

逻辑兼容性:绿色投资者、 环境规制与企业绿色创新*



姜广省 卢建词

(天津财经大学商学院,天津 300222)

内容提要:绿色投资者是促进企业绿色创新实现可持续发展的重要推动力。基于制度逻辑视角,本文使用2005—2020年中国沪深A股上市公司为样本,实证考察绿色投资者对企业绿色创新的影响,并以《环境空气质量标准(2012)》为外生政策冲击,检验了环境规制影响下绿色投资者对企业绿色创新的诱发效应。研究发现,绿色投资者可以促进企业绿色创新。在新标准实施后,绿色投资者对企业绿色创新的诱发作用显著提升,且对非重污染企业绿色创新的诱发作用显著增强,对重污染企业绿色创新的诱发作用没有变化。机制研究发现,绿色投资者通过缓解融资约束、降低管理层短视、强化规范作用等途径促进企业绿色创新。在一系列稳健性检验后,该结论依然成立。进一步研究发现,新标准实施后,绿色投资者更大程度上诱发了企业的实质性绿色创新。本文的研究结论为绿色投资者促进企业绿色创新提供了发展中国家的直接微观证据,为进一步构建绿色金融健全机制提供了重要的政策启示。

关键词:绿色投资者 环境规制 绿色创新 制度逻辑

中图分类号:F273 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)09—0068—20

一、引言

全球气候变暖、石油危机、水污染、雾霾等环境问题不断,引起全社会的广泛关注。现有研究主要把环境污染和生态破坏归因于企业的生产经营活动(Pan等,2021)^[1]。为改善企业的环境实践,政府和市场都提供了相应的解决方案。一方面,政府作为环境治理主体,环境规制是改善企业环境实践的重要手段和工具(Rugman和Verbeke,1998)^[2];另一方面,基于市场的行业认证、自愿性规范和标准及绿色投资等解决方案也相继出现。可见,企业可能会受到来自政府和市场这两种截然不同的制度秩序及逻辑的规范影响(Ocasio和Gai,2020)^[3]。尽管绿色投资在专业投资领域一直呈上升趋势,甚至有些基金公司将绿色投资纳入公司战略,但就其所管理的基金和资产数量而言,仍然仅占金融业的一小部分(Gibson等,2020)^[4],其能否有效改善企业环境实践一直是学术界和实务界关注和争论的焦点。

尽管近年来我国在推进节能减排、清洁生产、循环经济、绿色消费等方面取得了积极成效,但绿

收稿日期:2022-12-01

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“企业参与绿色治理的锚定效应及其绩效研究”(71904140);天津市哲学社会科学规划一般项目“绿色并购视角下绿色信贷的资源配置效应研究”(TJGL21-001)。

作者简介:姜广省,男,讲师,硕士生导师,管理学博士,研究领域为绿色治理与公司治理,电子邮箱:zaozhuangjgs@126.com;卢建词,女,讲师,硕士生导师,管理学博士,研究领域为绿色治理与公司治理,电子邮箱:jiancilu@163.com。通讯作者:卢建词。

色创新能力不足仍为绿色发展的重要瓶颈。绿色创新是一种节约资源和能源以及减少环境污染的创新,能够增加企业的差异化竞争优势,被视为企业平衡盈利能力和环境责任的重要参考(Pan 等,2021)^[1]。但是,绿色创新的投资期限错配、风险高等特质,使其难以从传统金融市场获得足够融资,加上绿色技术的界定、标准化和认证困难带来的“漂绿”风险,增加了投资者的识别成本,从而使得融资难融资贵成为企业绿色创新的关键障碍。虽然强制型和激励型环境规制能够驱动企业绿色创新(齐绍洲等,2018)^[5],但随着绿色金融的稳步推进和多元化市场主体的共同发展,仅靠政府的主导作用难以发挥在既有创新活动基础上叠加的杠杆效应(刘金科和肖翊阳,2022)^[6],还需要依靠市场化机制和社会资本的支持(Flammer,2021)^[7]。目前文献聚焦于绿色金融政策和金融工具本身,较少关注到微观企业的投资者层面,并且往往将制度压力简单视为局限于实践层面的组织外部压力,忽视了制度逻辑对个体、对组织的深层次文化认知与行为的塑造作用。

