(安徽财经大学 会计学院, 安徽 蚌埠 233030)

**[摘要]** 基于 2018—2023 年沪深 A 股上市公司数据, 研究 ESG 表现对财务报告可比性的影响及作用机制, 发现 ESG 表现越好, 财务报告可比性越高, 但 ESG 评级分歧会削弱 ESG 表现对财务报告可比性的影响。机制检验结果表明, ESG 表现通过抑制会计方法操纵促进财务报告可比性的提升; 异质性检验发现, 在内部控制薄弱、外部审计质量低的企业中, ESG 表现对财务报告可比性的提升作用更加显著; 进一步研究的结果表明, 由 ESG 表现决定的财务报告可比性显著降低企业的债务资本成本。研究结论为政府和企业重视 ESG 表现以及帮助利益相关者评估企业财务报告质量提供了理论依据。

**[关键词]** ESG 表现; ESG 评级分歧; 财务报告可比性; 会计方法操纵; 内部控制; 审计质量

**[中图分类号]** F234.4 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2025)05-0072-11

## 一、引言

党的二十大报告指出, 推动构建人类命运共同体是中国式现代化的本质要求。联合国《2030 年可持续发展议程》指出, 坚持在环境、社会和经济三重维度综合发展, 是为全人类谋求更美好、更加可持续未来的全球性解决方案。ESG 作为推动微观企业落实可持续发展理念的重要工具, 正成为政府、企业和其他利益相关者关注的焦点。我国政府积极推动企业践行 ESG, 证监会于 2018 年修订的《上市公司治理准则》明确了上市公司 ESG 的基本框架, 国务院国资委 2022 年发布的《提高央企控股上市公司质量工作方案》提出推动央企控股上市公司建立 ESG 体系并发布专项报告, 2024 年上交所、深交所和北交所充分吸纳公众意见后同步推出《上市公司可持续发展报告指引》。这些举措不仅推动了企业对 ESG 的重视, 还引起了学术界的广泛关注, 但现有关于 ESG 表现对企业微观财务行为影响的研究结论存在分歧。一种观点认为, 良好的 ESG 表现意味着企业具有较为完善的公司治理机制, 能够有效监督和约束管理层财务行为<sup>[1-2]</sup>; 另一种观点认为, ESG 履责违背了企业以营利为目的的本质, ESG 投资增加了企业的运营成本<sup>[3-4]</sup>, 为保持盈利水平和满足利益相关者的期望, 管理层迫于压力可能进行非正常财务行为<sup>[5]</sup>。财务报告是企业财务行为的系统映射, 基于财务报告质量特征来探讨 ESG 对财务行为的影响成为解决分歧的一个重要研究思路。

财务报告可比性是财务报告的重要质量特征, 在以信息披露为核心的资本市场中具有不可替代的作用。从微观视角看, 更高的财务报告可比性意味着投资者、债权人和其他利益相关者能够有效比较分析不同企业的财务状况和经营成果, 帮助他们识别具有投资价值的企业, 增强企业在市场中的信誉度和竞争力, 获得更多的投资和合作机会<sup>[6]</sup>。从宏观视角看, 高可比性的财务报告有助于监管机构更好地履行监督职责, 确保市场的公平、公正和透明, 有利于促进资源的有效配置, 使资金流向更具效率和潜力的企业, 推动整个经济的健康发展<sup>[7]</sup>。因此, 正确理解和把握财务报告可比性的影响因素至关重要。已有研究发现, 更加诚信和自律的企业能够从根本上为财务报告可比性提供可靠的保障<sup>[8]</sup>, 同时外部监督若能有效发挥规制与约束作用, 亦能间接促进财务报告可比性的提升<sup>[9-10]</sup>。然而值得注意的是, 若企业意图“辩护”某一特定行为或事件, 并由此操纵会计信息加工处理, 那么财务报告可比性将无法确保<sup>[11-13]</sup>。

**[收稿日期]** 2024-11-26

**[基金项目]** 安徽省高校人文社会科学基金项目(2022AH040089; 2023AH050201); 财政部 2022 年“会计名家培养工程”项目

**[作者简介]** 李庆华(1987—), 女, 安徽合肥人, 安徽财经大学会计学院副教授, 硕士生导师, 博士, 从事公司财务与公司治理研究; 张晓霞(2001—), 女, 山东德州人, 安徽财经大学会计学院硕士研究生, 从事公司财务与公司治理研究; 刘坤鹏(1988—), 男, 安徽亳州人, 安徽财经大学会计学院讲师, 博士, 从事公司财务与管理控制研究, 通信作者, E-mail: ahhzlkp@126.com。

鉴于 ESG 表现对财务报告质量的影响以及财务报告可比性的关键作用愈发凸显,研究 ESG 表现如何影响财务报告可比性具有重要的理论和实践意义。财务报告可比性取决于会计信息系统加工过程的一致性,涉及财务会计准则和具体会计方法两个方面,使得相同的经济实质具有相似的会计产出,不同的经济实质具有不同的会计产出。现有准则的原则导向留给企业更多会计方法选择的空间,管理层的酌量选择权带来的不同企业间会计方法应用差异必然影响财务报告可比性<sup>[6]</sup>,ESG 影响管理层的财务行为最终反映在财务报告可比性上。一方面,企业积极践行 ESG 理念通常表现出更高的道德感与社会责任感,并会引起更多外部关注,道德导向和外部关注所形成的监督效应促使企业管理层诚信自律、“激浊扬清”<sup>[1,14]</sup>,为提高财务报告可比性奠定了良好基础;另一方面,企业践行 ESG 可能会对财务绩效产生负面影响<sup>[3-4]</sup>,此时出于自利动机,管理层可能会通过差异化会计政策选择和会计估计以及其他异质性操纵手段来降低财务报告可比性,为“辩护”业绩变差而“遮瑕藏疵”<sup>①[5]</sup>。此外,根据我国的监管要求,目前上市公司的 ESG 信息披露内容仍处于“半强制+自愿”阶段,由于缺乏 ESG 信息披露内容的强制性,加之各评级机构在底层数据来源、评价方法和评价体系等方面存在较大差异,因此评级结果出现一定分歧。ESG 评级分歧的“噪音效应”在一定程度上削弱了评级信息的有效性<sup>[15]</sup>,使得单一的评级结果不再具有可信度,因此 ESG 表现对财务报告可比性的影响可能会受到评级分歧的影响,但目前关于 ESG 评级分歧的研究还不够深入,进一步结合财务报告可比性的研究更是不足。综上,ESG 表现与财务报告可比性的关系究竟如何?其影响机制又是什么?是否会受到评级分歧的影响?是否会因企业内外部治理水平不同而呈现出异质性?本文将对这些问题进行解答,以期为企业可持续发展和投资者理性决策提供有益参考。

本文以 2018—2023 年沪深 A 股上市公司为研究样本,实证检验 ESG 表现对财务报告可比性的影响及作用机制。与以往研究相比,本文的增量贡献在于:首先,针对 ESG 表现经济后果的分歧,构建“自律监督—道德许可”双向理论分析框架。正向路径揭示 ESG 通过强化自律机制和外部监督压力抑制企业差异化会计方法操纵,从而提升财务报告可比性;反向路径基于道德许可理论<sup>[5]</sup>,提出 ESG 投资可能诱发道德自我许可效应,使企业通过操纵会计方法为 ESG 资源占用导致的财务绩效下滑“辩护”,进而降低财务报告可比性。研究结果证实正向效应显著占优,深化了 ESG 经济后果的争议性讨论。其次,区别于既有研究多考察制度和环境等外部因素对财务报告可比性的影响<sup>[8-10]</sup>,本文聚焦 ESG 表现这一内部企业行为,构建“非财务表现—会计方法一致性—财务报告可比性”的理论链条,揭示企业可持续发展战略对财务报告可比性的结构性影响。最后,将 ESG 表现、评级分歧、财务报告可比性纳入同一分析框架中,深化了评级分歧的影响效应研究。

