

漂绿还是漂棕:非效率投资下的 ESG 漂洗倾向*

李常青 辛立柱

(厦门大学管理学院,福建 厦门 361005)



内容提要:公司的投资效率与 ESG 绩效密切相关,从而可能诱发 ESG 漂洗行为。本文以合法性理论为基础,以 2009—2022 年的 A 股上市公司为样本,运用面板双向固定效应模型,探究了公司非效率投资对 ESG 报告漂洗的影响。研究发现:(1)投资不足的公司倾向于漂绿,然而,投资过度倾向于漂棕的结论不稳健;(2)投资不足对 ESG 报告漂绿的正向影响仅在股权制衡度较低、独立董事网络中心度较低、管理层货币薪酬较低以及管理层短视程度较高的公司中显著;(3)公司的盈利能力越强、全要素生产率越高、ESG 基金持股比例越高以及分析师关注人数越多,都可以有效减轻投资不足对 ESG 漂绿的正向影响;(4)投资不足诱发 ESG 报告漂绿,公司声誉是其作用路径,融资约束是其深层动因,经济政策不确定性则是有效的外部制约机制。本文基于非效率投资的视角探究了公司投资活动对 ESG 报告披露的影响,弥补了现有文献在非效率投资的经济后果与 ESG 报告漂洗动机相关研究上的不足,为深入理解非效率投资对 ESG 报告披露质量的影响以及由此引发的信息不对称提供了经验证据,为政府与监管部门据此出台相关规定以抑制 ESG 漂绿提供了思路,也有利于推动上市公司更好地落实“两山论”、顺利实现“双碳”目标。

关键词:非效率投资 ESG 报告“漂绿” 公司声誉 融资约束 经济政策不确定性
中图分类号:F275.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)05—0168—22

一、引言

随着 ESG (environmental, social and governance, 环境、社会和公司治理)理念的广泛传播,ESG 投资逐渐得到了中国资本市场的青睐。截至 2023 年第三季度,可统计的中国 ESG 投资市场规模合计高达 33.06 万亿元^①。尽管 ESG 投资在 A 股市场方兴未艾,但标准普尔发布的报告却表明,投资者在进行 ESG 投资时存在顾虑,超过 44% 的投资者认为最大的顾虑便是“漂绿 (green-washing)”。漂绿指的是公司企图通过“粉饰”ESG 报告来缓解来自各利益相关方的压力,以实现组织的战略目标 (黄溶冰等, 2019)^[1]。与此同时,现有研究表明,部分公司还会选择更少地披露 ESG 信息,即对 ESG 报告进行“漂棕 (brown-washing)” (Huang 等, 2022)^[2]。漂绿与漂棕本质上都是公司为了获取社会的认可 (即“合法性”) 而对非财务信息进行的印象管理,都会加剧公司与资本市场间的信息不对称,这既不利于 ESG 投资的持续健康发展,也不利于监管部门出台针对性的政策以保障“双碳”目标的顺利实现。因此,探究公司“ESG 漂洗 (ESG-washing)”的作用路径、深层动机并找出相应的调节机制,对于维护资本市场的健康有序发展、推动企业高质量发展与社会的可持续发展进程具有

收稿日期:2023-05-22

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“控股股东股权质押动机、经济后果与治理机制研究”(71672157)。

作者简介:李常青,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为公司金融、信息披露,电子邮箱:lichangqing68@126.com;辛立柱,男,博士研究生,研究领域为公司金融、信息披露,电子邮箱:1182901218@qq.com。通讯作者:辛立柱。

① 数据源自第十一届中国责任投资论坛发布的《中国责任投资年度报告 2023》。

重要意义。

任何项目要想取得理想的回报,就必须要进行适当的投入,以较好的经济条件为参与基础的ESG实践活动更是如此。由于中国上市公司普遍存在非效率投资行为(方红星和林婷,2023)^[3],投资过度或投资不足都反映了公司在项目资源配置上的问题,这会直接影响公司的非财务绩效。而合法性理论表明,公司倾向于通过将事实与披露“脱钩”来保护自己在ESG方面的合法性。换言之,公司很可能会通过ESG漂洗来掩盖非效率投资行为对ESG绩效所带来的真实影响,以赢得资本市场的认可。因此,本文以2009—2022年的A股上市公司为研究样本,探究公司的非效率投资对ESG报告漂洗的影响。

本文可能的贡献主要有四点:第一,以往文献主要就非效率投资的影响因素开展了研究(姚立杰等,2020)^[4],且其经济后果研究也集中在企业价值上(田昆儒和孙瑜,2015)^[5],鲜有文献探究其对非财务信息披露产生的影响,而本文则丰富了非效率投资经济后果的研究。第二,针对ESG漂洗的影响因素研究,现有文献主要从公司内部治理因素出发探究了ESG漂绿的影响因素,鲜有文献将漂绿与漂棕纳入同一框架下考察其影响因素(Kim和Lyon,2015^[6];Huang等,2022^[2]),也忽视了公司的核心金融活对ESG的影响(Cao等,2024)^[7]。本文从非效率投资的视角出发,弥补了学术领域在ESG披露与ESG漂洗影响因素研究方面存在的不足,发现了投资不足的公司倾向于漂绿ESG报告,有利于更深刻地理解合法性理论。第三,现有文献一般仅从制度因素或董事会特征等内部治理因子出发,就ESG漂绿的治理机制进行研究(Liu等,2023)^[8],而本文则基于非效率投资与ESG绩效的影响因素,就投资不足与ESG漂绿的关系展开了较为全面的异质性分析与调节机制检验。第四,为了进一步明晰投资不足与ESG漂绿的关系,本文一方面从声誉的有效契约理论出发,检验了声誉的中介作用;另一方面揭示了ESG漂绿的底层逻辑——融资约束,并发现了经济政策不确定性这一外部制约机制,拓展了宏观经济政策与微观企业行为互动关系方面的研究(饶品贵等,2017)^[9]。总体而言,本文为监管部门出台相关规定以有效抑制上市公司的ESG漂绿行为提供了指引,从降低ESG信息不对称的视角推动了企业更好地贯彻“两山论”,以顺利实现“双碳”目标。

二、文献综述与研究假设

1. ESG信息的披露与漂洗

根据合法性理论,个体组织与其运营所在的社会之间存在隐含的社会契约,倘若企业未能回应社会的利益关切,将严重损害企业的“合法性”,降低公众眼中的品牌形象。为了维护自身形象,公司通常借助信息披露来加强与企业外部的沟通。现有文献表明,董事会规模越大、独立董事比例越高、女性董事比例越高、两职分离、董事会会议次数越多,公司的ESG信息披露数量就越多。然而,披露数量越多并不代表披露质量越好,现有研究证实,企业会对ESG信息披露数量进行操纵(Christensen等,2022)^[10],以进行印象管理。除了仅针对环境信息而进行的漂绿与漂棕外,随着ESG理念的推广与内涵的延伸,公司也相继出现了“漂蓝(blue-washing,针对大气环境的信息操纵)”“漂粉(pink-washing,针对社会维度中女性权益保护的信息操纵)”等现象,因此,本文的漂绿与漂棕指的是公司对包括环境信息在内的全部ESG信息的操纵行为,是一种广义的漂绿与漂棕。

(1)ESG漂绿。ESG漂绿行为在企业界与金融界普遍存在,主要包括两种:一是通过操纵信息披露数量来夸大自身的ESG表现(Yu等,2020)^[11];二是选择性披露,即企业有选择地报告积极的ESG信息,隐瞒负面信息(Kirk和Vincent,2014)^[12]。不过,由于世界范围内对上市公司的监管不断升级,并且各地存在的大量非政府组织也给上市公司增加了规范性同构压力,在这种情形下,上市

公司主要通过第一种方式进行印象管理(Yu等,2020^[11];Christensen等,2022^[10])。部分文献对漂绿的起源、表现形式与特征、危害等进行了总结与案例分析。与此同时,现有的实证研究主要从监管压力(Marquis等,2016)^[13]、外部融资需求(黄溶冰等,2019)^[1]、公司治理因素(Yu等,2020)^[11]等视角探究了 ESG 漂绿的影响因素,发现独立董事比例、机构投资者持股等可以抑制公司的漂绿行为(Yu等,2020)^[11]。

(2)ESG 漂棕。一方面,新古典经济学认为公司很难在 ESG 投资上获取财务收益,甚至可能使企业处于竞争劣势,为了避免持该观点的投资者对公司重要的社会和环境投资产生异议,部分公司会选择在 ESG 报告中低估或隐瞒自身的 ESG 成就,以稳住股价(Fisher-Vanden 和 Thorburn, 2011)^[14];另一方面,合法性高的公司因其已受益于积极的企业形象,因而可能不会向利益相关者传达他们的全部成就(Strahilevitz, 2003)^[15],这就是漂棕。漂棕可以帮助公司避免应对利益相关者更高的期望,减轻同行压力(Heyes等,2018)^[16],被保留的好消息还能用来弥补未来潜在的坏消息(Shiu 和 Yang, 2017)^[17]。目前,关于 ESG 漂棕的文献很少,主要围绕漂棕的动机展开,发现来自投资者的压力(Bansal 和 Roth, 2000)^[18]、盈利能力(Kim 和 Lyon, 2015)^[6]、同行的看法(Heyes等, 2018)^[16]以及企业合法性(Huang等,2022)^[2]都会影响 ESG 漂棕,而良好的公司治理机制则可以抑制公司的漂棕程度(Huang等,2022)^[2]。

2. 非效率投资

投资决策既是企业三大财务决策的核心,也是企业财务决策的起点,因此企业投资效率问题备受理论界和实务界的关注。然而,企业并非总能做出明智的投资决策(姚立杰等,2020)^[4]。契约理论认为,由于有限理性或交易费用的存在,初始契约无法对所有的或然事件都做出详尽明确的规定,管理层作为企业的非完全所有者,注定了其努力程度也具有不完全性。与此同时,代理理论表明,委托人与代理人之间的利益存在不一致与信息不对称,并由此产生代理成本。代理成本的存在使得公司的委托人与代理人在投资项目的风险判断与处理上产生了差异,继而发生非效率投资(田昆儒和孙瑜,2015)^[5]。针对非效率投资,现有文献主要从宏观环境、公司治理以及管理层异质性三大视角入手,探究了其影响因素(姚立杰等,2020)^[4],发现政府干预(张洪辉和王宗军, 2010)^[19]、公司治理(陈运森和谢德仁,2011)^[20]、管理层能力(姚立杰等,2020)^[4]等均会影响非效率投资。不过,就其经济后果而言,现有文献较少,主要探讨了非效率投资对企业价值与盈余管理的影响:无论是投资过度还是投资不足,都会损害公司价值(杜兴强等,2011)^[21],并推升股价崩盘风险(田昆儒和孙瑜,2015)^[5]。与此同时,管理层会通过扭曲财务数据来掩饰非效率的投资行为(Christie 和 Zimmerman, 1994)^[22]。