制度逻辑定义了各种制度秩序的组织原则(规范、价值观、假设和实践等)(Thornton 等,2012)^[8],如环境逻辑是以环境保护为导向,金融逻辑是以股东价值最大化为导向,国家逻辑(法规和执法系统)是以保护社会公平正义为导向。不同逻辑的重新组合产生了混合实践和政策(Ocasio 和 Gai,2020)^[3]。例如,以金融逻辑为工具(或手段)、以环境逻辑为目标的绿色投资者(Yan 等,2021)^[9]和以国家逻辑为手段、以环境逻辑为目标的环境规制属于两种不同的混合实践。目前关于绿色投资者调控企业行为的研究主要从投资偏好视角考察绿色投资者对市场收益(Reboredo 等,2017)^[10]、资本成本(彭斌和彭菲,2017)^[11]等经济效应的影响,虽有研究从股东治理视角考察了其对企业参与绿色治理等社会效应的影响(姜广省等,2021)^[12],但沿袭的仍是不同类型机构投资者发挥差异化外部治理作用的范式,并未从制度逻辑出发深入考察其对企业环境行为的塑造作用,难以厘清持股比例较小的绿色投资者是否发挥有效性的争论。另外,相对于抽象的绿色治理理念,绿色创新更为单一具体、模仿成本更高,属于强烈的环境行动信号,可以视为企业参与绿色治理过程中从遵守合规、追求效率到谋取回报的重要战略实施阶段。绿色投资者作为更加关注企业长期价值的股东,鲜有文献基于金融逻辑和环境逻辑的混合实践产物视角,深入考察绿色投资者的文化规范作用,以及检验其作为市场实践主体诱发企业绿色创新的有效性。同时,鉴于环境问题的规模和紧迫性超出了国家或市场能够独立解决的范围(Bartley,2007)^[13],相关的环境政策对于推动绿色创新的发展也尤为重要。现有研究更多地从国家政策或市场实践的单一视角来考察,较少将二者置于同一分析框架下来探讨其互补性。那么,绿色投资者和环境规制这两种混合实践在环境目标兼容下是存在互补性或替代性也鲜有文献考察。基于此,本文将重点研究以下问题:绿色投资者是否会诱发企业绿色创新?在环境规制影响下,绿色投资者对企业绿色创新的诱发作用如何变化?以及作用机制是什么?

为了切实落实近年来我国政府颁布的环保政策和官员考核与晋升机制中加入环境考核指标的权重,治理空气污染,2012年2月国家环保部与国家质检总局联合发布了《环境空气质量标准(2012)》(以下简称:新标准),进一步明确了监测实施方案,提出从2013年1月1日起,74个试点城市的空气质量数据将统一、全面、实时地向社会公众等公开,这意味着新标准的实施改变了地方政府原有的环境治理动机和手段(张琦等,2019)^[14]。因此,本文基于制度逻辑视角,首先,考察绿色投资者对企业绿色创新的诱发作用,并运用双重差分(DID)法,通过比较新标准实施前后,存在绿色投资者的企业对绿色创新的影响是否显著增加,来检验两种混合实践诱发企业绿色创新的互补性;其次,实证检验绿色投资者对企业绿色创新的作用机制;最后,探讨了新标准实施后二者关系在行业污染程度、产权性质情境下的异质性,进一步根据专利类型实证检验了绿色投资者对绿色创新质量的差异化影响。

本文可能的边际贡献是:第一,本文基于微观企业层面的绿色专利数据,从企业绿色创新的可持续实践角度分析目标兼容下混合实践之间的互补性的理论解释,提供了发展中国家绿色投资者作为融合金融工具与环境目标的混合实践产物发挥作用的直接微观证据,有助于厘清绿色投资者能否有效改善企业环境实践的争论。现有文献重点关注政策层面的制度压力和来自市场层面的消费者压力(Fernando等,2016)^[15],鲜有文献基于制度逻辑理论,探究绿色投资者在实现环境逻辑目标时,不仅以股东身份发挥外部治理作用,而且还能在金融领域中传播环境逻辑的文化规范和价值观而发挥规范作用。第二,本文尝试从绿色投资者这一市场实践主体来解构绿色金融与绿色创新的内在逻辑,为创新绿色金融的市场化解决方案提供新思路。随着市场化解决方案日益成为我国政府的重要环境政策选择,部分研究关注于经济学框架下的排污费征收、排污权交易的政策评估,部分研究关注于绿色信贷等金融政策的评估,然而这些机制可能都会促使企业将环境视为一种要素投入,只要产出高于投入,污染就很难有效控制,使其在环境改善方面的成效大打折扣(Dasgupta等,2001)^[16]。现有研究未将市场实践方案与国家政策置于同一框架下来分析其协同驱动企业绿色创新的有效性。

二、制度背景与理论假设

1. 绿色投资者作为一种混合环境逻辑和金融逻辑的新型实践产物

一个组织场域往往是由两个或以上相互竞争、冲突的信念系统组成(Scott,1994)^[17]。组织实践必须与各种不同的环境相联系,其制度环境往往是多元的,一个寻求长期稳定、内部和外部支持的组织必须适应相互矛盾的结构要素,并应对多元制度要求,从而在组织领域中并不存在具有绝对支配地位的主导逻辑,而是有多种相互矛盾的逻辑可以同时限制和改变组织行为。因此,多元逻辑的共存和管理成为研究重点(梁强和徐二明,2018)^[18]。制度逻辑规定了“行为者应达到的最终目标和实现这些目标的手段”(Friedland和Alford,1991)^[19],将逻辑明确或隐含地分解为手段和目标是制度文献中较为普遍的做法。例如,Pache和Santos(2010)^[20]关注于同一组织内竞争逻辑的管理和共存,认为竞争逻辑间的兼容性应从“目标”和“手段”两个层面进行辨析,并且与手段冲突相比,目标冲突会带来更明确的争论或反抗,妥协的可能性更低。Greenwood等(2011)^[21]也认为逻辑间的兼容性取决于不同逻辑所达成的目标和使用手段之间的差异化程度和明确性。因此,分析制度逻辑的手段和目标有助于推进对逻辑兼容性和混合实践互补性的理论解释(Yan等,2021)^[9]。关于制度逻辑兼容性的文献聚焦两种及以上逻辑的目标在多大程度上是一致的,而本文将注意力转移到制度逻辑兼容性——目标一致下,混合实践手段间的相互作用。