## 二、文献回顾

### (一) ESG 表现的经济后果

关于 ESG 表现经济后果的研究,大多数研究肯定了 ESG 对企业微观财务行为的积极影响,企业践行 ESG 强调在追求经济效益的同时兼顾利益相关者,以 ESG 为导向的企业具有更高的道德标准和社会责任感,更加诚信自律,进而能够提高企业内部治理水平<sup>[1]</sup>;高 ESG 表现可以为企业积累声誉资本,声誉资本不仅能够增强品牌效应、培养客户忠诚度,还有助于保障会计契约的有效履行,减少管理层盈余操纵<sup>[2]</sup>,降低外界与企业之间的信息不对称程度,帮助企业缓解融资约束<sup>[1,16]</sup>,增强创新能力<sup>[17]</sup>;高 ESG 表现能够向外界传递出企业高质量发展的信号,有助于引起投资者<sup>[14]</sup>、债权人<sup>[1]</sup>、分析师<sup>[18]</sup>等利益相关方的关注,提高企业外部治理水平,进而抑制会计方法滥用和操纵,提高财务信息可靠性<sup>[2]</sup>。然而,也有研究持相反观点,以 Friedman 为代表的学者认为企业的主要目标是利润最大化,任何不能直接对增加利润作出贡献的活动都可能被视为次要的或无关紧要的<sup>[3]</sup>,因此当涉及环境、社会责任方面的投资时,他们更倾向于认为这些投资不仅不能直接带来经济利益,还可能会占用企业的部分资金<sup>[3-4]</sup>,管理层迫于压力可能会进行非正常财务行为<sup>[5]</sup>,从而产生一定的负面效应。

### (二) 财务报告可比性的影响因素

现有研究从会计准则<sup>[19-20]</sup>、经营环境<sup>[8]</sup>、高管特征<sup>[11,21]</sup>、外部关注<sup>[9-10,22-24]</sup>等角度探讨了影响财务报告可比

①必须指出的是,管理层进行会计操纵必然会影响会计信息的可靠性。此处分析认为,不同企业会根据自身情况采取差异化的会计政策、会计估计(如资本化 ESG 相关研发费用、改变资产折旧年限)以及进行异质性操纵(如同样是虚增利润,A 公司虚构收入,B 公司隐藏费用),从而降低财务报告可比性,这并不否认前述会计操纵对会计信息可靠性的损害。

性的积极和消极因素。在积极因素方面:首先,会计准则的趋同使得不同国家或地区的企业在编制财务报告时会基于相似的原则,降低财务报告使用者的信息处理成本,提升财务信息的透明度和可比性<sup>[19-20]</sup>。其次,非契约因素(如社会和文化)会影响管理层短视行为,进而影响财务报告可比性。Lai 等基于地方依赖理论研究发现,当 CEO 在本地任职时,归属感与责任感会驱动他们更积极地为家乡作出贡献,有助于遏制短期主义行为<sup>[21]</sup>;潘临等研究发现,在社会信任水平高的地区,个体以诚信为行事基准,自律效应提高了企业遵循会计准则的意愿,为可比的财务报告奠定了基础<sup>[8]</sup>。最后,分析师、审计师、机构投资者等利益相关方的关注作为一种外部监督机制,可以抑制企业的盈余管理活动,使得会计信息的生产和披露更加规范,进而促进财务报告可比性的提升<sup>[9-10,22-24]</sup>。从消极因素来看,现行准则的原则导向留给企业更多会计选择的空间,这在一定程度上降低了准则使用的一致性<sup>[6]</sup>,出于对某一特定行为或事件信息隐藏或“辩护”的考虑,企业在披露财务信息时往往会通过改变会计政策选择和会计估计或操纵会计业绩的方式来降低同行业间财务报告可比性<sup>[11-13]</sup>。

综上,ESG 表现对企业微观财务行为具有显著影响,然而现有研究存在双重局限性:其一,ESG 表现对财务信息质量的作用方向尚未达成共识,且多聚焦于可靠性维度,忽视可比性这一关键质量属性;其二,企业通过差异化会计政策选择和会计估计或其他异质性方式操纵会计信息不仅削弱了信息可靠性,还会因会计处理方法的不一致而降低财务报告可比性,但 ESG 表现是否以及如何通过此类路径影响财务报告可比性仍未受到充分关注。财务报告可比性作为信息质量的核心维度,其驱动机制研究已形成多视角分析框架,然而多数文献聚焦于会计准则<sup>[19-20]</sup>、经营环境<sup>[8]</sup>、外部关注<sup>[9-10,22-24]</sup>等外部因素,未能深入剖析 ESG 表现等企业内部行为对财务报告可比性的影响机制,且没有考虑 ESG 评级分歧可能存在的干扰作用,这为本文探究 ESG 表现与财务报告可比性的内在关联提供了切入点。

### 三、理论分析与研究假设

财务报告是否可比取决于会计信息系统加工过程是否具有 consistency,统一的会计准则和会计制度可以在一定程度上保证不同企业间的财务信息可比,但不同企业在应用这些具体准则时,可能会因会计方法选择和具体运用的差异而影响财务报告可比性<sup>[6]</sup>。实践中,企业为达到特定的目的,如平滑利润、隐瞒亏损、避税等,会在会计处理过程中通过差异化会计政策选择和会计估计以及其他异质性操纵手段对财务报告中的数据进行有意识的调整,这种会计方法上的操纵使得财务报告失去可比的基础,进而误导信息使用者的判断和决策<sup>[12]</sup>。ESG 理念关注环境、社会和治理三个维度,要求企业在追求经济效益的同时,考虑对社会和环境的影响。企业积极践行 ESG 理念既可以增强自身的社会责任感<sup>[1]</sup>,也有助于引起外部利益相关者的关注<sup>[1,14,18]</sup>,会对企业行为起到监督治理作用,即表现为自律监督效应。另外,部分研究发现 ESG 投资会占用企业资源,导致资金利用效率低下,进而对财务绩效产生负面影响<sup>[3-4]</sup>,因此企业有动机通过降低财务报告可比性为较差的财务绩效作“辩护”,即表现为“辩护”效应<sup>[5]</sup>。本文认为,在自律监督效应下,企业提高 ESG 表现会降低其操纵会计方法的可能性,进而有助于提高财务报告可比性;而在“辩护”效应下,企业提高 ESG 表现会加剧其操纵会计方法的可能性,进而削弱财务报告可比性。那么,良好的 ESG 表现究竟是提高还是降低财务报告可比性呢?这是一个有待分析和检验的问题。