综上所述,无论是漂绿还是漂棕,鲜有文献从投资活动视角切入,就其影响因素开展研究。而针对非效率投资的文献则呈现出了重影响因素而轻经济后果的研究现状,经济后果研究也侧重对公司财务绩效及其披露行为的影响,缺乏对其与非财务信息披露二者关系的探讨,忽视了投资活动对 ESG 报告的印象管理及由此造成的信息不对称问题。

3. 研究假设

随着企业社会责任及 ESG 理念的深入推广,公司投资不再仅针对可快速提升公司盈利水平、与经营活动密切相关的投资机会,也会对符合环境、社区、行业等多重利益相关方的活动或项目予以投资,从而维系企业自身的合法性,提升企业的长期价值。为了区分,本文将前者称为经营活动投资,将后者称为非财务活动投资。根据 Richardson 投资效率模型,公司的资本投资量包括固定资产(在建工程)、无形资产及长期投资,而这些科目本身也包括对非财务活动的投资,比如绿色专利研发、环保设备采购、安全生产投资、参与的部分精准扶贫实践等。由于目前的公司年报及 ESG 报告无法就公司的投资支出给出更为精准的明细,并且公司经营活动投

资获取的收益可以为公司参与非财务活动提供资金支持,而公司的经营活动本身也直接受益于如节能环保设备的购置等部分 ESG 投资,因此,本文的非效率投资所涉及的投资活动同时包括以上两种。

非效率投资包括两种表现形式:一种是投资过度,即管理层将大量资源投入到净现值为负的项目中;另一种是投资不足,即管理层对于有价值的项目无动于衷(田昆儒和孙瑜,2015)^[5]。由于两种非效率投资的表现形式体现了管理层对待投资风险的不同态度与决策,由此给非财务报告的操纵倾向所带来的影响也将存在差异。

根据对上市公司 ESG 报告的分析可知,企业针对 ESG 的投资多为前期投入大、投资回收期长的长期项目。现有研究表明,企业声誉是企业竞争力的重要来源,想证明自身管理能力的管理层往往会通过对长期项目(如研发活动、精准扶贫等)进行过度投资来提高企业声誉这一无形资产的价值,以获取持续的竞争优势(刘睿智和张鲁秀,2018)^[23]。由声誉机制的有效契约理论可知,企业各契约方之间存在着严重的信息不对称,企业声誉作为社会公众对企业过去行为的综合评价,为企业外部契约方判断公司信息质量提供了一种简化的甄别机制(缪荣和茅宁,2006)^[24]。外部契约方基于判断所做的不同决策反过来又会影响到企业的经济利益,从而促使企业理性地选择所提供的信息质量,以便获得更多的声誉租金和长远利益(管考磊和张蕊,2019)^[25]。一方面,针对会计信息,企业声誉能够抑制公司的盈余管理行为,声誉越高的企业所披露的会计信息质量越稳健(刘睿智和张鲁秀,2018)^[23];另一方面,针对非财务信息,Strahilevitz (2003)^[15]发现,拥有较高企业声誉的公司可能会向利益相关者隐藏 ESG 方面的成就,因为这类公司已经受益于其多年积累的正面形象,几乎没有改进的余地。与此同时,拥有较高企业声誉的公司倘若过多地披露了在 ESG 实践中取得的成绩,其中的先进实践方案可能会引发来自利益相关者的过分关注,从而激发利益相关者对该公司新的要求,并迫使该行业内所有企业实施更高的行业标准(Heyes 等,2018)^[16],甚至为整个行业招致合法性危机(Huang 等,2022)^[2]。因此,本文提出如下假设:

H₁:在其他条件相同的情况下,投资过度的公司更有可能对 ESG 报告进行负向漂洗,即投资过度的公司更倾向于漂棕 ESG 报告。

然而,并非所有管理层都能够成功证明自身的管理能力。管理层进行过度投资以获得良好声誉的前提是企业存在超额自由现金流(刘银国和张琛,2012)^[26]。不过,我国多数上市公司尚处于转型期,由于严重的信息不对称,更有可能面临的是较强的融资约束,这时公司更可能表现为投资不足(李海彤等,2024)^[27],也就很难通过持续投资 ESG 项目而积累良好的声誉(Tan 和 Zhu, 2022)^[28]。研究发现,投资不足不利于引入先进的绿色生产实践与环保技术,从而损害环境绩效(Li 等,2023)^[29];与此同时,投资不足还可能限制员工的成长机会,甚至对当地社区产生负面影响(Widyawati,2020)^[30],从而导致员工流失增加、社区关系紧张,有损社会绩效(Cao 等,2024)^[7]。

投资不足所引发的 ESG 绩效下降将给公司的合法性带来威胁,此时公司将会采取措施予以维护。并且,组织的合法性越低,它为恢复合法性而付出的努力就越大(Ashforth 和 Gibbs, 1990)^[31]。不过,在投资不足的情况下,公司很难取得 ESG 实践成果。因此,短期内恢复合法性的唯一途径是符合行业标准(Deephouse 和 Carter,2005)^[32],否则,这类公司一方面将因较低的声誉而无法获取声誉租金,继而损害公司的融资能力;另一方面也将因较差的 ESG 绩效招致利益相关者的批评(Huang 等,2022)^[2]。基于此,声誉较差的公司为了向同行“看齐”,很可能会通过披露过多信息的方式对 ESG 报告进行漂绿,以快速地向外界呈现出更为积极的形象(Wedari 等,2021)^[33]。另外,根据期望违背理论,个体对他人的反应基于他们先前的期望。对于声誉较差的公司而言,即便这类公司的漂绿行为被发现,也只会证实利益相关方“顽童就是顽童”的期望

(Kassinis 等, 2022)^[34], 加之 ESG 信息披露监管规定的缺失, 从而大大降低了公司漂绿的代价。因此, 本文提出如下假设:

H₂: 在其他条件相同的情况下, 投资不足的公司更有可能对 ESG 报告进行正向漂洗, 即投资不足的公司更倾向于漂绿 ESG 报告。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文以 2009—2022 年的中国沪深 A 股所有上市公司作为初始样本。本文选择从 2009 年开始, 是因为用于计算 ESG 报告漂洗程度的相关 ESG 评级数据的起始年份为 2009 年。针对 ESG 表现评级, 本文选择了上海华证指数信息服务有限公司(以下简称“华证”)提供的数据, 原因在于: 一是华证给出的 ESG 评级是目前中外评级机构中时间跨度与覆盖范围最广的, 保证了回归所需的样本量; 二是华证的 ESG 评级具有科学性, 该指标已得到业界和学术界的广泛认可与应用(谢红军和吕雪, 2022)^[35], 具有较高的可信度。对于 ESG 披露水平评级, 本文选择国际权威评级机构 Bloomberg 数据库提供的 ESG 披露透明度分数, 该机构是目前唯一提供了 ESG 信息披露评级的权威机构, 其数据也已经得到了世界范围内的广泛使用(Christensen 等, 2022)^[10]。不过, 该数据并未做到对中国 A 股市场的全覆盖, 这也在一定程度上限制了本文的样本量。

接下来, 按照已有的研究惯例和本文的研究特点, 本文对样本进行了如下筛选: 剔除净资产为负的公司; 删除 ST(包括*ST、PT)公司; 删除金融行业公司; 删除研究变量缺失的观测值。为了避免极端值的影响, 本文对所有连续变量进行了 1% 和 99% 的 Winsorize 处理。本文的 ESG 表现评级数据来自 Wind 数据库中的华证 ESG 评级, ESG 披露水平评级来自 Bloomberg 数据库, 其他数据除特殊说明外均来自 CSMAR 数据库。

2. 模型与变量定义

为了检验本文假设, 本文建立如下模型:

$$GW_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 INEFF_inv_{i,t} + \sum \alpha_k Controls_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$GW = ESGD_{std} - ESGP_{std} \quad (2)$$

其中, 被解释变量为 GW , 代表公司在第 $t+1$ 期披露的 ESG 报告的行业相对漂洗程度。从组织行为学的角度看, ESG 漂洗是指企业声称的 ESG 绩效与其实际的 ESG 行动之间的差距, 即针对 ESG 的言行差距(Liu 等, 2023)^[8]。当企业针对 ESG 的言多于行时, 便认为企业对 ESG 报告进行了漂绿; 而当企业针对 ESG 的言少于行时, 便认为企业对 ESG 报告进行了漂棕(Kim 和 Lyon, 2015)^[6]。漂绿与漂棕作为 ESG 漂洗策略的两种情况, 属于一个硬币的两个方面(Kim 和 Lyon, 2015^[6]; Huang 等, 2022^[2])。基于此, 借鉴 Yu 等(2020)^[11]的研究, 如式(2)所示, 本文采用 ESG 信息披露水平分数与 ESG 表现评级来分别度量企业在 ESG 方面的言与行, 二者的差距即为 GW 。

具体而言, 式(2)中, $ESGD_{std}$ 代表经标准化的 Bloomberg 披露分数, $ESGP_{std}$ 代表经标准化的华证 ESG 表现分数。第一步, 先将华证 ESG 表现的字母评级转换为满分为 10 分的数字评级, 再分别将以上两个分数除以 100 和 10, 得到两个最大值都是 1 的比率指标。然后将转换后的两个分数分别减去各自的行业平均值后除以各自的行业标准差。换言之, GW 是公司经行业标准化后的 ESG 披露得分与 ESG 表现得分之间的差值。当一家公司的 GW 得分为正时, 意味着该公司相较于同行业的其他公司而言, 可能试图通过披露大量的 ESG 数据来掩盖其在 ESG 上的糟糕表现, 该分数越高, 行业相对漂绿程度越高; 相反, 当公司 GW 得分为负时, 则意味着该公司相较于同行业的其他公司而言, 可能试图通过减少信息披露来隐藏 ESG 成就, 该分数越低, 行业相对漂棕程度越高; 而当 GW 为 0 时, 意味着该公司不存在 ESG 行业相对漂洗行为。需要说明的是, GW 为行业相对 ESG 漂洗程