环境逻辑已成为社会的主要原则之一。自Carson(1962)^[22]揭示了各类农药对大自然的破坏和对人类健康的威胁,掀起了全球首次的“绿色”抗议集会以来,环境良知作为一种文化现象在全球范围内兴起。随着政府和市场解决方案的提出,包括回收利用、可再生能源生产等实践的推动,保护环境已演变成一种系统的、独特的和稳定的制度逻辑,现有的市场实践经常遭到其价值观和目标的质疑。随着人们越发意识到环境问题所带来的气候恶化,大量基于环境原则倡议、认证和问责框架的自我、共同监管模式逐步出现,组织面临着将环境实践纳入其战略和运营的压力,从而环境实践越来越直接地与金融逻辑融合,并且随着环境逻辑不断渗透到金融领域,一种混合实践主体得以发展:绿色投资者,利用金融逻辑来实现其环境目标。

随着ESG投资理念在国内资本市场提速,金融机构受到了更多来自以社会和环境问题为中心的压力,虽然金融逻辑使其专注于最大化投资回报,限制了对其他社会目标的关注,但绿色投资者为了在投资领域获得合法性,可能借助道德和经济理由来实现其环境目标。首先,具有高可持续

性评级的基金吸引了更多的投资(Hartzmark和Sussman,2019)^[23],而且可持续性合规可能成为机构投资者组合中的一种风险管理手段(Chen等,2020)^[24]。这是因为机构股东的利益与单一股东不同,他们通常拥有代表整个资本市场的长期投资组合,不可避免地面临企业负外部性的风险,所以积极影响投资组合的环境承诺并最大限度地减少这些成本的总体风险敞口符合其最佳利益(Krüger,2015)^[25]。其次,绿色投资者通过应用各种筛选方法将其道德和信念与投资选择保持一致。部分投资者可能诉诸于纯粹的投资,即投资于生产可再生产品或节能技术的企业,而其他不愿失去多元化利益的投资者则投资于拥有废物管理实践、回收和有效利用资源的企业。最后,绿色投资者声称其可以提供卓越的投资业绩。如Bialkowski和Starks(2016)^[26]发现,在金融危机期间,流向社会责任基金的资金比流向传统基金的资金表现更优,对绩效的敏感性也更低。所以,为了在金融市场获得合法性,绿色投资者认为环境和金融逻辑不一定完全对立,可能存在一定的兼容性。

2. 绿色投资者对企业绿色创新的影响

由于利益相关者缺乏足够的信息来评估不同企业的环境足迹,信息不对称不仅影响企业当前的环境质量以及未来遏制污染的计划,而且要求利益相关者寻求企业当前和未来对环境承诺的信号。研究表明,社会责任、绿色投资者能够显著促进企业环境绩效(Dyck等,2019^[27];姜广省等,2021^[12])。然而相比于采取降低合规成本、“漂绿”等象征性环境实践,企业绿色创新能够传达环境立场的积极信号,不仅能够提高环境合法性(Berrone等,2017)^[28],而且有利于作为环境信号的主动接收者——绿色投资者提高其搜索效率和环境评估质量,成为企业应对环境压力和缓解信息不对称的优选方案。纵观企业绿色创新驱动因素的文献,部分学者根据“波特假说”,认为环境规制可能是诱发企业绿色创新的重要因素(李青原和肖泽华,2020)^[29],这支文献对后续的相关研究具有重要的借鉴意义,但是单独以环境规制为手段的政府政策的引导作用十分受限。另一支文献将视角聚焦于市场压力,基于利益相关者理论,认为机构投资者作为关键外部公司治理工具,通过较大的投票权、获取相关信息的能力来参与积极监督,从而促进企业绿色创新。如Kordsachia等(2022)^[30]从内容驱动和时间可持续性角度将可持续机构投资者分类为长期和负责任投资者,认为他们有望通过其投资决策、积极参与和监督来改善企业在减排、产品创新和资源利用方面的环境表现。这支文献更多是沿袭不同类型的机构投资者在企业行为中发挥差异化外部治理作用的范式,而忽略了绿色投资者可能发挥规范影响的作用。本文认为绿色投资者通过两种渠道促进企业绿色创新。