#### (一)“激浊扬清”:ESG 表现提高财务报告可比性

从企业内部来看,ESG 表现良好的企业更倾向于主动规避会计方法操纵,从而提高财务报告可比性。一方面,注重 ESG 表现的企业往往将可持续性视为其核心战略的一部分,管理层会从长远角度来规划公司的未来,其在践行可持续发展和承担社会责任方面具有较强的自律性,而且管理层推崇的高道德标准和责任感会渗透到整个管理组织中,形成一种自上而下的自律文化,这种“道德主义”会从主观上抑制企业实施以会计方法操纵为代表的短视行为<sup>[1]</sup>。另一方面,良好的 ESG 表现能够为企业积累声誉资本,社会声誉的形成并非一蹴而就,但其丧失则可能在一瞬间发生<sup>[2]</sup>。Skinner 和 Srinivasan 研究发现,当企业遭受负面事件的冲击时,声誉会迅速受损,导致利益相关者的信任崩溃,这种信任一旦失去,往往难以恢复<sup>[25]</sup>。ESG 表现良好的企业理解声誉是企业价值的重要组成部分,通过会计方法操纵虽然可能在短期内获利,但长期来看具有较高的风险,这种行为一旦被发现,企业的声誉和品牌价值就会严重受损,从而得不偿失。因此,本文认为良好的 ESG 表现会增强企业财务自律性,进而促使其在执行准则的过程中更加客观公正地运用职业判断,降低操纵会计方法的可能性,有助于增强财务信息加工过程的一致性,进而提高财务报告可比性。

从企业外部来看,良好的 ESG 表现引起的外部关注会压缩企业会计方法操纵的空间,从而提高财务报告可比性。当企业具有良好的 ESG 表现时,能够吸引不同利益相关者,包括但不限于投资者、债权人、分析师,但企业的不当行为一旦被发现,就会面临来自不同市场主体的质疑和批评,甚至可能引发监管机构的调查和处罚,这种负面的市场反应和监管压力会对企业行为起到监督作用,减少其在会计处理上的主观性和随意性。从投资者视角来看,良好的 ESG 表现释放企业高质量发展的信号,更容易获得投资者的青睐<sup>[14]</sup>,投资者的广泛关注是对企业财务行为的一种市场监督。当企业存在会计方法操纵的嫌疑时,投资者可能会通过各种渠道表达关切。例如,机构投资者可以凭借其在公司中的话语权与影响力,通过“用手投票”或“用脚投票”的方式对企业的机会主义行为进行监督与约束<sup>[26]</sup>。从债权人视角来看,ESG 信息披露传递出更多的企业特质信息,ESG 表现良好的企业披露信息的意愿更强<sup>[27]</sup>,债权人可以更好地评估企业的可持续发展能力及潜在风险,从而吸引债权人提供资金支持<sup>[1]</sup>。为保障自身利益,债权人通常会与企业签订契约,通过债务契约中的限制性条款来约束企业的行为,进而抑制企业盈余操纵<sup>[28]</sup>。从分析师视角来看,良好的 ESG 表现有利于降低分析师的信息获取成本,提高分析师覆盖率<sup>[18]</sup>。由于分析师拥有专业的财务知识和丰富的实践经验,能够深入解读财务信息,易于识别出企业财务报告中的异常之处,倒逼企业遵循更严格的信息披露标准,减少不同企业间因会计方法操纵而产生的差异<sup>[23]</sup>。同时,由于分析师发布研报的时间节点不具有固定性,可以对企业实施连续的跨期监督,这使得企业的财务信息更加可靠透明<sup>[24]</sup>。De Franco 等研究也发现,企业信息环境透明度对提高财务报告可比性具有至关重要的作用<sup>[22]</sup>。因此,本文认为良好的 ESG 表现通过外部关注所形成的监督效应作为一种全方位、多层次的制约机制,会提高企业会计方法操纵的成本和风险,有效抑制会计信息加工过程的差异化操作,进而提高财务报告可比性。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H1a:基于自律监督效应,企业 ESG 表现越好,财务报告可比性越高。

(二)“遮瑕藏疵”:ESG 表现降低财务报告可比性

有研究认为企业履行 ESG 会带来不利影响<sup>[3-4]</sup>,因此出于隐藏“不利”的动机,ESG 表现提高会带来财务报告可比性的降低。随着全球对可持续发展问题的关注日益增强,越来越多的投资者和消费者开始关注企业的 ESG 表现,这种市场需求促使企业必须加大 ESG 投资力度,以满足利益相关者的期望和要求<sup>[14]</sup>。然而,企业在 ESG 领域的投资往往需要较多的资源与较高的成本,投资 ESG 占用了本该用于技术进步或产品创新的资源,容易引起资源配置失衡,进而对企业的财务状况产生一定的负面影响<sup>[4]</sup>。当企业将更多 ESG 支出作为公司费用核算时,财务报告使用者能够在可比的财务报告中迅速捕捉到“异常”,进而对企业财务状况产生怀疑,管理层迫于业绩压力很可能会通过操纵会计信息的生成来干扰使用者的判断。同时,Ormiston 等研究发现,管理层会基于对企业行为的道德感知做出行为决策,企业在 ESG 方面的投资提升了他们的道德感知水平,进而为他们提供了一种道德上的许可,这使得他们更容易做出不符合道德标准的行为<sup>[5]</sup>。Mattingly 和 Berman 研究发现,越是承担环保责任的企业其环境风险反而越高,那些倾向于实施环保计划的公司往往也是过往对社会环境造成破坏的公司<sup>[29]</sup>。可见,更好的 ESG 表现为管理层进行会计操纵提供了道德心理上的许可。在压力和道德许可同时具备的情况下,不同企业的管理层会采用适合自身情况的差异化会计政策和会计估计以及进行其他异质性操纵,导致其与过往时期或同行业其他企业的会计信息在统计口径上不一致,从而通过降低财务报告可比性来遮掩业绩不佳的表现<sup>[11]</sup>,为 ESG 投资行为导致的低财务绩效作“辩护”,以避免受到外界的质疑。因此,基于“辩护”效应,本文认为高 ESG 表现会削弱企业提供可比财务报告的动机,加剧管理层采取差异化会计方法的可能性,进而降低财务报告可比性。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H1b:基于“辩护”效应,企业 ESG 表现越好,财务报告可比性越低。

(三)评级分歧的调节作用

#### 1. 自律监督效应

一方面,ESG 评级分歧会抑制自律效应的发挥。评级分歧除了源于评级机构在 ESG 评价体系、不同侧重点及其获取相关数据的能力方面存在差异外,还可能源于企业在 ESG 信息披露方面存在不足,如选择性披露正面信息、隐瞒负面信息,企业 ESG 得分存在偏离其真实表现的情况<sup>[30]</sup>,这种主观上的自利行为不利于自律效应的

发挥。另一方面,ESG 评级分歧会削弱监督效应的发挥。评级分歧在一定程度上会减少来自不同利益相关者的关注,进而削弱了这种关注对企业会计方法操纵的监督效应。具体来看,对于投资者而言,ESG 评级分歧的存在使得单一的评级结果不再具有可信度,尽管机构投资者拥有专业的信息搜集和分析团队,但较大的评级分歧也会降低评级信息在预估未来收益方面的准确性<sup>[31]</sup>,同时较大的评级分歧可能意味着企业自身的 ESG 表现存在结构性问题<sup>[1]</sup>,出于风险规避的考虑,投资者会降低对这类企业的投资意愿<sup>[32]</sup>;对于债权人而言,ESG 评级分歧可能会使得债权人对企业 ESG 表现的稳定性与真实性产生怀疑,在极端情况下,为降低信贷风险,债权人会直接减少对企业的贷款投放<sup>[30]</sup>;对于分析师而言,较大的评级分歧会产生“噪音效应”,降低评级信息的有效性<sup>[15]</sup>,导致分析师要投入更多的时间及精力去核实企业 ESG 表现的真实性,增加了其信息搜集及解读成本。基于有限关注理论,为了更高效地完成分析工作,分析师可能会将更多精力投入那些 ESG 评级较为一致、信息披露质量较高的企业中<sup>[33]</sup>。