度,一方面,基于制度理论,同领域的所有组织在行动和披露上具有类似特征,将漂洗行为度量限定在同一行业内,可以减轻因行业异质性而给度量公平性带来的不利影响,毕竟社会公众对不同行业参与 ESG 实践的形式与深度存在不同期待 (Capelle-Blancard 和 Petit, 2017)^[36];另一方面,经行业调整后的 *GW* 可以在一定程度上降低不同评级机构间因评级方法等差异而对度量精度带来的不利影响 (Yu 等, 2020)^[11]。为便于表述,除特殊说明外,文中提到的 ESG 漂洗 (漂绿或漂棕) 均为基于 *GW* 得到的行业相对漂洗程度。

核心解释变量为 *INEFF_inv*, 代表公司的非效率投资程度, 通过建立 Richardson 投资效率模型来计算。如前文所述, 其所涉及的投资同时包括经营活动投资与非财务活动投资, 回归得到的残差绝对值越大, 公司的非效率投资程度越高; 当回归得到的残差为正时, 代表公司此时表现为投资过度, 本文用 *EXC_inv* 来表示; 当回归得到的残差为负时, 代表公司此时表现为投资不足, 本文对其取绝对值, 用 *INS_inv* 来表示。Controls 代表控制变量, 参考 ESG 披露的影响因素、ESG 漂绿与漂棕的相关文献 (Yu 等, 2020^[11]; Huang 等, 2022^[2]), 本文选取了两职合一 (*Dual*)、股权集中度 (*Sholder5*)、机构投资者持股比例 (*Instishare*)、董事会规模 (*Director*)、董事会多元化 (*Fem_ratio*)、董事会独立性 (*Ind_ratio*)、战略委员会会议次数 (*Strategyct*)、高管变更 (*Manange_ch*) 等公司治理指标及净资产收益率 (*ROE*)、流动比率 (*Curtrt*)、资产负债率 (*LEV*) 等财务指标。与此同时, 加入资产规模 (*LnAT*)、交叉上市 (*Cross*)、产权性质 (*SOE*)、公司年龄 (*Age*) 等公司特征变量。*FE* 代表年度与公司个体固定效应。

根据 Kim 和 Lyon (2015)^[6] 对 ESG 漂洗倾向与其影响因素间相关关系的判定, 本文认为, 倘若假设 H_1 成立, 即当核心解释变量为 *EXC_inv* 时, α_1 应该显著为负; 倘若假设 H_2 成立, 即当核心解释变量为 *INS_inv* 时, α_1 应该显著为正。

具体的变量定义及计算公式如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义	计算方法
因变量	<i>GW</i>	ESG 报告行业相对漂洗程度, 简称为 ESG 漂洗程度	具体算法见本节关于被解释变量 <i>GW</i> 的公式与说明
自变量	<i>EXC_inv</i>	投资过度	具体算法见本节关于核心解释变量 <i>INEFF_inv</i> 的说明
	<i>INS_inv</i>	投资不足	
控制变量	<i>Dual</i>	两职合一	董事长与总经理职务若为同一人担任, 则取 1, 否则为 0
	<i>Sholder5</i>	股权集中度	前五大股东持股数/公司总股数
	<i>Instishare</i>	机构投资者持股比例	机构投资者持股数/公司总股数
	<i>Director</i>	董事会规模	董事会总人数
	<i>Fem_ratio</i>	董事会多元化程度	女性董事人数/董事会总人数
	<i>Ind_ratio</i>	董事会独立性	独立董事人数/董事会总人数
	<i>Strategyct</i>	战略委员会会议次数	董事会下辖的战略委员会年内召开会议的次数
	<i>Manange_ch</i>	高管变更	公司在第 <i>t</i> 年是否更换董事长或总经理, 若二者至少有一个发生了更换, 则取 1, 否则为 0
	<i>ROE</i>	净资产收益率	净利润 / 净资产
	<i>Curtrt</i>	流动比率	流动资产 / 流动负债
	<i>LnAT</i>	公司规模	公司年末总资产的对数
	<i>LEV</i>	资产负债率	总负债 / 总资产
	<i>Cross</i>	交叉上市	当公司在两个及以上的证券交易所上市时取 1, 否则取 0
	<i>SOE</i>	公司产权性质	若公司的控股股东为国有性质, 则取 1, 否则为 0
<i>Age</i>	公司年龄	公司成立的年数	

四、实证结果与分析

1. ESG 漂洗样本的分布情况

本文的研究样本在各年度和各行业的分布情况如表 2 所示。从年度分布来看,样本量基本呈现逐年递增的态势,尤其是在 2017 年后,可用于计算 *GW* 指标的年样本量均接近或超过 800,约为 A 股上市公司的四分之一,这一方面可能是源于近年来国家对于生态文明建设的高度重视,“两山论”得到资本市场的进一步响应;另一方面,港交所在 2017 年 1 月完成对《ESG 指引》的修订,将在港上市公司对 ESG 信息的披露等级提升为“不遵循就解释”,这使得同时在 A 股与 H 股上市的公司不得不披露 ESG 相关报告,这一披露行为对仅在 A 股上市的公司而言也起到了示范作用。从行业分布来看,C 行业(制造业)的样本量最多,占比接近 60%,这与我国制造业上市公司数量较多的现实情况一致;H(住宿与餐饮业)、Q(卫生和社会工作行业)、M(科学研究和技术服务业)这三大行业样本量较少,占比合计约为 1.1%,一方面是因为这三大行业的上市公司数量本就占比较低;另一方面这三大行业的主营业务对环境和社会带来的负面影响相对较小,因此对 ESG 实践的重视程度可能较低。另外,本文在表 2 最后一列展示了 ESG 披露分数与 ESG 表现分数之比的行业均值,可以发现,有 14 个行业的均值超过了 0.5,样本整体均值为 0.61,这与 Yu 等(2020)^[11]展示的中国公司样本的均值(0.55)基本一致,说明 A 股上市公司的 ESG 表现分数并未远超其 ESG 披露分数。

表 2 研究样本的年度与行业分布情况

年度	样本量	占比(%)	行业	样本量	占比(%)	ESG 披露与 ESG 表现之比
2009	420	4.06	A	137	1.32	0.62
2010	478	5.62	B	427	4.12	0.67
2011	505	4.88	C	6096	58.86	0.63
2012	621	6.00	D	537	5.18	0.60
2013	715	6.90	E	272	2.63	0.61
2014	745	7.19	F	642	6.20	0.55
2015	839	8.10	G	508	4.90	0.68
2016	742	7.16	H	29	0.28	0.47
2017	827	7.98	I	550	5.31	0.57
2018	849	8.20	K	588	5.68	0.47
2019	939	9.07	L	118	1.14	0.65
2020	936	9.04	M	47	0.45	0.76
2021	949	9.16	N	80	0.77	0.62
2022	792 ^①	7.65	Q	33	0.32	1.13
			R	183	1.77	0.59
			S	110	1.06	0.54
合计	10357	100	合计	10357	100	—

① 由于部分上市公司并未及时发布 ESG 报告,导致截至 2022 年 10 月底评级机构还未将 2022 年的 ESG 评级全部更新完毕,因此 2022 年的 ESG 评级数据存在少量空缺。但本文已对剔除 2022 年的样本进行了回归分析,研究结论不变,限于篇幅未列示,备案。

2. 描述性统计

本文所涉及变量的描述性统计结果如表3所示。由表3可知,样本公司的GW均值为-0.37,这与Yu等(2020)^[11]GW的样本均值存在差异,主要原因有两点:一是在样本整体的ESG表现分数仅略高于ESG披露分数的情况下,如果样本“ESG披露分数高于ESG表现分数的差值”大于“ESG披露分数低于ESG表现分数的差值”,经行业调整以后,只有那些ESG披露分数远高于ESG表现分数的公司,其GW才会表现为正;而对于ESG披露分数略高于ESG表现分数的公司,以及ESG披露分数低于ESG表现分数的公司而言,其GW均会表现为负。二是平均而言,发达资本市场的ESG披露分数与ESG表现分数之比基本在0.5左右,一般不会超过0.6;而非发达资本市场的这一比重基本在0.5以上甚至超过1(Yu等,2020)^[11]。A股作为非发达资本市场,由表2最后一列可知,ESG披露分数与ESG表现分数之比超过了0.6,因而漂绿程度较轻的公司相较于漂绿程度较重的公司而言,都会显得在漂棕。因此本文的GW均值为负,而Yu等(2020)^[11]的样本多数由发达资本市场公司构成,故其GW均值为正。与此同时,尽管投资过度的最大值高于投资不足的最大值,但投资不足的公司数量远多于投资过度的公司数量。其他变量的描述性统计结果与已有研究基本一致,此处不再赘述。

表3 描述性统计

变量	样本量	最小值	平均值	50分位数	最大值	标准差
GW	10357	-2.600	-0.370	-0.440	2.600	1
EXC_inv	4361	0.00043	0.039	0.023	0.230	0.043
INS_inv	5996	0.00043	0.028	0.022	0.150	0.025
Curtrt	10357	0.260	1.800	1.400	11	1.300
Dual	10357	0	0.190	0	1	0.390
Manange_ch	10357	0	0.250	0	1	0.430
LnAT	10357	20	23	23	27	1.200
ROE	10357	-0.670	0.083	0.084	0.360	0.100
Shrholder5	10357	0.190	0.540	0.540	0.910	0.150
Instishare	10357	0.037	0.570	0.590	0.960	0.210
Strategyct	10357	0	0.620	0	8	1.300
Director	10357	5	9.100	9	15	1.800
Fem_ratio	10357	0	0.130	0.110	0.500	0.120
Ind_ratio	10357	0.310	0.370	0.360	0.570	0.052
LEV	10357	0.078	0.480	0.500	0.880	0.190
Cross	10357	0	0.089	0	1	0.290
SOE	10357	0	0.530	1	1	0.500
Age	10357	5	19	19	33	5.700

此外,本文就所有变量间的Pearson相关系数进行了检验^①。结果表明,ESG漂洗与投资过度在5%的水平上显著负相关,而与投资不足在1%的水平上显著正相关。因此,本文的假设H₁与假设H₂得到了初步的数据支撑;ESG漂洗与董事会规模(Director)、战略委员会会议次数(Strategyct)等均在1%的水平上显著正相关,这是因为规模较大的董事会可能会出现搭便车、协调困难等问