(1)直接外部治理。绿色投资者作为股东可以运用由金融逻辑提供的治理工具,比如通过“用手投票”和“用脚投票”的方式直接影响企业绿色创新。第一,由于单一持股比例较少,当他们发现管理者与自身投资可持续目标不一致的行为发生时,很可能通过征集委托代理权或者股东提案等方式来增加“绿色”投票话语权(姜广省等,2021)^[12]。鉴于绿色创新是协调经济增长与环境保护的关键因素,不仅是国家、社会等其他利益相关者的共同追求,也是提升企业绿色竞争力的现实需要(李青原和肖泽华,2020)^[29],这一提案很可能得到其他注重企业环境与经济效益“共赢”的投资者的认同。同时,由于信息搜寻成本的存在,通过对上市公司的调研获取私有信息以满足信息需求,为机构投资者与管理层的直接沟通行为提供了契机(陈小林和孔东民,2012)^[31],而且通过与管理层的私下沟通有助于避免正面冲突,更容易形成解决方案,来确保绿色创新提案得以实施。第二,由于绿色投资者持股比例少,难被锁定在企业中,可能会通过卖出自己所持股票来表达自己对企业的负面情绪,引发羊群效应,从而迫使企业绿色创新。由于绿色创新需要企业投入大量的时间、精力和金钱来进行基础性研究,并且需要经过仔细检查才能确保专利产品的新颖性和实用性。在该过程中企业承担了相当大的成本,这些成本对于不打算实施专利创新的企业来说是沉没的,因

此,绿色创新属于强烈的环境信号(Berrone等,2017)^[28]。企业采取降低合规成本的环境行动等发出微弱的信号可能被认为是机会主义(King和Lenox,2000)^[32],并受到道德评估的影响(Lange和Washburn,2012)^[33],甚至被贴上企业不诚实、不可靠的标签。在许多情况下,一些环保积极分子对那些声称自己是道德的、环保的,然后被发现有多不良表现的公司会更加愤怒(Lyon和Maxwell,2011)^[34]。对于绿色投资者来说,以明确的环境使命进行投资,是实现可持续性活动的重要组成部分,可以视为金融部门的环保积极分子。如果企业仅仅发出微弱的环境信号,很可能被指责为“漂绿”等,增加绿色投资者的愤怒成本。因此,采取“用脚投票”迫使企业采取相应的修正措施。

(2)间接规范影响。绿色投资者可能通过塑造规范和文化影响企业绿色创新。从西方发达国家的成功经验来看,除了基于经济理论的治污机制之外,还存在其他的策略。而依靠社会力量形成一种保护环境的社会规范是最理想的选择,不仅可以使社会成员主动减少对污染企业的投资和消费,还可以从源头上治理环境污染,如由于受到社会规范的约束,机构投资者(包括绿色投资者)往往倾向于减少对污染企业的投资(李培功和沈艺峰,2011)^[35],或者消费者通过产品选择权(环境友好型产品、绿色产品或服务的倾向)来影响企业绿色创新(Sarkar,2013)^[36],从而社会规范可能会成为一种非正式的环境治理机制。作为金融领域中环境逻辑的一个实例,绿色投资者不仅仅是为关注环境问题的企业提供资金,也是在金融领域传播环境逻辑的文化规范和价值观的工具(Yan等,2021)^[9]。首先,金融领域中绿色投资的增长可能被视为一种意料之外的“文化异常”,这是一种即将发生事情的征兆(Hoffman和Jennings,2011)^[37],就像矿井里的金丝雀一样——极易受有毒气体侵害的金丝雀是最重要的危险征兆。绿色投资者的存在可能预示着金融领域即将发生转变,即金融领域中的金融逻辑可能成为实现其他目标(如环境目标)的工具,与环境逻辑的关系变得更为兼容。传统上由金融逻辑决定的机构投资者一般基于风险和收益来制定使得企业价值最大化的投资决策,是最不可能传播环保理念的。鉴于目前对气候变化政策的讨论和碳融资的各种规定,环境问题可能会对企业商业模式和未来估值产生关键影响,机构投资者越来越可能将能够减少投资风险的环境支出视为有效投资(Mahoney和Roberts,2007)^[38],甚至可能会放弃财务回报来换取“道德红利”(Ainsworth等,2018)^[39]。所以,随着环境逻辑在社会中的总体流行程度增大,金融逻辑更可能作为一种兼容的手段而存在。这与社会运动理论家提出的“尼克松在中国”效应类似,仅仅是绿色投资者的存在可能就有助于挑战企业对采取环境实践持有“增加成本”的消极态度。其次,绿色投资者融合了环境和金融逻辑,其除了坚持绿色是一种道德和社会责任外,还可能出于与财务目标一致的工具性原因说服企业绿色创新。绿色创新是一个重大的战略机遇,不仅可以避免政府监管部门的惩罚来降低合规成本,而且能够获得商誉和声誉收益,实施绿色创新的企业一般被看作是政府、投资者和媒体倡导的新兴和有前景的企业(Mrkajic等,2019)^[40],甚至可以防止政府出台更严格的法规而导致合规成本的整体上升(Lyon和Maxwell,2011)^[34],不可逆的整体成本上升显然不符合拥有着大部分资本市场长期投资组合的绿色投资者的最佳利益。因此,相对于没有绿色投资者的企业,绿色投资者很可能在企业中发挥环保主义文化先锋的作用。由于绿色投资者在企业中持股比例较小,其道德和工具性论点可能会对企业产生更大的影响。所以,企业的绿色投资者能够共同帮助形成一种社会规范来促进企业绿色创新。