## 2. “辩护”效应

较大的评级分歧不仅可能导致企业减少在 ESG 改善方面的投资,还表明企业 ESG 可能存在“漂绿”成分,两者都会降低“辩护”效应产生的动机。具体来看,一方面,当不同的评级机构对企业 ESG 表现给出不同评价结果时,企业可能会感到困惑,不知应该优先关注哪些方面,从而减少对 ESG 改善方面的投资<sup>[1]</sup>。ESG 投资减少意味着企业可能将更多的资金分配到其他传统的投资领域,如扩大生产规模、市场营销、研发等,这种资金分配的调整使得企业在不同业务领域的投资更加均衡,避免了因专注于 ESG 项目而导致的资金紧张或资源分配不均问题。同时,由于 ESG 项目通常需要较长的投资周期和较高的初始投入,减少这方面投资可能会使得公司的短期利润和现金流看起来更加可观<sup>[3-4]</sup>,这在一定程度上削弱了管理层迫于业绩压力而粉饰报表的动机,减少了对会计信息生产加工过程的操纵<sup>[11]</sup>,从而使得财务报告更具可比性。另一方面,越大的评级分歧意味着企业 ESG 表现偏离其真实情况的程度越高<sup>[30]</sup>,此时单一评级机构给出的高评级并不一定代表企业的 ESG 投入更多,反而可能是“漂绿”的结果。当企业并没有在 ESG 方面投入大量的资源时,也就不存在因 ESG 投资而引起的低财务绩效问题,“辩护”效应随之降低。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H2:评级分歧会削弱 ESG 表现对财务报告可比性的影响。

## 四、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

本文选择 2018—2023 年 A 股上市公司作为研究样本,将 2018 年设置为样本区间的开始年份,是因为证监会于 2018 年修订的《上市公司治理准则》正式明确了我国上市公司 ESG 披露的基本框架,此后 ESG 相关信息的披露开始增多。根据研究所需,本文对数据进行如下处理:(1)剔除金融行业样本;(2)剔除 ST 等非正常交易的样本;(3)剔除没有连续 16 个月披露季度报告和进行证券交易的企业;(4)剔除行业年度少于 11 家的企业。最终,本文获得 12444 个有效观测值。企业财务数据来自 CSMAR 数据库,ESG 表现数据来源于 Wind 数据库,行业分类依据 2012 年证监会发布的分类标准执行。本文使用 Stata17 软件对数据进行处理,并对所有连续变量进行上下 1% 分位的缩尾处理。

### (二) 变量定义

#### 1. 被解释变量:财务报告可比性

本文基于会计信息系统理论,在 De Franco 等提出的模型基础上<sup>[22]</sup>,借鉴胥朝阳和刘睿智的做法<sup>[7]</sup>,以季度股票收益率( $Return_{i,t}$ )反映经济业务或事项,作为会计信息系统的投入,以季度会计盈余与期初权益市值之比( $Earning_{i,t}$ )作为会计信息系统的产出,并考虑“坏消息”与“好消息”会计确认速度的差异,模拟具体企业在特定时间的会计信息系统,然后根据相同“投入”的“产出”差异来衡量不同会计信息系统间的财务报告可比性。具体步骤如下:

首先,用企业  $i$  第  $t$  期过去连续 16 个季度的数据对模型(1)进行回归,估计出一组系数 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 、 $\hat{\gamma}_i$ 、 $\hat{\eta}_i$ ,用以模拟企业  $i$  在第  $t$  期的会计信息系统转换函数,其中,出于消息类型的考虑,引入虚拟变量  $Neg_{i,t}$  及其与  $Return_{i,t}$  的交乘项,当  $Return_{i,t}$  为负数时, $Neg_{i,t}$  取值为 1,否则取值为 0。同理,可以估计企业  $j$  在第  $t$  期的会计信息系统转换函数。

$$Earning_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Return_{i,t} + \gamma_i Neg_{i,t} + \eta_i (Neg_{i,t} \times Return_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其次,根据模型(2)和模型(3)分别计算出在相同的经济业务或事项  $Return_{i,t}$  下,企业  $i$  和  $j$  在各自会计信息系统转换函数下不同的财务报告“产出”,即第  $t$  期的预期盈余  $E(Earning_{i,i,t})$  和  $E(Earning_{i,j,t})$ 。

$$E(Earning_{i,i,t}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{i,t} + \hat{\gamma}_i Neg_{i,t} + \hat{\eta}_i (Neg_{i,t} \times Return_{i,t}) \quad (2)$$

$$E(Earning_{i,j,t}) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{i,t} + \hat{\gamma}_j Neg_{i,t} + \hat{\eta}_j (Neg_{i,t} \times Return_{i,t}) \quad (3)$$

再次,将利用模型(2)和模型(3)得到的预期盈余代入模型(4)中,即将企业  $i$  和  $j$  的预期盈余作差取绝对值后,计算过去连续 16 个季度的平均数再取相反数,将其定义为企业  $i$  和  $j$  在第  $t$  期的财务报告可比性,  $Comp_{i,j}$  的值越大,表明财务报告可比性越高。

$$Comp_{i,j} = -1/16 \times \sum_{t=15}^t |E(Earning_{i,i,t}) - E(Earning_{i,j,t})| \quad (4)$$

最后,根据上述模型,计算在第  $t$  年企业  $i$  与同行业其他企业的财务报告可比性,并将得到的财务报告可比性取平均值和中位数,分别记为  $CompMean$  和  $CompInd$ 。

## 2. 解释变量:ESG 表现

本文选择第三方评级机构 Wind 的 ESG 评级指标,该评级指标由管理实践评分和争议事件评分两部分组成,其中管理实践评分包括企业在环境、社会、公司治理层面的表现,反映企业长期 ESG 基本面,争议事件评分受企业短期突发事件的影响。这两部分共同构成了 ESG 综合评分,最高分为 10 分,最低分为 0 分,得分越高,表明企业 ESG 表现越好。为消除量纲对回归结果的影响,本文将 ESG 综合得分和 E、S、G 单项得分均除以 10。

## 3. 调节变量:ESG 评级分歧

参考 Avramov 等的做法<sup>[32]</sup>,本文将 Wind、华证、商道融绿、盟浪、彭博、富时罗素六家评级机构对同一家企业的 ESG 评级分数进行标准化处理,然后取标准差作为评级分歧的代理变量,记作  $Deviation$ ,  $Deviation$  的值越大,ESG 评级分歧越严重。

## 4. 中介变量:会计方法操纵

本文采用修正的琼斯模型度量会计方法操纵,将分行业、分年度回归后的残差估计值取绝对值,记为  $absDA$ ,  $absDA$  的值越大,应计盈余管理程度越高,代表企业会计操纵越多。

## 5. 控制变量

借鉴张先治等以及谢盛纹和刘杨晖的研究<sup>[6,13]</sup>,本文选择企业规模( $Size$ )、资产回报率( $ROA$ )、资产负债率( $Lev$ )、现金替代物( $Liquid$ )、非债务税盾( $NDTS$ )、每股收益( $EPS$ )、资本支出率( $INVR$ )、高管持股比例( $MHold$ )、股权集中度( $OC$ )、产权性质( $State$ )、行业( $Ind$ )、年度( $Year$ )作为控制变量。变量定义见表 1。