① 限于篇幅,全部变量间的Pearson相关系数矩阵未列示,备索。

题。前文提到,董事会会议次数与ESG信息披露水平正相关,而漂绿的主要手段就是通过披露过多信息来干扰资本市场的判断。因此,董事会规模越大、战略委员会会议次数越多,公司漂绿ESG报告的倾向也就越高,这与现有研究的结论一致。

3. 主要实证结果与分析

表4列示了针对本文假设的检验结果,第(1)~(2)列分别是对投资过度样本与投资不足样本进行OLS回归后得到的结果,第(3)~(4)列为第(1)~(2)列加入双向固定效应后的回归结果。表4表明,公司的投资过度(投资不足)程度与其披露的ESG报告的漂洗程度成反比(正比),即投资过度的公司更有可能对ESG报告进行漂棕;与之相反,投资不足的公司更倾向于对ESG报告进行漂绿。因此,假设 H_1 与假设 H_2 均成立。

表4 基准回归结果

变量	GW			
	(1)投资过度	(2)投资不足	(3)投资过度	(4)投资不足
<i>EXC_inv</i>	-0.611 (-1.60)		-1.335*** (-3.33)	
<i>INS_inv</i>		2.869*** (5.39)		1.818*** (3.65)
<i>Curtrt</i>	-0.061*** (-3.35)	-0.056*** (-3.23)	-0.040* (-1.80)	-0.016 (-0.73)
<i>Dual</i>	-0.004 (-0.08)	0.075* (1.68)	0.044 (0.64)	-0.017 (-0.32)
<i>Manange_ch</i>	0.102*** (2.96)	0.088*** (3.08)	0.077** (2.27)	0.043 (1.61)
<i>LnAT</i>	0.008 (0.33)	0.021 (0.93)	-0.140** (-2.46)	-0.051 (-1.08)
<i>ROE</i>	-0.743*** (-3.47)	-1.173*** (-7.87)	-0.742*** (-3.13)	-0.931*** (-6.08)
<i>Shrholder5</i>	0.191 (1.12)	0.123 (0.75)	-0.012 (-0.03)	0.520 (1.59)
<i>Instishare</i>	0.081 (0.65)	0.289** (2.54)	0.042 (0.16)	0.084 (0.41)
<i>Strategyct</i>	0.037*** (2.72)	0.058*** (4.37)	0.033* (1.83)	0.051*** (3.44)
<i>Director</i>	0.037*** (2.85)	0.011 (0.93)	0.011 (0.55)	0.000 (0.01)
<i>Fem_ratio</i>	-0.216 (-1.38)	-0.054 (-0.35)	-0.430** (-2.02)	-0.037 (-0.19)
<i>Ind_ratio</i>	-0.560 (-1.35)	-0.862** (-2.17)	-0.767 (-1.31)	-1.015** (-2.41)
<i>LEV</i>	0.157 (1.08)	0.037 (0.25)	0.240 (0.98)	0.218 (1.01)

续表 4

变量	GW			
	(1)投资过度	(2)投资不足	(3)投资过度	(4)投资不足
<i>Cross</i>	0.634*** (7.91)	0.650*** (7.19)	0.443** (1.97)	0.292 (1.32)
<i>SOE</i>	-0.285*** (-5.74)	-0.173*** (-3.76)	-0.204** (-2.05)	0.046 (0.55)
<i>Age</i>	0.006 (1.54)	0.006* (1.85)	0.019* (1.78)	0.020*** (5.89)
常数项	-0.800 (-1.56)	-0.881* (-1.83)	2.788** (2.32)	0.498 (0.51)
年份/公司固定效应	否	否	是	是
样本量	4361	5996	4361	5996
调整 R ²	0.076	0.079	0.027	0.022

注：***、**、*分别为在 1%、5%、10%的水平下显著；除特殊说明外，括号内的数值为 *t* 统计量，标准误经过公司层面 Cluster 调整，下同

4. 稳健性检验

由于解释变量、控制变量与被解释变量之间本身就存在时间差，因此不太可能出现由因果倒置可能带来的内生性问题。与此同时，为了缓解因遗漏变量带来的内生性问题，本文在基准回归中同时控制了时间与公司个体固定效应。此外，本文将分别采用倾向得分匹配法(PSM)、Heckman 两阶段回归、工具变量法(IV)、Tobit 双向固定效应模型、替换解释变量、被解释变量与回归模型相结合等方法来缓解可能的内生性问题对回归结果造成的偏误。

(1)倾向得分匹配法(PSM)。本文采用 Stata 中默认的核函数与带宽，采用式(1)中全部控制变量，对样本进行核匹配，并对匹配后的样本再次对式(1)进行回归，结果如表 5 第(1)~(2)列所示。经 PSM 匹配后的样本得到的回归结果与表 4 后两列的回归结果并无本质区别，假设 H_1 与假设 H_2 依然成立。

(2)Heckman 两阶段回归。由于华证覆盖了 A 股所有的上市公司，而公司是否属于 Bloomberg 的评级范围则存在样本自选择问题，即存在 Bloomberg 只挑选 ESG 信息披露数量多(或少)的公司予以评级的可能，对于未被纳入 Bloomberg 评级的公司而言，本文无法计算该公司 ESG 报告的行业相对漂洗程度，也就无法纳入本文的研究样本，从而使得样本失去随机性。为此，本文采用 Heckman 两阶段回归法来缓解因可能存在的样本自选择而产生的内生性问题。在第一阶段，本文设定公司是否被 Bloomberg 纳入评级范围(*Bloom_dum*)作为 Probit 模型的因变量，将非效率投资程度的年度同行同省均值作为外生变量加入式(1)，并与式(1)的控制变量一起回归，得到逆米尔斯比率(*IMR*)，并将其作为控制变量代入到第二阶段对式(1)的回归中，第二阶段的回归结果如表 5 第(3)~(4)列所示。由表 5 第(4)列可知，*IMR* 并不显著，说明对于投资不足的样本而言，原回归并不存在严重的样本自选择问题；而表 5 第(3)列 *IMR* 显著，说明对于投资过度样本而言，原回归存在一定程度的样本自选择问题。不过，经 Heckman 两阶段回归后，表 5 第(3)~(4)列主解释变量的系数与表 4 第(3)~(4)列的回归结果不存在显著差异，并且加入 *IMR* 后解释变量之间也不存在多重共线性问题(VIF 均小于 10)，说明本文在缓解了因可能存在的样本自选择而产生的内生性问题后，结论依然稳健，即假设 H_1 与假设 H_2 依然成立。

表 5 PSM 与 Heckman 第二段模型的回归结果

变量	GW			
	PSM		Heckman 第二阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EXC_inv</i>	-1.335*** (-3.33)		-1.182** (-2.23)	
<i>INS_inv</i>		1.826*** (3.65)		1.300* (1.85)
<i>IMR</i>	—	—	0.833* (1.79)	0.021 (0.06)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	是	是	是	是
样本量	4361	5989	2172	2992
调整 R ²	0.027	0.022	0.027	0.014
VIF	—	—	3.57	3.29

(3)工具变量法(IV)。本文采用与公司同行且同省份的同群公司当年的投资过度程度以及投资不足程度的均值,分别作为 *EXC_inv* 和 *INS_inv* 的工具变量,进行两阶段回归。工具变量法的回归结果如表 6 第(1)~(2)列所示。采用工具变量法回归后,Cragg-Donald Wald F 统计量显著大于 104.7,说明不存在弱工具变量问题。与此同时,工具变量法下主解释变量回归系数的绝对值与表 4 中的对应结果并无显著差异,说明本文存在因遗漏变量或因果倒置而产生内生性问题的几率较小。并且,在采用工具变量法进一步缓解以上可能的内生性问题后,假设 H₁ 与假设 H₂ 依然成立。

(4)Tobit 双向固定效应模型。由于本文被解释变量的取值范围为[-3,3],因此,本文采用 Tobit 双向固定效应模型对式(1)进行回归分析,回归结果如表 6 的第(3)~(4)列所示。由表 6 的(3)~(4)列可知,似然比统计量的绝对值较大,说明 Tobit 双向固定效应模型具有较高的拟合优度。与此同时,该模型的回归结果与工具变量法及主回归的对应结果相比均无较大差异,这说明在缓解了因可能的遗漏变量或因果倒置而产生的内生性问题后,假设 H₁ 与假设 H₂ 依然成立。

表 6 IV 第二阶段与 IV-Tobit 模型的回归结果

变量	GW			
	IV 第二阶段		Tobit 双向固定效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EXC_inv</i>	-1.528*** (-3.00)		-0.881*** (-2.70)	
<i>INS_inv</i>		1.778*** (2.67)		2.235*** (4.70)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	是	是	是	是
样本量	4135	5807	4361	5996
中心 R ²	0.016	0.017	—	—

续表 6

变量	GW			
	IV 第二阶段		Tobit 双向固定效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cragg-Donald Wald F	8957.59	8127.85	—	—
LR	—	—	-5699.83	-7786.71

注:括号内的数值为 z 统计量

(5) 替换被解释变量与回归模型。本文根据被解释变量 *GW* 的构造方法与取值范围, 设定变量 *GW_dum*, 当 *GW*>0 时, *GW_dum* 取 1, 即表示该公司对 ESG 报告进行了漂绿; 否则取 0。接下来, 本文设定二值选择模型(式(3)), 采用 Logit 模型进行回归:

$$Pr(GW_dum_{i,t+1} = 1) = \beta_0 + \beta_1 INEFF_inv_{i,t} + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, 控制变量与式(1)保持一致, 但将双向固定效应由控制时间与公司个体固定效应替换为控制时间与行业固定效应, 回归结果如表 7 第(1)~(2)列所示。在替换了被解释变量、更换了回归模型与双向固定效应后, 假设 H_1 不成立, 即当公司表现为投资过度时, 并不会倾向于漂棕 ESG 报告; 而假设 H_2 依然成立。