因此,本文提出如下假设:

H₁:相对于不存在绿色投资者的企业,存在绿色投资者的企业绿色创新水平更高。

3. 环境规制影响下的绿色投资者与企业绿色创新

保护环境的国家政策通常使用国家逻辑作为手段,以环境逻辑为目标,可以视为一种混合实践。国家政策和市场实践之间的互补性问题可以从制度逻辑的角度重新定义为文化和物质手段之

间的兼容性问题,这些实践用来达到类似目标(如环境逻辑)。中央享有环境立法权,地方是相关立法的执行者。这种模式虽然有正当的制度逻辑,但是环保事权难以根除中央和地方环境执法中“委托—代理”组织困境,使得“自上而下”的压力型治理模式难以确保政策在地方得到有效实施。所以政策的有效性受制于地方政府的执政能力和配合程度。地方政府的执行不力使得我国环境状况在某些关键指标上甚至出现了恶化(Zhang和Wen,2008)^[41]。新标准出台标志着我国的环境管理目标从环境污染控制转向环境治理改善,其实施明显加强了地区规制力度(张琦等,2019)^[14]。相较于碳排放权交易等市场型环境规制,新标准执行力度更大,对地方政府和企业加强环境治理都产生了最直接、最有威慑力的压力。因此,本文将新标准作为体现国家逻辑的政策实践来考察市场实践和国家政策之间的互补性问题。

一方面,在新标准实施后,社会公众、上级政府和新闻媒体等外部观察者相对容易准确评估企业环境治理实施程度,企业通过购买更为环保的生产设备等降低合规成本方式来达到短期内快速满足地方政府的监管要求,更可能被环保积极分子认为是机会主义,并受到强烈的批评和质疑,以表明其未采用实质性的环境实践(Lange和Washburn,2012)^[33]。因此,新标准实施后,不存在绿色投资者的企业,不得不致力于自身的污染气体排放量的监测和控制,由于缺少环保积极分子的监督,其更可能采用短期内能够满足政府要求的象征性环境实践;而存在绿色投资者的企业更可能会将环境实践嵌入组织运营和内部检查等核心活动中,企业更不可能采取象征性行为,而是通过有效的环境管理系统来实现绿色创新,提高自身的行业竞争力,达到甚至超过地方政府的监管要求,获得地方政府的认可,从而获得环保和创新补贴等政策支持,这也在一定程度上弥补了企业承担的环保成本,并且与环境规制具有共同的环境目标会增强绿色投资者说服力和积极性。因此,新标准实施后,试点城市中的企业更容易被绿色投资者说服进行绿色创新。

另一方面,国家的中心地位和主导地位很可能使同质信念制度化,即环境保护主要是由遵守国家法规推动的(DiMaggio和Powell,1983)^[42],这种信念可能为新的混合实践主体的合法性留下更少的空间。企业更可能认为环境政策应该由政府制定和推动,而投资者在这方面的合法性诉求受到抑制。当地方政府更多地参与环境等公共池资源的管理时,私人主动干预的非法性可能会更大。企业采取绿色创新等自愿的环境实践可以成为企业生态声誉和竞争优势的来源,并且通过自愿性标准可以阻止政府出台更严格的法规(King和Lenox,2000^[32];Lyon和Maxwell,2011^[34]),当法规更加严格时,监管合规就成为了经营的许可,从而阻碍了绿色投资者的发展。在这种情况下,绿色投资者出于道德准则和工具性论点而不再具有说服力。因此,新标准的实施可能抑制绿色投资者对绿色创新的影响。

综上所述,本文提出如下假设:

H_{2a} :相对于不存在绿色投资者的企业,存在绿色投资者的企业对企业绿色创新的促进作用在新标准实施后显著增强。

H_{2b} :相对于不存在绿色投资者的企业,存在绿色投资者的企业对企业绿色创新的促进作用在新标准实施后显著减弱。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取2005—2020年沪深A股上市公司数据作为初始样本。根据研究需要,对初始样本进行如下处理:(1)剔除金融类行业和ST等类型的公司;(2)剔除变量观测值缺失的样本;(3)为了消除异常值的影响,对主要连续变量按照上下1%进行缩尾处理。绿色专利数据来源于中国研究

数据服务平台(CNRDS),74个试点城市名单是根据环保部发布的《空气质量新标准第一阶段监测实施方案》手工收集;其他数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。经过上述处理后,最终获得32977个公司一年度观测值。依据证监会《上市公司行业分类指引》(2012年修订版)二位数行业代码对公司所属行业进行划分。