### (三)模型设定

本文建立模型(5)对所提假设进行检验,重点关注 ESG 的系数  $\alpha_1$ ,若  $\alpha_1$  显著为正,则支持假设 H1a;若  $\alpha_1$  显著为负,则支持假设 H1b。同时,建立模型(6)来检验评级分歧的调节作用,重点关注交乘项  $ESG \times Deviation$  的系数  $\alpha_3$ ,预期正负向与模型(5)中的  $\alpha_1$  相反。

$$CompMean_{i,t} (CompInd_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \beta Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$CompMean_{i,t} (CompInd_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \alpha_2 Deviation_{i,t} + \alpha_3 (ESG_{i,t} \times Deviation_{i,t}) + \beta Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

## 五、实证结果与分析

### (一)描述性统计分析

变量的描述性统计结果如表 2 所示。衡量财务报告可比性的两个指标  $CompMean$  和  $CompInd$  的均值分别

表 1 控制变量定义

| 变量名称   | 变量符号     | 变量定义                        |
|--------|----------|-----------------------------|
| 企业规模   | $Size$   | 总资产的自然对数                    |
| 资产回报率  | $ROA$    | 净利润/总资产                     |
| 资产负债率  | $Lev$    | 总负债/总资产                     |
| 现金替代物  | $Liquid$ | (流动资产 - 流动负债 - 货币资金)/总资产    |
| 非债务税盾  | $NDTS$   | (折旧 + 摊销)/总资产               |
| 每股收益   | $EPS$    | 净利润/实收资本(或股本)               |
| 资本支出率  | $INVR$   | 构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产 |
| 高管持股比例 | $MHold$  | 高级管理人员持股数量/实收资本(或股本)        |
| 股权集中度  | $OC$     | 前五大股东持股比例之和乘以 100(%)        |
| 产权性质   | $State$  | 国有产权取 1,否则取 0               |
| 行业     | $Ind$    | 行业虚拟变量                      |
| 年度     | $Year$   | 年度虚拟变量                      |

为 -0.013、-0.011,标准差分别为 0.006、0.007,说明不同企业的财务报告可比性差距较大。从 ESG 的综合得分来看,均值为 0.614,最小值为 0.469,最大值为 0.830,标准差为 0.076,说明企业的 ESG 表现整体上处于良好水平,但不同企业间存在一定差距。相较于公司治理维度 *Gscore*,不同企业在环境维度 *Escore*、社会维度 *Sscore* 的表现差距均较大。ESG 评级分歧 *Deviation* 的均值和中位数分别为 0.608、0.559,说明不同评级机构对同一家企业的 ESG 评级差距较大。

(二) 基准回归分析

本文采用 OLS 方法进行回归分析,并控制行业和年度固定效应,回归结果如表 3 所示。从 ESG 整体来看,ESG 的估计系数均在 1% 的水平上显著为正;从细分项来看,*Escore*、*Sscore*、*Gscore* 的估计系数也均在 1% 的水平上显著为正,说明良好的 ESG 表现对财务报告可比性具有显著的促进作用,即 ESG 表现越好,企业财务报告可比性越高,H1a 得到支持。

表 3 基准回归结果

| 变量                  | <i>CompMean</i>     |                     |                     |                     | <i>CompInd</i>      |                     |                     |                     |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                     | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 | (7)                 | (8)                 |
| <i>ESG</i>          | 0.006 ***<br>(9.00) |                     |                     |                     | 0.006 ***<br>(8.63) |                     |                     |                     |
| <i>Escore</i>       |                     | 0.001 ***<br>(5.34) |                     |                     |                     | 0.001 ***<br>(5.10) |                     |                     |
| <i>Sscore</i>       |                     |                     | 0.002 ***<br>(6.59) |                     |                     |                     | 0.002 ***<br>(6.37) |                     |
| <i>Gscore</i>       |                     |                     |                     | 0.003 ***<br>(4.82) |                     |                     |                     | 0.004 ***<br>(4.75) |
| <i>Constant</i>     | 0.004 ***<br>(3.59) | 0.006 ***<br>(5.31) | 0.005 ***<br>(4.70) | 0.003 ***<br>(2.71) | 0.006 ***<br>(4.86) | 0.008 ***<br>(6.46) | 0.008 ***<br>(5.93) | 0.005 ***<br>(3.93) |
| <i>Controls</i>     | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| <i>Ind&amp;Year</i> | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| N                   | 12444               | 12444               | 12444               | 12444               | 12444               | 12444               | 12444               | 12444               |
| Adj_R <sup>2</sup>  | 0.49                | 0.49                | 0.49                | 0.49                | 0.44                | 0.44                | 0.44                | 0.44                |

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

(三) ESG 评级分歧的调节效应

评级分歧是不同评级机构对同一企业的 ESG 表现评价不同,当不考虑评级机构的异质性影响时,较大的评级分歧还源于企业本身 ESG 信息披露不足,ESG 得分存在偏离其真实表现的情况<sup>[30]</sup>,这种主观上的自利行为不利于自律效应的发挥,同时减少了来自不同利益相关者的关注,加剧了会计方法操纵的可能性,进而使得由 ESG 表现所带来的财务报告可比性的提升效果被抑制。因此,本文认为评级分歧会削弱 ESG 表现对财务报告可比性的正向影响。为了检验 ESG 评级分歧的调节作用,本文对模型(6)进行 OLS 回归,回归结果如表 4 所示。为了更好地解释 *Deviation* 对 *ESG* 的调节作用,我们在构造交乘项时对单项进行了中心化处理。可以看出,ESG 表现与评级分歧交乘项 (*ESG* × *Deviation*) 的系数在 1% 的水平上显著为负,与 *ESG* 的系数符号相反,即 ESG 评级分歧在一定程度上削弱了 ESG 表现对财务报告可比性的正向影响,H2 得证。

表 2 变量的描述性统计

| 变量               | 样本数   | 均值     | 中位数    | 最小值    | 最大值    | 标准差    |
|------------------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>CompMean</i>  | 12444 | -0.013 | -0.011 | -0.039 | -0.006 | 0.006  |
| <i>CompInd</i>   | 12444 | -0.011 | -0.009 | -0.039 | -0.004 | 0.007  |
| <i>ESG</i>       | 12444 | 0.614  | 0.605  | 0.469  | 0.830  | 0.076  |
| <i>Escore</i>    | 12444 | 0.193  | 0.140  | 0.000  | 0.829  | 0.205  |
| <i>Sscore</i>    | 12444 | 0.389  | 0.382  | 0.036  | 0.829  | 0.174  |
| <i>Gscore</i>    | 12444 | 0.696  | 0.697  | 0.480  | 0.891  | 0.076  |
| <i>Deviation</i> | 12444 | 0.608  | 0.559  | 0.000  | 3.734  | 0.387  |
| <i>absDA</i>     | 12444 | 0.048  | 0.034  | 0.000  | 0.534  | 0.048  |
| <i>Size</i>      | 12444 | 22.673 | 22.485 | 20.284 | 26.602 | 1.308  |
| <i>ROA</i>       | 12444 | 0.030  | 0.032  | -0.235 | 0.204  | 0.065  |
| <i>Lev</i>       | 12444 | 0.441  | 0.436  | 0.074  | 0.895  | 0.194  |
| <i>Liquid</i>    | 12444 | 0.044  | 0.045  | -0.451 | 0.502  | 0.189  |
| <i>NDTS</i>      | 12444 | 0.023  | 0.021  | 0.001  | 0.065  | 0.014  |
| <i>EPS</i>       | 12444 | 0.433  | 0.280  | -1.790 | 4.258  | 0.838  |
| <i>INVR</i>      | 12444 | 0.043  | 0.031  | 0.000  | 0.190  | 0.039  |
| <i>MHold</i>     | 12444 | 0.061  | 0.002  | 0.000  | 0.546  | 0.118  |
| <i>OC</i>        | 12444 | 49.952 | 49.283 | 17.821 | 87.781 | 15.306 |
| <i>State</i>     | 12444 | 0.243  | 0.000  | 0.000  | 1.000  | 0.429  |