(6) 替换解释变量。参考 Biddle 等(2009)^[37], 本文利用公司货币资金余额的十分位数和资产负债率的十分位数(需乘以-1)分别对公司进行排名, 而后求得该排名的均值, 作为公司非效率投资程度的替代度量 *OverFirm*。需要说明的是, 直接生成的 *OverFirm* 越大, 代表投资过度程度越高。为了便于描述投资过度和投资不足各自对 ESG 漂洗行为的影响方向, 并与主回归检验保持一致, 本文又生成了 *OverFirm_new*, 其取值为原有 *OverFirm* 的对应倒序值, 即 *OverFirm_new* 越大, 代表投资不足程度越高。接下来, 本文按照 *OverFirm* 的均值 5.5, 将 *OverFirm_new* 取值为 [5.5, 10] (即对应的 *OverFirm* 取值为 [1, 5.5]) 的样本定义为投资不足样本, 将 *OverFirm* 取值为 (5.5, 10] 的样本定义为投资过度样本, 投资不足与投资过度各自的样本量与主回归基本一致。而后按投资不足与投资过度分组对式(1)进行回归, 回归结果如表 7 第(3)~(4)列所示。结果表明, 假设 H_1 不成立, 假设 H_2 依然成立。

表 7 替换被解释变量与解释变量的回归结果

变量	<i>GW_dum</i>		<i>GW</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EXC_inv(OverFirm)</i>	-1.365 (-1.46)		-0.041 (-1.14)	
<i>INS_inv(OverFirm_new)</i>		3.992*** (3.35)		0.051** (1.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	否	否
公司个体固定效应	否	否	是	是
样本量	4361	5996	4447	5910
伪 R ²	0.078	0.068	—	—
调整 R ²	—	—	0.009	0.024

注:第(1)~(2)列括号内的数值为 z 统计量

(7)更换 ESG 漂洗度量方法。尽管 GW 作为 ESG 行业相对漂洗程度的度量方法更符合制度理论与可持续发展评价实践,但为了进一步减轻 GW 作为相对度量指标有可能给结果带来的偏误,一方面,本文参考 Beattie 等(2004)^[38],并结合自愿披露理论,利用 ESG 相关报告的总字符数对 ESG 表现、公司资产及业务复杂度进行回归,得到的残差 Res_word 即为公司 ESG 信息披露数量相较于其自身业务规模与非财务绩效而言是过多(漂绿)、过少(漂棕)、还是“刚刚好”,并将其作为公司 ESG 漂洗程度的绝对度量对式(1)回归以进行稳健性检验。ESG 相关报告的总字符数来自 CNRDS 数据库,公司业务复杂度以公司主营业务所跨行业数度量,数据来自 Wind 数据库,回归结果如表 8 第(1)~(2)列所示。另一方面,本文采用华证、Wind、商道融绿、社会价值投资联盟等四家国内 ESG 评级权威机构提供的 ESG 表现均值作为 $ESGP_std$ 代入式(2)计算 GW_mean ,并将其代入式(1)作为 GW 的另一替代度量进行稳健性检验,以减轻因评级机构间的方法差异而可能对结果带来的偏误,各评级机构的 ESG 表现评级均来自 Wind 数据库,回归结果如表 8 第(3)~(4)列所示。由表 8 可知,在替换了 ESG 报告漂洗度量方法后,假设 H_1 不成立,而假设 H_2 依然成立。

表 8 替换 ESG 漂洗程度度量方法的回归结果

变量	Res_word		GW_mean	
	(1)	(2)	(3)	(4)
EXC_inv	-0.111 (-0.47)		-1.360*** (-2.74)	
INS_inv		0.528** (2.19)		1.727** (2.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	是	是	是	是
样本量	2588	3665	2412	3276
调整 R^2	0.126	0.090	0.097	0.091

通过以上稳健性检验,本文分别缓解了因可能的样本自选择、因果倒置、遗漏变量、度量偏误等可能导致的内生性问题,相关结果表明,当公司表现为投资过度时,由于结论不具有稳健性,因此公司并不一定倾向于漂棕 ESG 报告,即假设 H_1 不成立。现有研究表明,监管压力越小,公司越有可能漂棕(Kim 和 Lyon,2015)^[6]。然而,随着碳减排、乡村振兴等国家可持续发展战略的不断推进,与 ESG 有关的政策压力不断增加,投资过度所致的部分高声誉公司为了积极响应国家相关政策以维持自身的积极形象,可能不会为了“兼顾同行”而漂棕。相反,当公司表现为投资不足时,公司更可能对 ESG 报告进行漂绿,且该结果具有稳健性,假设 H_2 得证。基于以上结论,接下来本文将主要就投资不足与 ESG 报告漂绿之间的关系开展进一步研究。

五、进一步研究

1. 异质性分析

基于公司投资效率的影响因素,本文分别选取了股权制衡度、独立董事网络中心度、管理层货币薪酬以及管理层短视等四项分组变量,对投资不足与 ESG 漂绿间的关系进行异质性分析。

(1)股权制衡度。大股东治理在解决“搭便车”问题的同时也产生了第二类代理问题,它会导致控股股东对公司创新投资缺乏动力。与此同时,大股东可能利用控制权对经理的创新能力带来负面影响。然而,现有文献表明,存在制衡性大股东一方面有助于促进公司更多地进行研发投资,这有利于提升 ESG 表现;另一方面,其他大股东在一定程度上可以制衡控股大股东的行为,通过及时有效的监督促使公司做出正确的投资决策,提高公司的投资效率(赵国宇和禹薇,

2018)^[39]。因此,本文认为,投资不足与 ESG 漂绿的关系应该在股权制衡度较低的公司中更为明显。

(2)独立董事网络中心度。在中国制度背景下,独立董事对公司信息披露的职责尤其突出。由社会网络理论可知,独立董事在做出公司治理决策时会依赖于他人的行为而改变自己的偏好和决定,这种决策外部性意味着他们所处的社会网络会影响其公司治理行为。如果独立董事在整个上市公司董事网络中所处的位置越靠近中心,就越会珍惜声誉,对经理人的非效率投资行为就越能起到监督作用(陈运森和谢德仁,2011)^[20]。因此,本文认为,独立董事网络中心度越高,投资效率越高,故投资不足所导致的漂绿应该在独立董事网络中心度较低的公司中更为明显。

基于以上分析,针对投资不足样本,本文首先借鉴赵国宇和禹薇(2018)^[39],通过计算“第二至第五大股东持股比例之和与第一大股东持股比例的比值”来衡量股权制衡度,并基于股权制衡度构造哑变量 Bal_rank ,将年度股权制衡度排在前 30% 的公司作为股权制衡度高组,即 $Bal_rank=1$;其余公司则为股权制衡度低组,即 $Bal_rank=0$ 。其次,本文借鉴李小青等(2020)^[40],根据企业独立董事同时在其他企业兼任的情况,利用式(4)计算独立董事网络中心度 $Inddnc$:

$$Inddnc_i = \sum_{j=1}^n P_{ij} / (n - 1) \quad (4)$$

其中, P_{ij} 代表公司 i 和公司 j 之间是否存在关系,如公司 i 的独立董事在公司 j 担任独立董事职务,则 $P_{ij} = 1$, 否则为 0; n 代表构成独立董事网络的企业数量。基于 $Inddnc$, 本文构造了哑变量 $Inddnc_dum$ 。由于 $Inddnc$ 越大, 独立董事网络中心度越高, 因此, 当 $Inddnc > 0$ 时, $Inddnc_dum = 1$, 否则为 0。接下来, 本文分别利用“股权制衡度 (Bal_rank)”和“独立董事网络中心度 ($Inddnc_dum$)”对式(1)进行分组回归, 回归结果如表 9 所示。

表 9 股权制衡度与独立董事网络中心度分组回归结果

变量	GW			
	(1) $Bal_rank=0$	(2) $Bal_rank=1$	(3) $Inddnc_dum=0$	(4) $Inddnc_dum=1$
INS_inv	1.604*** (2.61)	1.569 (1.62)	2.997*** (2.84)	0.991 (1.56)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	是	是	是	是
样本量	4238	1757	1689	4123
调整 R ²	0.023	0.049	0.048	0.019

由表 9 第(1)~(2)列可知,投资不足对公司漂绿的正向影响仅在股权制衡度较低的公司中显著;由表 9 第(3)~(4)列可知,投资不足对公司漂绿的正向影响仅在独立董事网络中心度较低的公司中显著。因此,公司可通过提高股权制衡度与独立董事网络中心度来提高投资效率,从而减轻投资不足对 ESG 漂绿的正向影响。

(3)管理层货币薪酬。管理层激励机制是解决股东与管理层代理冲突的有效方法。薪酬契约作为管理层激励的关键因素,直接影响管理层的日常经营行为,尤其是管理层投资行为。现有文献表明,管理层的货币薪酬对投资不足有明显的抑制作用(郑玲和周晓雯,2019)^[41]。因此,本文认为,投资不足所致的漂绿应该在管理层货币薪酬较低的公司中更为明显。

(4)管理层短视。由委托代理理论可知,经理人的短暂任期可能诱发其短视行为,从而使其偏好投资于能够快速见效的项目而非有助于增加企业长期价值的项目。由前文可知,与 ESG 有关的项目大多为见效慢的长期项目。换言之,管理层短视会减少公司对 ESG 项目的投资,从而降低 ESG 表现。在这种情况下,公司很有可能会对 ESG 报告进行漂绿。与此同时,现有文献表明,管理

层持股比例越高,管理层短视程度越低,且其自愿性选择的披露方式的精确性和及时性也随之提高,并更趋于稳健(高敬忠和周晓苏,2013)^[42]。因此,本文认为,投资不足所致的漂绿应该在管理层短视程度较高的公司中更为明显。

基于以上分析,针对投资不足样本,本文首先借鉴刘银国和张琛(2012)^[26],采用当年薪酬排名前三的管理层总薪酬衡量公司管理层的货币薪酬激励程度(MMC),并以此为基础构造哑变量 MMC_dum ,将 MMC 排在前 30% 的公司作为货币薪酬激励高组,即 $MMC_dum=1$;其余公司则为货币薪酬激励低组,即 $MMC_dum=0$ 。其次,本文参考钟宇翔等(2017)^[43],将管理层持股比例(Msr)作为管理层短视行为的度量指标:管理层持股可以提高管理层与股东利益的一致性程度,管理层持股比例越高,管理层短视的可能性越低。本文还以 Msr 为基础构建了哑变量 Msr_dum ,将 Msr 排在前 30% 的公司作为管理层短视低组(即管理层持股比例高组),即 $Msr_dum=1$;其余公司则为管理层短视高组(即管理层持股比例低组),即 $Msr_dum=0$ 。