2. 计量模型与变量选取

为了检验假设 H_1 , 本文构建如下模型:

$$IPC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GI_{i,t} + \sum \gamma_i Control_{i,t} + \eta_i + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,因变量为绿色创新(IPC)。由于专利申请表示对应的技术方案已经成熟并投入使用,并且专利申请数量受申请专利机构工作效率等外部因素影响较低(齐绍洲等,2018)^[5],因此,本文以绿色专利申请情况作为绿色创新的代理变量,测量为企业当期绿色专利申请量加1取自然对数,该值越大,企业绿色创新水平越高,同时采用发明(IPC_{inv})和实用新型绿色专利(IPC_{um})考察企业绿色创新的质量,测量均为申请量加1取自然对数。

自变量为绿色投资者(GI)。借鉴现有研究(姜广省等,2021)^[12]的做法,从国泰安数据库(CSMAR)的基金市场系列获取基金主体信息表以及股票投资明细表,对基金的投资目标和投资范围根据关键字查找,若出现投资于环保、生态、绿色、新能源开发等领域时,则认定为绿色投资者,若上市公司中存在这类投资基金时,则说明该公司存在绿色投资者,取值为1,否则为0。

控制变量包括一组变量。参考现有研究(张杰等,2015^[43]; Amore 和 Bennedsen,2016^[44]; 齐绍洲等,2018^[5])的做法,控制变量包括:股权集中度($Fshare$)、机构投资者持股($Inshare$)、企业规模($Size$)、盈利能力(Roa)、负债水平($Debt$)、资本密集度($Density$)、增长性($Growth$)、产权性质($Type$)、自由现金流($Cash$)、企业年龄(Age)、两职兼任($Dual$)、董事会规模($Board$)。另外,本文同时考虑了时间固定效应(η_i)和企业固定效应(λ_i)。

为了研究在外生政策冲击下,受环境规制的影响,相对于不存在绿色投资者的企业,存在绿色投资者对企业绿色创新的诱发作用是否会增强或减弱,借鉴 Gilje 和 Taillard(2016)^[45]的做法,利用 DID 分析法,构建如下模型(2)^①来检验假设 H_2 。

$$IPC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GI_{i,t} \times Time + \alpha_2 GI_{i,t} + \sum \gamma_i Control_{i,t} + \eta_i + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,新标准实施后(即2013年及以后), $Time$ 的取值为1,新标准实施前(即2012年及以前), $Time$ 的取值为0,其中,交乘项 $GI_{i,t} \times Time$ 的系数 α_1 是本文关注的核心,它衡量了新标准实施后,绿色投资者对企业绿色创新的诱发作用的变化,同样,本文同时考虑了时间固定效应(η_i)和企业固定效应(λ_i),其他变量与模型(1)一致。变量测度方法如表1所示。

表1 变量定义

变量类型	符号	变量名称	变量定义
因变量	IPC	绿色创新	企业当期绿色专利申请量加1取自然对数
	IPC_{inv}	发明型绿色创新	企业当期绿色发明专利申请量加1取自然对数
	IPC_{um}	实用新型绿色创新	企业当期绿色实用新型专利申请量加1取自然对数
自变量	GI	绿色投资者	若企业存在绿色投资者为1,否则为0

① 由于企业新增绿色投资者持股或存在退出的情况, GI 未与企业固定效应共线,故将其保留在模型中;而 $Time$ 变量与时间固定效应共线,从而将其从模型中删除。

续表 1

变量类型	符号	变量名称	变量定义
控制变量	<i>Fshare</i>	股权集中度	第一大股东持股数量(股数)与企业总股份(股数)的比例
	<i>Inshare</i>	机构投资者持股	机构投资者持股数量(股数)与企业总股份(股数)的比例
	<i>Size</i>	企业规模	企业总资产的自然对数
	<i>Roa</i>	盈利能力	企业总资产收益率
	<i>Debt</i>	负债水平	企业总负债与总资产的比例
	<i>Density</i>	资本密集度	(固定资产总额/员工人数)的自然对数
	<i>Growth</i>	增长性	(本期营业收入 - 上一期营业收入)/上一期营业收入
	<i>Type</i>	产权性质	当企业实际控制人为国有性质时为 1, 否则为 0
	<i>Cash</i>	自由现金流	经营活动产生的现金流与总资产的比例
	<i>Age</i>	企业年龄	企业成立时间的自然对数
	<i>Dual</i>	两职兼任	若企业董事长和总经理由同一个人兼任为 1, 否则为 0
	<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数(个)

四、实证结果分析

1. 描述性统计

表 2 列示了变量的描述性统计结果,可以看出,绿色专利申请量的均值为 0.330,最小值为 0,结合企业绿色专利类型来看,绿色发明专利申请量的均值为 0.223,比绿色实用新型专利申请量的均值高 0.027。这表明样本企业绿色专利还较少,甚至还有部分企业没有绿色专利,并且绿色发明专利略高于实用新型专利。*GI* 的平均值为 0.285,表明约有 28.5% 的样本企业存在绿色投资者。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>IPC</i>	32997	0.330	0.768	0	7.085	<i>Debt</i>	32997	0.447	0.204	0.052	0.900
<i>IPC_inv</i>	32997	0.223	0.617	0	6.590	<i>Density</i>	32997	12.810	1.096	9.958	15.976
<i>IPC_um</i>	32997	0.196	0.556	0	6.146	<i>Growth</i>	32997	0.175	0.424	-0.617	2.783
<i>GI</i>	32997	0.285	0.451	0	1	<i>Type</i>	32997	0.434	0.496	0	1
<i>Inshare</i>	32997	0.291	0.235	0	0.947	<i>Cash</i>	32997	0.048	0.072	-0.181	0.253
<i>Fshare</i>	32997	0.352	0.152	0.003	0.900	<i>Age</i>	32997	5.187	0.423	2.565	6.627
<i>Size</i>	32997	22.102	1.318	17.122	28.636	<i>Dual</i>	32997	0.234	0.424	0	1
<i>Roa</i>	32997	0.035	0.062	-0.284	0.197	<i>Board</i>	32997	8.779	1.801	3	20