表 4 评级分歧的调节效应

| 变量                            | (1)                   | (2)                   |
|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                               | <i>CompMean</i>       | <i>CompInd</i>        |
| <i>ESG</i>                    | 0.007 ***<br>(11.08)  | 0.008 ***<br>(10.71)  |
| <i>ESG</i> × <i>Deviation</i> | -0.008 ***<br>(-5.31) | -0.009 ***<br>(-5.57) |
| <i>Deviation</i>              | -0.000 ***<br>(-3.13) | -0.000 ***<br>(-2.87) |
| <i>Constant</i>               | 0.004 ***<br>(3.30)   | 0.006 ***<br>(4.56)   |
| <i>Controls</i>               | Yes                   | Yes                   |
| <i>Ind&amp;Year</i>           | Yes                   | Yes                   |
| N                             | 12444                 | 12444                 |
| Adj_R <sup>2</sup>            | 0.49                  | 0.44                  |

(四)稳健性检验

1. 内生性检验

第一,前文研究结果表明,ESG 表现越好的企业其财务报告可比性越高,但较高的财务报告可比性也可能会促使企业更加注重 ESG 履责,即可能存在反向因果导致的内生性问题。为此,参考周方召等的做法<sup>[14]</sup>,本文选择同年度同行业其他企业 ESG 表现的均值(*IV*)作为工具变量。在第一阶段回归中,*IV* 的估计系数在 1% 的水平上正向显著,Cragg-Donald Wald 检验的 F 统计量远大于 10,表明 *IV* 不是弱工具变量。在第二阶段回归中,ESG 表现拟合值的系数仍在 1% 的水平上显著为正,支持假设 H1a。

第二,由于 ESG 表现良好的企业本身可能基本面情况较好,这些企业在财务报告质量方面也表现得更为可比,因此为缓解样本非独立性及样本自选择带来的内生性问题,本文采用 Heckman 处理效应模型进行检验。首先,构建第一阶段模型并进行 Probit 回归。被解释变量是 ESG 表现(*High\_ESG*),为虚拟变量,当同一年度企业的 ESG 表现超过样本均值时取值为 1,否则取值为 0。参考晓芳等的研究<sup>[34]</sup>,解释变量为企业规模(*Size*)、资产回报率(*ROA*)、资产负债率(*Lev*)、是否十大会计师事务所(*Big10*)、产权性质(*State*)。另外,本文还加入了年度和行业固定效应,基于回归结果计算出逆米尔斯比率(*IMR*)。其次,第二阶段中,把 *IMR* 作为控制变量放入模型(5)中进行回归,ESG 的估计系数仍在 1% 的水平上显著为正,支持假设 H1a。

第三,目前上市公司 ESG 信息披露内容仍处于“半强制+自愿”阶段,由于缺乏 ESG 信息披露内容的强制性,一些企业并没有披露 ESG 信息,因此可能存在遗漏样本及非全面性导致的内生性问题,本文使用倾向得分匹配法(PSM)进行检验。根据 ESG 评分均值将样本划分为高 ESG 表现组 and 低 ESG 表现组,以模型(5)中所有控制变量作为协变量,采用 1:1 无放回抽样的最近邻匹配法,将匹配后的样本代入模型(5)中重新进行检验,ESG 的估计系数在 1% 的水平上显著为正,支持假设 H1a。

2. 其他稳健性检验

第一,更换被解释变量。本文将行业年度内每个公司与其他公司的财务报告可比性从大到小进行排序,分别取排名前 4 和前 10 个值的平均数来替换前文中的财务报告可比性指标,即用 *Comp4* 和 *Comp10* 来替换 *CompMean* 和 *CompInd*,再对模型(5)重新进行回归。第二,更换解释变量。考虑到华证 ESG 评级更加贴近中国市场,其目的是评价企业是否真正实现了既定目标,更能反映出 ESG 履责的效果<sup>[2]</sup>,本文采用华证 ESG 评级重新对模型(5)进行回归。第三,将财务报告可比性前置 1 期。考虑到 ESG 表现对财务报告可比性的影响可能存在时间上的滞后效应,同时为了避免互为因果的内生性问题,本文对财务报告可比性前置 1 期,即采用 *t+1* 期的数据,再代入模型(5)中进行回归。以上结果均支持假设 H1a。

稳健性检验结果未列示,备索。

六、机制检验与拓展性分析

(一)机制检验

会计方法操纵是导致企业与同行业其他企业的财务报告可比性下降的直接原因。ESG 表现无论是增强企业内部自律行为还是强化企业外部监督力量,都会减少企业会计方法操纵,从而提高财务报告可比性。为了检验 ESG 表现对财务报告可比性的影响机制,本文参考温忠麟和叶宝娟的研究<sup>[35]</sup>,针对会计方法操纵(*absDA*)进行中介效应检验,回归结果如表 5 所示。首先,列(1)为 ESG 表现对会计方法操纵(*absDA*)的影响,ESG 的系数在 1% 的水平上负向显著,表明 ESG 表现越好的企业越能够抑制会计方法操纵。其次,列(2)和列(3)为加入中介变量 *absDA* 的情况下 ESG 表现对财务报告可比性的影响,*absDA* 的系数在 1% 的水平上负向显著,可见会计方法操纵(*absDA*)在 ESG 表现对财务报告可比性的影响中发挥了中介作用。最后,对上述结果进行 Sobel 检验,中介效应检验统计量 Z 值分别为 3.78 和 3.70,这进一步验证了中介效应的存在。

表 5 会计方法操纵的中介效应检验结果

| 变量                       | (1)<br><i>absDA</i>   | (2)<br><i>CompMean</i> | (3)<br><i>CompInd</i> |
|--------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>ESG</i>               | -0.025 ***<br>(-4.36) | 0.005 ***<br>(8.72)    | 0.006 ***<br>(8.37)   |
| <i>absDA</i>             |                       | -0.007 ***<br>(-7.80)  | -0.007 ***<br>(-7.19) |
| <i>Constant</i>          | 0.167 ***<br>(15.72)  | 0.005 ***<br>(4.58)    | 0.007 ***<br>(5.73)   |
| <i>Controls</i>          | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| <i>Ind&amp;Year</i>      | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| <i>N</i>                 | 12444                 | 12444                  | 12444                 |
| <i>Adj_R<sup>2</sup></i> | 0.11                  | 0.49                   | 0.44                  |
| Sobel 检验 Z 值             |                       | 3.78                   | 3.70                  |