接下来,本文分别利用货币薪酬激励程度(MMC_dum)和管理层短视(Msr_dum)对式(1)进行分组回归,回归结果如表 10 所示。

表 10 管理层货币薪酬与管理层短视分组回归结果

变量	GW			
	(1) $MMC_dum=0$	(2) $MMC_dum=1$	(3) $Msr_dum=0$	(4) $Msr_dum=1$
INS_inv	1.872*** (3.08)	0.976 (0.96)	2.269*** (3.65)	0.560 (0.62)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	是	是	是	是
样本量	4311	1685	4146	1850
调整 R ²	0.033	0.036	0.026	0.051

由表 10 第(1)~(2)列可知,投资不足对公司漂绿的正向影响仅在管理层货币薪酬较低的公司中显著;由表 10 第(3)~(4)列可知,投资不足对公司漂绿的正向影响仅在管理层短视较高的公司中显著。因此,提高管理层的货币薪酬与股权激励,有利于抑制投资不足对公司 ESG 漂绿的推升作用。

2. 治理机制检验

基于 ESG 披露与 ESG 漂洗的影响因素研究,本文从公司的盈利能力与外部治理机制出发,分别就 ROE、全要素生产率、ESG 基金持股以及分析师关注对投资不足与 ESG 报告漂绿间的关系所起的治理作用开展实证分析。为了检验本文选取的调节变量能否起到抑制作用,本文设立如下模型:

$$GW_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 INS_inv_{i,t} + \gamma_2 Mod_{i,t} + \gamma_3 INS_inv_{i,t} \times Mod_{i,t} + \sum \gamma_k Controls_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, Mod 代表本文将要研究的四项调节变量,控制变量则与式(1)保持一致。

(1)公司盈利能力。ESG 将企业的经济成功作为可持续发展的前提条件,盈利能力越强,公司可投入 ESG 实践的资源也就越充足,更容易获得较高的 ESG 表现;另外,前文提到,盈利能力是影响公司 ESG 漂棕的重要因素,盈利能力越强,公司对 ESG 的操纵更可能倾向于漂棕而非漂绿。与之不同的是,倘若公司的盈利能力较差,其本身并不具备提高 ESG 表现所必需的条件,为了赢得资本市场的关注,很可能对 ESG 报告进行漂绿,同时,还可分散投资者对其财务绩效的注意力。因此,本文以净资产收益率(ROE)作为公司盈利能力的代理变量,将其作为 Mod 代入式(5)进行回归。

另外,全要素生产率(TFP)作为提高劳动生产率的根本途径,可以抵消资本报酬递减的不利影

响,是企业获得持续竞争能力的关键。因此,本文借鉴鲁晓东和连玉君(2012)^[44],用净利润替代工业增加值,采用固定效应模型估计 *TFP*,并将其作为 *Mod* 的代理变量代入式(5)进行回归。以上回归结果分别如表 11 第(1)~(2)列所示。

(2)外部治理机制。当公司处于非效率投资状态时,其自身的盈利能力将下降,进而损害股东利益(方红星和林婷,2023)^[3]。作为公司重要的外部股东,持股的机构投资者为了维护自身权益,有充分的动机发挥监督和治理作用。ESG 基金作为重要的机构投资者,可以通过改变公司投资理念等方式影响公司经营,一方面可以降低包括投资不足在内的非效率投资程度,从而减轻管理层对 ESG 报告的漂绿程度;另一方面也将有助于改善上市公司的 ESG 表现(方先明和胡丁,2023)^[45],进一步降低其漂绿的动机。

与此同时,分析师作为具有与资本市场相关的专业知识的群体,已成为外部监管的重要力量。尽管目前学术界就分析师对公司信息披露质量的影响存在两种观点,即监督假说与压力假说(李春涛等,2014)^[46],但考虑到中国资本市场普遍存在“一股独大”的特征,并且缺少竞争性的职业经理人市场,上市公司高管能够通过为分析师提供业务合作机会来影响分析师的行为,因此,压力假说在中国资本市场的适用性较低(余明桂等,2017)^[47]。而根据监督假说,分析师能够对管理层起到监督作用,其信息搜寻与分析工作能够降低资本市场的信息不对称,并提高企业投资效率(李春涛等,2014)^[46],进而降低管理层因投资不足而对 ESG 报告漂绿的可能性。因此,本文分别采用 ESG 基金持股比例(*ESGF*)和分析师关注人数(*Analy*)作为 *Mod* 的代理变量代入式(5)进行回归。以上回归结果分别如表 11 第(3)~(4)列所示。

表 11 治理机制检验结果

变量	GW			
	(1) <i>Mod</i> = <i>ROE</i>	(2) <i>Mod</i> = <i>TFP</i>	(3) <i>Mod</i> = <i>ESGF</i>	(4) <i>Mod</i> = <i>Analy</i>
<i>INS_inv</i>	2.583*** (4.15)	2.386*** (3.94)	2.121*** (4.01)	3.394*** (4.78)
<i>Mod</i>	-0.640*** (-3.14)	-0.005** (-2.31)	0.068* (1.67)	0.005** (2.27)
<i>INS_inv</i> × <i>Mod</i>	-9.326** (-2.13)	-0.065* (-1.73)	-2.472** (-2.16)	-0.134*** (-3.18)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	是	是	是	是
样本量	5996	5996	5996	5996
调整 R ²	0.023	0.026	0.023	0.024

当公司表现为投资不足时,由表 11 第(1)~(2)列可知,公司的盈利能力可有效抑制公司投资不足对 ESG 报告漂绿的正向影响,并且 *ROE* 相较于 *TFP* 而言更为有效;由表 11 的第(3)~(4)列可知,ESG 基金持股比例与分析师关注度都可有效抑制投资不足对 ESG 报告漂绿的正向影响。因此,公司的盈利能力、生产效率、ESG 基金持股和分析师关注都可以有效抑制投资不足对 ESG 漂绿的正向影响。

3. 中介机制检验

本文在研究假设中提到,投资不足会损害公司的 ESG 表现,从而难以获取较高的声誉,为了在短期内获取合法性,这类公司倾向于对 ESG 报告进行漂绿。为了验证声誉的中介作用,本文分别设定模型(6)和模型(7):

$$Rep_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 INS_inv_{i,t} + \sum \delta_k Controls_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$GW_{i,t+1} = \mu_0 + \mu_1 INS_inv_{i,t} + \mu_2 Rep_{i,t} + \sum \mu_k Controls_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中,控制变量均与式(1)保持一致。在式(6)~(7)中,Rep代表公司声誉。由于声誉目前没有统一的度量标准,本文首先参考管考磊和张蕊(2019)^[25],从资本市场视角、行业视角以及社会公众视角出发,相应选取公司市值、公司营业收入以及公司非财务绩效作为公司声誉的组成部分,并分别采用公司市值和公司营业收入的年度行业排名以及华证的ESG表现得分进行衡量,而后采用主成分分析法将以上三个指标转换为一个指标,即Rep1。其次,近年来,中国公司失信行为频发,致使相关诉讼激增,造成了恶劣的社会影响。作为厌讼型社会,中国文化传统中的诉讼观念会加剧被告方的声誉负担(谢红军等,2017)^[48]。为了研究结论的稳健性,本文采用“上市公司年内失信次数的相反数”作为公司声誉的另一度量,记为Rep2。另外,由于递归方程的检验力在各种方法中是最低的,因此,针对Rep1,本文同时采用递归方程法与Bootstrap法进行检验;针对Rep2,则直接采用Bootstrap法。检验结果如表12所示。

表 12 中介机制检验结果

变量	递归方程法		Bootstrap 法	
	INS_inv	GW		
	(1)Rep=Rep1	(2)Rep=Rep1	(3)Rep=Rep1	(4)Rep=Rep2
Rep (间接效应)	-0.782* (-1.91)	-0.174*** (-5.97)	-0.035 [-0.055,-0.016]	-0.079 [-0.236,-0.030]
INS_inv (直接效应)		1.632*** (3.23)	2.650 [1.660,3.628]	2.892 [1.917,3.819]
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	是	是	是	是
样本量	5916	5916	5916	5916
调整 R ²	0.106	0.038	—	—

注:第(3)~(4)列展示的是Bootstrap法下的间接效应与直接效应的相关信息,方括号内的数值为间接效应及直接效应的置信区间,下同

当使用Bootstrap法时,所得到的直接效应(或间接效应)的置信区间不包括0,即可说明直接效应(或间接效应)显著。由表12可知,所有置信区间均不包括0。因此,无论是采用Rep1还是Rep2,公司声誉都稳定发挥了部分中介作用,即投资不足的公司降低了公司声誉,公司为了快速提升自身合法性而倾向于漂绿ESG报告。这既为假设H₂提供了进一步的经验证据,同时也验证了投资不足与ESG漂绿关系的作用路径。

4. 内外部驱动(制约)因素

(1)融资约束。前文提到,融资约束更有可能致使公司投资不足,从而引发上市公司对ESG报告的漂绿行为。为了检验融资约束是否为ESG漂绿的深层动机,本文分别设定如下模型,就融资约束这一动机是否成立以及投资不足在融资约束与ESG报告漂绿中所发挥的中介作用予以检验:

$$INS_inv_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Dri_{i,t} + \sum \delta_k Controls_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$GW_{i,t+1} = \rho_0 + \rho_1 Dri_{i,t} + \sum \rho_k Controls_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$GW_{i,t+1} = \mu_0 + \mu_1 INS_inv_{i,t} + \mu_2 Dri_{i,t} + \sum \mu_k Controls_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中,控制变量均与式(1)保持一致。在式(8)~(10)中,Dri代表公司的融资约束程度。鉴于WW指数同时考虑了公司的内外部特征,并具有更高精度,因此本文采用WW指数度量公司的融资约束程度,并将其代入式(8)~(10)的Dri中进行回归。本文在此处直接采取Bootstrap法对上述

模型进行检验,检验结果如表 13 第(1)列所示。

(2)经济政策不确定性。现有研究表明,经济政策不确定性升高将导致投资显著下降,继而影响投资效率。当宏观环境波动时,政府出台经济政策的速度放缓,这时企业主要受市场因素影响,投资决策也主要考虑经济因素,使得投资效率随着经济政策不确定性的上升而提高(饶品贵等,2017)^[9]。因此,随着经济政策不确定性程度的提高,投资不足程度会降低,继而降低公司因投资不足而漂绿 ESG 报告的可能性。为此,参考饶品贵等(2017)^[9],本文采用中国经济政策不确定性指数(EU)来衡量经济政策不确定性程度,将其替换式(8)~(10)中的 *Dri*,并利用 Bootstrap 方法进行检验。由于经济政策不确定性属于宏观层面的变动,因此本文将公司个体固定效应替换为行业固定效应(饶品贵等,2017)^[9],检验结果如表 13 第(2)列所示。