2. 绿色投资者与企业绿色创新的基准回归结果

表 3 列示了绿色投资者对企业绿色创新影响的回归结果。其中,前两列列示了全样本中去除和加入控制变量后的回归结果,后两列列示了 74 个试点城市样本中去除和加入控制变量后的回归结果^①。变量 *GI* 的估计系数在四列模型中均显著为正。这说明,企业中存在绿色投资者会促进企业绿色创新,即假设 H_1 得到支持。

① 考虑到新标准的实施是先在 74 个试点城市展开,对其他城市呈现震慑效应而后推向全国的政策,为消除采用全国样本对基准回归结果准确性的担忧,所以本文分别对全国样本和试点城市样本进行检验。

从控制变量来看,企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)与被解释变量在1%水平上显著正相关,说明企业规模越大、企业成立时间越长,越可能积累研发经验和人力资本,并具有较强的创新意识(张杰等,2015)^[43];企业增长性(*Growth*)与被解释变量在1%水平上显著负相关,说明管理层追求短期收益的目标可能会抑制企业绿色创新。

表3 绿色投资者与企业绿色创新

变量	IPC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	试点城市样本	试点城市样本
<i>GI</i>	0.0591 *** (0.0108)	0.0486 *** (0.0106)	0.0593 *** (0.0124)	0.0466 *** (0.0121)
<i>Inshare</i>		0.0266 (0.0249)		0.0196 (0.0280)
<i>Fshare</i>		-0.1338 ** (0.0676)		-0.1102 (0.0838)
<i>Size</i>		0.0452 *** (0.0105)		0.0505 *** (0.0127)
<i>Roa</i>		0.0239 (0.0705)		0.0201 (0.0827)
<i>Debt</i>		-0.0038 (0.0390)		-0.0388 (0.0464)
<i>Density</i>		-0.0041 (0.0070)		-0.0039 (0.0078)
<i>Growth</i>		-0.0340 *** (0.0062)		-0.0265 *** (0.0075)
<i>Type</i>		0.0215 (0.0225)		0.0006 (0.0289)
<i>Cash</i>		-0.0601 (0.0510)		-0.0719 (0.0613)
<i>Age</i>		0.2115 *** (0.0588)		0.2764 *** (0.0685)
<i>Dual</i>		-0.0088 (0.0146)		0.0010 (0.0180)
<i>Board</i>		0.0052 (0.0040)		0.0141 *** (0.0046)
常数项	0.1433 *** (0.0148)	-1.7008 *** (0.3290)	0.1680 *** (0.0183)	-2.1509 *** (0.3833)
企业/时间固定效应	是	是	是	是
观测值	32997	32997	25099	25099
调整 R ²	0.039	0.044	0.036	0.043

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为考虑异方差的稳健型标准误,下同

3. 新标准实施:绿色投资者对企业绿色创新的影响

本文利用双重差分(DID)方法实证检验假设 H_2 , 回归结果如表 4 所示。其中,第(1)和第(2)列分别列示了全样本和 74 个试点城市的样本企业在新标准实施前后,绿色投资者对企业绿色创新诱发作用的差异。结果显示,交乘项 $GI \times Time$ 的估计系数显著为正,表明相对于新标准实施前,绿色投资者在新标准实施后对企业绿色创新的诱发作用显著增强,假设 H_{2a} 成立,假设 H_{2b} 不成立。第(3)和第(4)列则进一步考察了在新标准实施前后 4 年的时间观测窗口期内的差异,回归结果保持不变。

表 4 新标准实施:绿色投资者与企业绿色创新的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本
$GI \times Time$	0.1145*** (0.0283)	0.1092*** (0.0347)	0.0771*** (0.0285)	0.0696** (0.0346)
GI	-0.0432* (0.0241)	-0.0417 (0.0299)	-0.0467* (0.0244)	-0.0376 (0.0300)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是
观测值	32997	25099	16697	12623
调整 R ²	0.046	0.044	0.022	0.019