(二)拓展性分析

1. 异质性分析

(1)内部控制质量。在所有权与经营权相分离的背景下,委托人与代理人的利益追求往往存在偏差。为了最大化自身利益,代理人可能会采取会计方法操纵等手段进行盈余操控。内部控制作为企业的内部监督机制,可以规范企业的会计核算和财务报告编制过程,代理人通过会计方法操纵进行盈余管理的空间会被大幅压缩,进而提高盈余信息质量,为可比的财务报告奠定基础<sup>[6]</sup>。因此,本文认为高质量的内部控制会降低管理层的会计方法操纵动机,从而在一定程度上挤占 ESG 发挥作用的空間。借鉴毛新述和孟杰的研究<sup>[36]</sup>,本文以迪博内部控制指数衡量上市公司内部控制质量,为消除量纲对回归系数的影响,对内部控制指数取自然对数(*IC*),将内部控制质量(*IC*)及其与 ESG 表现的交互项  $ESG \times IC$  放入模型(5)中进行回归,回归结果如表 6 列(1)和列(2)所示,ESG 表现与内部控制指数交乘项( $ESG \times IC$ )的系数在 5% 的水平上显著为负,说明相较于高质量的内部控制,ESG 表现对财务报告可比性的提升作用在内部控制薄弱的企业中更为明显,符合前文预期。

(2)外部审计质量。审计师是财务报告的“把关人”,外部审计质量会影响财务报告的质量。在财务报告的审计鉴证过程中,高质量的外部审计投入力度更大,出现错报或漏报的可能性较小,有助于抑制企业实施以会计方法操纵为代表的机会主义行为,能够为财务报告的质量提供保障<sup>[37]</sup>。因此,本文认为高质量的外部审计可以在一定程度上代替 ESG 发挥作用。参考张宏亮和文挺的做法<sup>[38]</sup>,依据审计师是否来自国内前十大会计师事务所来衡量企业外部审计质量,将前十大事务所(*Big10*)及其与 ESG 表现的交互项  $ESG \times Big10$  放入模型(5)中进行回归,回归结果如表 6 列(3)和列(4)所示,ESG 表现与前十大事务所交乘项( $ESG \times Big10$ )的系数分别在 1% 和 5% 的水平上显著为负,说明相较于高质量的外部审计,ESG 表现对财务报告可比性的提升作用在外部审计质量不高的企业中更为明显,符合前文预期。

表 6 异质性检验结果

| 变量                       | 内部控制质量                 |                       | 外部审计质量                 |                       |
|--------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                          | (1)<br><i>CompMean</i> | (2)<br><i>CompInd</i> | (3)<br><i>CompMean</i> | (4)<br><i>CompInd</i> |
| <i>ESG</i>               | 0.004 ***<br>(6.12)    | 0.005 ***<br>(6.76)   | 0.005 ***<br>(7.22)    | 0.005 ***<br>(7.79)   |
| $ESG \times IC$          | -0.002 **<br>(-2.28)   | -0.003 **<br>(-2.55)  |                        |                       |
| <i>IC</i>                | 0.001 ***<br>(8.65)    | 0.001 ***<br>(8.44)   |                        |                       |
| $ESG \times Big10$       |                        |                       | -0.003 ***<br>(-2.71)  | -0.003 **<br>(-2.41)  |
| <i>Big10</i>             |                        |                       | 0.000 **<br>(2.00)     | 0.000 *<br>(1.76)     |
| <i>Constant</i>          | -0.001<br>(-0.51)      | 0.001<br>(0.79)       | 0.002 *<br>(1.72)      | 0.004 ***<br>(2.97)   |
| <i>Controls</i>          | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| <i>Ind&amp;Year</i>      | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| <i>N</i>                 | 12370                  | 12370                 | 12370                  | 12370                 |
| <i>Adj_R<sup>2</sup></i> | 0.48                   | 0.44                  | 0.46                   | 0.42                  |

2. 经济后果分析

已有研究发现,良好的 ESG 表现有助于增强企业信息透明度,降低企业与各利益相关方之间因信息不对称而产生的风险,从而有效降低企业的债务资本成本<sup>[1,16]</sup>,而高可比的会计信息可以减少因信息不对称而给债权人带来的风险<sup>[7]</sup>,那么由 ESG 表现所带来的财务报告可比性的提升是否会对企业的债务资本成本产生影响呢?为此,本文进一步探讨 ESG 表现引致的财务报告可比性变化所带来的经济后果。

本文借鉴 Brick 等的研究思路进行经济后果检验分析<sup>[39]</sup>。第一步,在模型(5)的基础上,用加入 ESG 之后的估计值减去加入 ESG 之前的估计值,分别记为  $ESGofCom1$ 、 $ESGofCom2$ ,表示财务报告可比性中被 ESG 解释的部分;第二步,将  $ESGofCom1$ 、 $ESGofCom2$  作为新的解释变量,将债务资本成本(财务费用占负债总额的比重, *Cost*)作为被解释变量,并控制企业规模(*Size*)、盈利能力(*ROA*)、成长性(*Growth*)、自由现金流(*CFO*)、总资产周转率(*Turnover*)、资产负债率(*Lev*)、两职合一(*Dual*)、股权集中度(*Shrcr1*)、独董比例(*Lbd*)、企业年龄(*Age*)等变量,同时加入年度和行业固定效应。具体模型设置如下:

$$Cost_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESGofCom1_{i,t} / ESGofCom2_{i,t} + \beta Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

模型(7)的回归结果如表 7 所示。由列(1)和列(2)结果可知, $ESGofCom1$ 、 $ESGofCom2$  与债务资本成本的估计系数均在 1% 的水平上显著为负,表明由 ESG 表现解释的财务报告可比性提升部分显著降低了企业的债务资本成本。为进一步分析在剥离内部控制和外部审计后,仅由 ESG 表现带来的财务报告可比性增量,本文将内部控制质量(*IC*)和外部审计质量(*Big10*)作为控制变量加入模型(5)中再按照上述思路重新检验,由列(3)和列(4)结果可知,结论依然不变。

## 七、结论和启示

本文以 2018—2023 年沪深 A 股上市公司为研究样本,对上市公司 ESG 表现与财务报告可比性的关系进行理论分析与实证检验。结果发现:(1)ESG 表现越好的企业,财务报告可比性越高;(2)ESG 表现对财务报告可比性的提升作用通过抑制会计方法操纵得以实现;(3)ESG 评级分歧削弱了 ESG 表现对财务报告可比性的影响;(4)进一步研究发现,在内部控制薄弱和外部审计质量低的企业中,ESG 表现对财务报告可比性的提升作用更加显著;(5)经济后果分析发现,由 ESG 表现带来的财务报告可比性提升能够降低企业的债务资本成本。

根据上述研究结论,本文得到以下政策启示:(1)对于政府而言,应积极支持、鼓励和引导企业履行 ESG 责任,通过改善企业在环境、社会和公司治理方面的表现,实现经济价值和社会价值的统一,以此创造具有竞争优势和可持续的财务绩效,减少管理者短视行为,提升会计信息质量。(2)对于企业而言,应当秉持长远目光来看待 ESG 履责行为,而非仅仅局限于短期效益。此外,当面对不同评级机构在 ESG 评级上存在的分歧时,管理层须予以高度重视,深入探究是否存在 ESG 信息披露质量欠佳等问题,并据此积极采取措施,致力于提升和优化企业的 ESG 表现及信息披露质量。(3)对于财务报告使用者而言,在评估财务报告可比性时,不仅要关注传统的财务指标,还应将企业的 ESG 表现作为一个关键因素纳入考量中,通过全面整合并分析这些信息来更准确地把握企业的整体运营状况,进而做出更为正确且理性的投资决策,以期实现投资效益的最大化并有效规避潜在风险。