表 13 内外部驱动(制约)因素 Bootstrap 法检验结果

变量	GW	
	(1) <i>Dri</i> = <i>WW</i>	(2) <i>Dri</i> = <i>EU</i>
<i>Dri</i> (直接效应)	0.471 [0.060, 1.696]	-0.026 [-0.050, -0.003]
<i>INS_inv</i> (间接效应)	2.830 [1.831, 3.827]	-0.003 [-0.005, -0.001]
控制变量	控制	控制
年份固定效应	是	是
公司个体固定效应	是	否
行业固定效应	否	是
样本量	5996	5996

由表 13 可知,所有的置信区间均不包括 0。由表 13 第(1)列可知,*WW*加剧了公司的投资不足,进而加剧了其对 ESG 漂绿的正向影响。换言之,融资约束是公司 ESG 报告漂绿的深层动因,投资不足在其中发挥了部分中介作用。由表 13 第(2)列可知,*EU*可以通过降低投资不足,从而抑制投资不足对 ESG 漂绿的正向影响。由此可见,提升公司的融资能力对于提升投资效率、改善信息披露质量而言都具有重要意义。与此同时,无论经济政策不确定性程度如何,公司都应在进行投资决策时充分考虑经济因素,从而提高投资决策效率,以降低 ESG 漂绿发生的可能性。

六、结论与讨论

1. 研究结论

基于 2009—2022 年中国 A 股上市公司样本,本文检验了非效率投资行为对公司漂洗 ESG 报告的影响,并对相应的调节机制、作用路径及其深层动因进行了实证分析。研究表明,当公司表现为投资不足时,公司倾向于漂绿其来年披露的 ESG 报告;而投资过度的公司漂棕 ESG 报告的倾向不具稳健性。此外,公司较强的盈利能力、较为独立的董事会以及 ESG 基金较高的持股比例和更多的分析师关注,都可以有效抑制投资不足对 ESG 报告漂绿的正向影响。进一步分析表明,公司声誉在投资不足与 ESG 报告漂绿的关系中发挥了中介作用,融资约束是公司漂绿 ESG 报告的深层动机,经济政策不确定性则是制约二者正向关系的外部机制。这一结论也符合以往文献得到的非效率投资有损企业价值的观点:漂绿不利于企业长远地提升自身价值(Liu 等,2023)^[49],而投资不足会诱发 ESG 漂绿。因此,本文的结论与以往文献针对非效率投资与企业价值关系的研究得到的结论一致。

2. 研究启示

第一,尽快出台并完善 ESG 信息披露监管规定。ESG 信息披露强制性法规的缺失降低了漂洗 ESG 报告的成本,只有尽快出台统一的披露规范,对 ESG 信息披露的内容、格式做出明确要求,才能从根本上抑制 ESG 报告漂洗行为。2022 年 5 月国资委印发的《提高央企控股上市公司质量工作方案》中明确提出了“央企控股的上市公司到 2023 年要实现 ESG 专项报告的全覆盖”;深沪交易所在 2024 年也先后发布了《深圳证券交易所上市公司自律监管指引第 17 号——可持续发展报告(试行)(征求意见稿)》和《上海证券交易所上市公司自律监管指引第 14 号——可持续发展报告(试行)(征求意见稿)》,对 ESG 报告的框架与内容进行了一定程度的规范,这意味着 ESG 信息披露将由目前的自愿披露逐步过渡为强制披露,届时 A 股上市公司的 ESG 漂洗行为有望得到遏制。

第二,提升公司治理水平。从公司内部治理机制出发,公司一方面可以通过适当提高管理层薪酬、对其进行股权激励等方式,提升其与公司股东利益的一致性,降低代理成本,从动机上降低公司漂绿 ESG 报告的可能性;另一方面,公司要提高董事会的独立性,有效发挥独立董事的监督与治理功能,通过独立董事的专业能力确保公司在制定投资决策时充分考虑了经济因素,以提升投资效率。与此同时,可优先聘用独立董事网络中心度较高的专业人士作为公司的独立董事。从外部治理机制出发,公司可积极引入 ESG 基金投资,一方面可以发挥机构投资者对管理层的监督作用,提升公司治理水平;另一方面也可以发挥 ESG 基金在推动公司参与可持续发展实践中的独特价值,通过提升公司的 ESG 表现降低公司的漂绿程度。此外,作为资本市场的重要桥梁,分析师的关注与跟进也可以有效降低信息不对称,从而抑制管理层的漂绿行为。

第三,真正让市场在资源配置中起决定性作用。根据本文就经济政策不确定性对投资不足与 ESG 漂绿关系所起的外部制约作用的研究结果可知,公司在缺乏明确政策指引的情况下所做的投资决策对市场中的经济因素更为敏感,经济政策不确定性程度越高,投资效率反而得到了提升,这说明政府有形之手的边界需要清晰界定。党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》(以下简称《决定》)便已指出,市场在资源配置中起决定性作用。因此,各级政府应切实贯彻《决定》精神,通过简政放权等一系列措施,确保市场在资源配置中发挥决定性作用,而政府则应回归其为市场经济保驾护航的本职职能。

第四,加强投资者教育。监管机构需提醒投资者关注公司非财务信息的披露状况,ESG 披露的优劣决定了 ESG 表现的可信度,反映了公司对其利益相关方权利的重视程度。只有真实披露,投资者才能透过非财务信息掌握更为真实的财务健康程度,而这也对目前的 ESG 评级提出了新的要求,资本市场亟需一套能够评价上市公司 ESG 信息披露质量的指标体系,向资本市场直观展示各上市公司是否存在漂洗嫌疑,以切实降低信息不对称,更好地指导 ESG 投资实践。

3. 研究展望

尽管本文取得了较为丰富的研究成果,不过在度量方式等方面有待改进,这也是未来的研究机会所在。

首先,前文提到,各上市公司年报与 ESG 报告的披露详细程度不一,加之部分项目的投资可以使企业的经营活动与 ESG 活动同时受益,因此本文在研究非效率投资对 ESG 报告的漂洗影响时,并未对公司的投资支出做非财务活动与经营活动的精细划分,这也是本研究存在的不足之处。为了进一步提升 ESG 投资与 ESG 信息披露领域学术研究的准确性与适用性,如何更有效地度量公司对 ESG 实践活动的投资水平与效率,是学术领域亟待解决的一个问题。

其次,现有的 ESG 漂洗指标只能度量通过操纵 ESG 信息披露数量进行漂洗的程度,无法对隐瞒坏消息这一“报喜不报忧”式的 ESG 漂洗行为进行有效识别,尽管这类行为在日益趋严的监管背景下变得愈发困难,但并不代表完全不存在,毕竟现有文献已经表明,上市公司会对年报进行语调

管理。因此,如果能够开发一套以反漂洗为原则的 ESG 信息披露质量评价指标体系,为资本市场提供更全面、更精准的 ESG 信息披露状况概览,这对于维护投资者权益、推动 ESG 投资的持续健康发展都具有重要意义。另外,现有文献聚焦于 ESG 漂洗的影响因素研究,对 ESG 漂洗的经济后果鲜有涉及,未来可从非财务信息操纵加剧信息不对称的视角入手,探究 ESG 漂洗对资本市场健康有序发展的影响。

最后,本文仅从公司投资视角出发,探究了其对于 ESG 漂洗的影响,并且有关 ESG 漂棕的假设并未得证。针对 ESG 漂洗的影响因素研究,未来可从融资、经营、股利分配等公司基本活动视角入手,在丰富漂绿动机研究的同时,争取发现公司漂棕的真实动机与作用路径,进而就如何减轻公司对 ESG 报告的漂洗行为,同时从降低漂绿与漂棕两方面提出更为全面、更为科学的建议。因此,未来学术领域可在 ESG 投资效率的度量、ESG 漂绿的有效识别、ESG 漂洗的经济后果以及公司基本活动对 ESG 漂洗的影响等方面开展相关研究。

参考文献

- [1] 黄溶冰,陈伟,王凯慧.外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J].北京:经济社会体制比较,2019,(3):81-93.
- [2] Huang, Y., C. Francoeur, and S. Brammer. What Drives and Curbs Brownwashing? [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 31, (5): 2518-2532.
- [3] 方红星,林婷.机构投资者实地调研如何影响公司非效率投资——基于代理冲突和信息不对称的机制检验[J].北京:经济管理,2023,(2):117-134.
- [4] 姚立杰,陈雪颖,周颖,陈小军.管理层能力与投资效率[J].北京:会计研究,2020,(4):100-118.
- [5] 田昆儒,孙瑜.非效率投资、审计监督与股价崩盘风险[J].南京:审计与经济研究,2015,(2):43-51.
- [6] Kim, E.H., and T.P. Lyon. Greenwash vs. Brownwash: Exaggeration and Undue Modesty in Corporate Sustainability Disclosure [J]. *Organization Science*, 2015, 26, (3): 705-723.
- [7] Cao, M., K. Duan, and H. Ibrahim. Corporate Underinvestment and Its Effects on Environmental, Social, and Governance Performance [J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2024, (3): 1-21.
- [8] Liu, Y., W. Li, Q. Wang, and L. Meng. Why Greenwashing Occurs and What Happens Afterwards? A Systematic Literature Review and Future Research Agenda [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30, (56): 102-116.
- [9] 饶品贵,岳衡,姜国华.经济政策不确定性与企业投资行为研究[J].北京:世界经济,2017,(2):27-51.
- [10] Christensen, D.M., G. Serafeim, and A. Sikochi. Why is Corporate Virtue in the Eye of the Beholder? The Case of ESG Ratings [J]. *The Accounting Review*, 2022, 97, (1): 147-175.
- [11] Yu, E. P., L. B. Van, and C. H. Chen. Greenwashing in Environmental, Social and Governance Disclosures [J]. *Research in International Business and Finance*, 2020, 52: 1-23.
- [12] Kirk, M.P., and J.D. Vincent. Professional Investor Relations within the Firm [J]. *The Accounting Review*, 2014, 89, (4): 1421-1452.
- [13] Marquis, C., M. W. Toffel, and Y. Zhou. Scrutiny, Norms, and Selective Disclosure: A Global Study of Greenwashing [J]. *Organization Science*, 2016, 27, (2): 483-504.
- [14] Fisher-Vanden, K., and K.S. Thorburn. Voluntary Corporate Environmental Initiatives and Shareholder Wealth [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2011, 62, (3): 430-445.
- [15] Strahilevitz, M. The Effects of Prior Impressions of a Firm's Ethics On the Success of a Cause-Related Marketing Campaign: Do the Good Look Better While the Bad Look Worse? [M]. London: Routledge, 2013.
- [16] Heyes, A., T. P. Lyon, and S. Martin. Salience Games: Private Politics when Public Attention Is Limited [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 396-410.
- [17] Shiu, Y.M., and S.L. Yang. Does Engagement in Corporate Social Responsibility Provide Strategic Insurance-like Effects? [J]. *Strategic Management Journal*, 2017, 38, (2): 455-470.
- [18] Bansal, P., and K. Roth. Why Companies Go Green: A Model of Ecological Responsiveness [J]. *Academy of Management Journal*, 2000, 43, (4): 717-736.
- [19] 张洪辉,王宗军.政府干预、政府目标与国有上市公司的过度投资[J].天津:南开管理评论,2010,(3):101-108.