### 参考文献:

- [1] 范云朋,孟雅婧,胡滨. 企业 ESG 表现与债务融资成本——理论机制和经验证据[J]. 经济管理,2023(8):123-144.
- [2] 刘艳霞,曹钰琪,李宾. 企业 ESG 表现对盈余管理行为的影响[J]. 改革,2024(11):114-132.
- [3] Friedman M. The social responsibility of business is to increase its profits[N]. New York Times Magazine,1970-09-13(32-33).
- [4] 刘柏,卢家锐. ESG 信息披露数量降低了公司债务融资成本吗? [J]. 国际金融研究,2024(6):87-96.
- [5] Ormiston M E, Wong E M. License to ill: The effects of corporate social responsibility and CEO moral identity on corporate social irresponsibility[J]. Personnel Psychology,2013,66(4):861-893.
- [6] 张先治,刘坤鹏,李庆华. 战略偏离度、内部控制质量与财务报告可比性[J]. 审计与经济研究,2018(6):35-47.
- [7] 胥朝阳,刘睿智. 提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗? [J]. 会计研究,2014(7):50-57+97.
- [8] 潘临,李成艾,熊雪梅. 社会信任与会计信息可比性[J]. 审计与经济研究,2021(3):88-98.
- [9] Chen J Z, Chen M H, Chin C L, et al. Do firms that have a common signing auditor exhibit higher earnings comparability? [J]. The Accounting Review, 2020,95(3):115-143.
- [10] 廖义刚,魏雪聪,叶承辉. 共享审计师合作关系网络与会计信息可比性[J]. 审计与经济研究,2024(4):30-40.
- [11] 张勇. 高管超额薪酬与企业会计信息可比性——基于薪酬辩护理论视角[J]. 会计与经济研究,2020(3):50-67.
- [12] 周冬华,杨小康. 内部人交易会否影响会计信息可比性? [J]. 会计研究,2018(3):27-33.
- [13] 谢盛纹,刘杨晖. 审计师变更、前任审计师任期和会计信息可比性[J]. 审计研究,2016(2):82-89.
- [14] 周方召,潘婉颖,付辉. 上市公司 ESG 责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 科学决策,2020(11):15-41.
- [15] 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.
- [16] 邱牧远,殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究,2019(3):108-123.
- [17] 方先明,胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究,2023(2):91-106.
- [18] 周泽将,谷文菁,伞子瑶. ESG 评级分歧与分析师盈余预测准确性[J]. 中国软科学,2023(10):164-176.
- [19] Barth M E, Landsman W R, Lang M, et al. Are IFRS-based and US GAAP-based accounting amounts comparable? [J]. Journal of Accounting and Economics,2012,54(1):68-93.
- [20] 易阳,戴丹苗,彭维瀚. 会计准则趋同、制度环境与财务报告可比性——基于 A 股与 H 股、港股比较的经验证据[J]. 会计研究,2017(7):26-32+96.
- [21] Lai S, Li Z, Yang Y G. East, west, home's best: Do local CEOs behave less myopically? [J]. The Accounting Review,2020,95(2):227-255.

表 7 经济后果检验

| 变量                 | (1)<br>Cost           | (2)<br>Cost           | (3)<br>Cost           | (4)<br>Cost           |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| ESGofCom1          | -2.420 ***<br>(-3.98) |                       | -2.678 ***<br>(-4.62) |                       |
| ESGofCom2          |                       | -2.299 ***<br>(-3.98) |                       | -2.464 ***<br>(-4.51) |
| Constant           | 0.003<br>(0.51)       | 0.003<br>(0.51)       | 0.005<br>(1.00)       | 0.005<br>(1.00)       |
| Controls           | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| Ind&Year           | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N                  | 12183                 | 12183                 | 11878                 | 11878                 |
| Adj_R <sup>2</sup> | 0.27                  | 0.27                  | 0.27                  | 0.27                  |

- [22] De Franco G, Kothari S P, Verdi R S. The benefits of financial statement comparability[J]. Journal of Accounting Research, 2011, 49(4): 895-931.
- [23] 陈钦源, 马黎珺, 伊志宏. 分析师跟踪与企业创新绩效——中国的逻辑[J]. 南开管理评论, 2017(3): 15-27.
- [24] 刘柏, 琚涛. “事前震慑”与“事后纠偏”: 分析师关注对财务错报和重述的跨期监管研究[J]. 南开管理评论, 2021(1): 50-61+96+73-75.
- [25] Skinner D J, Srinivasan S. Audit quality and auditor reputation: Evidence from Japan[J]. The Accounting Review, 2012, 87(5): 1737-1765.
- [26] 高雷, 张杰. 公司治理、机构投资者与盈余管理[J]. 会计研究, 2008(9): 64-72+96.
- [27] Fatemi A, Glaum M, Kaiser S. ESG performance and firm value: The moderating role of disclosure[J]. Global Finance Journal, 2018, 38: 45-64.
- [28] Watts R L. Conservatism in accounting part I: Explanations and implications[J]. Accounting Horizons, 2003, 17(3): 207-221.
- [29] Mattingly J E, Berman S L. Measurement of corporate social action: Discovering taxonomy in the Kinder Lydenburg Domini ratings data[J]. Business & Society, 2006, 45(1): 20-46.
- [30] 张云齐, 杨湔宇, 张笑语. ESG 评级分歧与债务资本成本[J]. 金融评论, 2023(4): 22-43+124.
- [31] Serafeim G, Yoon A. Stock price reactions to ESG news: The role of ESG ratings and disagreement[J]. Review of Accounting Studies, 2023, 28(3): 1500-1530.
- [32] Avramov D, Cheng S, Lioui A, et al. Sustainable investing with ESG rating uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 145(2): 642-664.
- [33] Driskill M, Kirk M P, Tucker J W. Concurrent earnings announcements and analysts' information production[J]. The Accounting Review, 2020, 95(1): 165-189.
- [34] 晓芳, 兰凤云, 施雯, 等. 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.
- [35] 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.
- [36] 毛新述, 孟杰. 内部控制与诉讼风险[J]. 管理世界, 2013(11): 155-165.
- [37] 吴先聪, 罗鸿秀, 张健. 控股股东股权质押、审计质量与债务融资成本[J]. 审计研究, 2020(6): 86-96.
- [38] 张宏亮, 文挺. 审计质量替代指标有效性检验与筛选[J]. 审计研究, 2016(4): 67-75.
- [39] Brick I E, Palmon O, Wald J K. CEO compensation, director compensation, and firm performance: Evidence of cronyism[J]. Journal of Corporate Finance, 2006, 12(3): 403-423.

[责任编辑: 王丽爱]

## Promoting the Good or Concealing the Bad: ESG Performance and Financial Reporting Comparability

LI Qinghua, ZHANG Xiaoxia, LIU Kunpeng

(School of Accounting, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

**Abstract:** Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2018 to 2023, this paper empirically examines the impact of ESG performance on financial reporting comparability and its mechanism. The research findings are as follows: The better the ESG performance, the higher the financial reporting comparability, but ESG rating divergence will weaken the impact of ESG performance on the financial reporting comparability. The mechanism test shows that ESG performance promotes the comparability of financial reports by restraining the manipulation of accounting methods. The heterogeneity test reveals that in enterprises with weak internal control and low level of external audit, the role of ESG performance in enhancing financial reporting comparability is more significant. Further research indicates that the comparability of financial reports determined by ESG performance can significantly reduce the debt capital cost of enterprises. The research results provide a theoretical basis for government and enterprises to attach importance to ESG performance and help stakeholders evaluate the quality of financial reports.

**Key Words:** ESG performance; ESG rating divergence; financial reporting comparability; accounting method manipulation; internal control; audit quality