- [20]陈运森,谢德仁.网络位置、独立董事治理与投资效率[J].北京:管理世界,2011,(7):113-127.
- [21]杜兴强,曾泉,杜颖洁.政治联系、过度投资与公司价值——基于国有上市公司的经验证据[J].北京:金融研究,2011,(8):93-110.
- [22]Christie, A.A., and J.Zimmerman.Accounting Choices of Troubled Companies[J].Journal of Accounting & Economics, 1994, 17, (1):113-143.
- [23]刘睿智,张鲁秀.企业声誉、研发投入与企业绩效[J].大连:财经问题研究,2018,(8):105-111.
- [24]缪荣,茅宁.公司声誉的形成机制[J].北京:经济管理,2006,(15):43-46.
- [25]管考磊,张蕊.企业声誉与盈余管理:有效契约观还是寻租观[J].北京:会计研究,2019,(1):59-64.
- [26]刘国银,张琛.自由现金流、管理层防御与企业绩效[J].北京:经济学动态,2012,(4):62-67.
- [27]李海彤,王化成,曹丰.产融合作与企业投资效率——基于试点城市的准自然实验[J/OL].天津:南开管理评论,2024, <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20230911.1130.002.html>.
- [28]Tan, Y., and Z.Zhu.The Effect of ESG Rating Events on Corporate Green Innovation in China: The Mediating Role of Financial Constraints and Managers' Environmental Awareness[J].Technology in Society, 2022, 68: 1-13.
- [29]Li, L., G.Li, I.Ozturk, and S.Ullah.Green Innovation and Environmental Sustainability: Do Clean Energy Investment and Education Matter? [J].Energy & Environment, 2023, 34, (7): 2705-2720.
- [30]Widayati, L.A Systematic Literature Review of Socially Responsible Investment and Environmental Social Governance Metrics [J].Business Strategy and the Environment, 2020, 29, (2): 619-637.
- [31]Ashforth, B.E., and B.W.Gibbs.The Double-edge of Organizational Legitimation [J]. Organization Science, 1990, 1, (2): 177-194.
- [32]Deepphouse, D.L., and S.M.Carter. An Examination of Differences Between Organizational Legitimacy and Organizational Reputation[J].Journal of Management Studies, 2005, 42, (2): 329-360.
- [33]Wedari, L.K., C.Jubb, and A.Moradi-Motlagh.Corporate Climate-Related Voluntary Disclosures: Does Potential Greenwash Exist among Australian High Emitters Reports?[J].Business Strategy and the Environment, 2021, 30, (8): 3721-3739.
- [34]Kassinis, G.I., A.A.Kay, G.Papagiannakis, and P.A.Vlachos.Stigma as Moral Insurance: How Stigma Buffers Firms from the Market Consequences of Greenwashing[J]. Journal of Management Studies, 2022, 59, (8): 2154-2190.
- [35]谢红军,吕雪.负责任的国际投资: ESG与中国OFDI[J].北京:经济研究,2022,(3):83-99.
- [36]Capelle-Blancard, G., and A.Petit.The Weighting of CSR Dimensions: One Size Does Not Fit All[J].Business & Society, 2017, 56, (6): 919-943.
- [37]Biddle, G.C., G.Hilary, and R.S.Verdi.How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? [J].Journal of Accounting and Economics, 2009, 48, (2-3): 112-131.
- [38]Beattie, V., B.McInnes, and S.Fearnley. A Methodology for Analysing and Evaluating Narratives in Annual Reports: A Comprehensive Descriptive Profile and Metrics for Disclosure Quality Attributes[C].Amsterdam:Accounting Forum, 2004.
- [39]赵国宇,禹薇.大股东股权制衡的公司治理效应——来自民营上市公司的证据[J].上海:外国经济与管理,2018,(11): 60-72.
- [40]李小青, Hung-Gay Fung, 朱清香, 刘志雄.连锁董事网络、融资约束与民营企业社会责任[J].武汉:管理学报,2020,(8): 1208-1217.
- [41]郑玲,周晓雯.现金薪酬、股权激励对管理层投资行为影响的实证检验[J].武汉:统计与决策,2019,(24):153-157.
- [42]高敬忠,周晓苏.管理层持股能减轻自愿性披露中的代理冲突吗?——以我国A股上市公司业绩预告数据为例[J].上海:财经研究,2013,(11):123-133.
- [43]钟宇翔,吕怀立,李婉丽.管理层短视、会计稳健性与企业创新抑制[J].天津:南开管理评论,2017,(6):163-177.
- [44]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J].北京:经济学(季刊),2012,(2):541-558.
- [45]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].北京:经济研究,2023,(2):91-106.
- [46]李春涛,宋敏,张璇.分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据[J].北京:金融研究,2014,(7):124-139.
- [47]余明桂,钟慧洁,范蕊.分析师关注与企业创新——来自中国资本市场的经验证据[J].北京:经济管理,2017,(3):175-192.
- [48]谢红军,蒋殿春,包群.官司、声誉与上市企业更名[J].北京:经济研究,2017,(1):165-180.
- [49]Liu, Y., W.Li, and Q.Meng.Influence of Distracted Mutual Fund Investors on Corporate ESG Decoupling: Evidence from China [J].Sustainability Accounting, Management and Policy Journal, 2023, 14, (1): 184-215.

Greenwashing or Brownwashing: The Tendency of ESG-washing in the Context of Inefficient Investment

LI Chang-qing, XIN Li-zhu

(School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: The legitimacy theory indicates that there is an implicit social contract between individual organizations and the society in which they operate, and companies generally gain social recognition through information disclosure. However, due to the non-mandatory or regulatory gaps in policies and regulations regarding ESG disclosure in many countries or regions, existing studies have shown that companies tend to protect their legitimacy in ESG by “decoupling” facts from disclosure, i. e. “ESG-washing”. ESG-washing includes “green-washing” and “brown-washing”. Green-washing occurs when companies choose to disclose a large amount of redundant ESG information, however, brown-washing occurs when companies choose to disclose ESG information less or more conservatively.

ESG-washing behavior is not beneficial to the healthy development of ESG investment and hinders sustainable development process in China. Because ESG practice is a type of investment project, the degree of company’s inefficient investment exhibited in its investment activities will inevitably affect its performance, which inducing information disclosure manipulation behavior targeting non-financial performance. To explore the impact of inefficient investment on ESG-washing in ESG reports, based on the legitimacy theory, this paper uses A-share listed companies from 2009 to 2022 as a sample and panel fixed effects model as a research method.

As for variables measurement, this paper assesses the extent of ESG-washing by using the difference between industry-adjusted Bloomberg disclosure scores and Huazheng ESG performance ratings. In other words, the obtained measure reflects the industry-relative degree of ESG-washing, and express it in GW. If GW is greater than 0, it implies that the company exhibits a green-washing behavior compared to other companies in the industry. If GW is less than 0, it means the company demonstrates brown-washing behavior compared to other companies in the industry. If GW equals 0, it signifies that the company neither engages in green-washing nor brown-washing relative to other companies in the industry. Additionally, it uses the Richardson investment efficiency model to measure the degree of inefficient investment.

The results are as follows: (1) Companies with insufficient investment tend to green-wash ESG reports. This conclusion still holds after using methods such as propensity score matching method, Heckman two-stage regression, instrumental variable method, replacing the ESG-washing measurement and regression models to alleviate endogeneity issues. However, the conclusion that ‘companies with excessive investment tends to brown-wash ESG reports’ lacks robustness. (2) Insufficient investment only significantly enhances the positive impact of green-washing in companies with lower equity balance, lower centrality in the independent directors’ network, lower executive monetary compensation, and higher managerial short-sightedness. (3) The stronger the profitability, the higher the total factor productivity, the greater the proportion of ESG funds held, and the higher the number of analysts’ coverage, the more effectively it can mitigate the positive impact of insufficient investment on green-washing in ESG reports. (4) Corporate reputation is the pathway through which insufficient investment triggers the green-washing in ESG reports. Financing constraints are the deep-seated driving force behind underinvestment and resulting in greenwashing. And economic policy uncertainty serves as an effective external constraint mechanism.

This paper explores the impact of corporate investment activities on ESG reports disclosure from the perspective of inefficient investment, and conducts empirical analysis on its moderating mechanism, intermediary mechanism, underlying drivers and external constraint mechanism. Firstly, it compensates for the shortcomings of existing literature on the economic consequences of inefficient investment and the ESG-washing motivation. Secondly, it provides empirical evidence for a deeper understanding of the impact of inefficient investment on the quality of non-financial performance reports disclosure and the information asymmetry caused by inefficient investment. And it also provides ideas for the government and regulatory authorities to introduce relevant regulations based on this to suppress green-washing. Last but not least, this paper is also beneficial for promoting listed companies to better implement the Two Mountains Theory and achieve the “carbon peaking and carbon neutrality” goals faster. What’s more, it also provides reference for further enhancing investors’ risk awareness and improving the quality of ESG information disclosure by listed companies.

Key Words: inefficient investment; “green-washing” in ESG reports; corporate reputation; financing constraints; economic policy uncertainty

JEL Classification: D21, G31, M14

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.05.009

(责任编辑:张任之)