此外,本文借鉴 Deschênes 等(2017)^[46]的方法,采用事件研究法来进行平行趋势与动态效应检验。本文选取新标准实施前一年(2012 年)为基期。从图 1 可以看出,在新标准实施前,交乘项 $GI \times year_{05-11}$ 的估计系数的置信区间均包含 0,意味着 DID 分析法的平行趋势假设得到满足。这表明无论是否存在绿色投资者,两类企业绿色专利申请量变化均未表现出显著的趋势性差异,并且从动态效应的结果看,新标准实施后的多数年份中,存在绿色投资者的企业绿色创新的增加程度均显著高于其他企业,产生了长期稳定的作用。

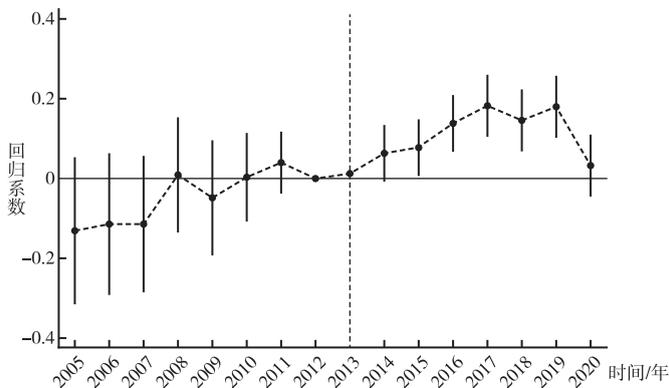


图 1 平行趋势检验

4. 内生性处理和稳健性检验

为保证研究结论的稳健性,本文进行了一系列的稳健性检验:

(1) Heckman 两阶段估计方法。借鉴姜广省等(2021)^[12]的处理方式,选取公司当期所属行业的其他公司平均绿色投资者持股比例($Industry_GI$)和公司当期所在省份的其他公司平均绿色投资

者持股比例(*Province_GI*)作为工具变量,它们符合工具变量相关性和外生性的要求。通过第一阶段的回归结果计算逆米尔斯比(*IMR*),然后将 *IMR* 代入第二阶段模型进行拟合。由表 5 第(1)~(4)列结果显示,虽然 *IMR* 回归系数显著为正,但第(1)和第(3)列中 *GI* 的估计系数仍然显著为正,第(2)和第(4)列中 *GI* × *Time* 的估计系数仍然显著为正,这表明,在控制了选择性偏差问题、遗漏变量问题后,研究结论仍然成立。

表 5 Heckman 两阶段估计和 PSM 检验方法

变量	IPC							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	全样本	试点城市样本	试点城市样本	全样本	全样本	试点城市样本	试点城市样本
<i>GI</i> × <i>Time</i>		0.0859 *** (0.0262)		0.0797 ** (0.0317)		0.1145 *** (0.0283)		0.1092 *** (0.0347)
<i>GI</i>	0.0453 *** (0.0105)	-0.0233 (0.0229)	0.0441 *** (0.0120)	-0.0202 (0.0280)	0.0486 *** (0.0106)	-0.0432 * (0.0241)	0.0466 *** (0.0121)	-0.0417 (0.0299)
<i>IMR</i>	0.1591 *** (0.0308)	0.1501 *** (0.0299)	0.1547 *** (0.0374)	0.1463 *** (0.0363)				
控制变量	控制							
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	32987	32987	25090	25090	32997	32997	25099	25099
调整 R ²	0.050	0.050	0.048	0.048	0.044	0.046	0.043	0.044

(2)倾向得分匹配法(PSM)检验。本文根据企业是否存在绿色投资者,采用倾向得分匹配法(PSM)来进一步分析绿色投资者对企业绿色创新的影响效应。在进行 PSM 回归分析之前,需要进行平衡性检验,检验结果表明^①,匹配后所有协变量的标准化偏差小于 5%。对比匹配前的结果,所有变量的标准化偏差均大幅缩小,说明所有协变量都通过了平衡性检验。然后使用 $n = 8$ 的最近邻匹配法对配对后的样本做回归,由表 5 第(5)和第(7)列的结果可知,*GI* 的系数显著为正,由第(6)和第(8)列的结果可知,*GI* × *Time* 的系数显著为正,这与基本分析中的结果相一致,表明在考虑了内生性问题之后,研究结论仍然成立。另外,根据计算的 ATT 效应,在进行匹配后,*GI* 对绿色创新的 ATT 效应仍然显著为正,这也进一步说明了绿色投资者确实促进了企业绿色创新。

(3)在构建新标准实施下绿色投资者与企业绿色创新的关系效应时,本文使用了 DID 模型,但是绿色投资者存在动态变化,为满足标准 DID 要求,本部分在剔除存在绿色投资者进入又退出的样本之后,重新进行回归^②。由表 6 的结果可以看出,*GI* × *year*₀₉₋₁₁ 的估计系数均未达到显著水平,

① 限于篇幅,检验结果备索。

② 由于剔除绿色投资者变动样本后,2005—2008 年每年存在绿色投资者的样本数非常少,仅为 2,所以,进一步将时间观测窗口期限定在 2009—2020 年,并以政策实施前一年为基期,采用事件研究法进行平行趋势检验,结果仍然不变。

意味着 DID 分析法的平行趋势假设得到满足,并且 $GI \times Time$ 变量显著为正,这说明,在满足了标准 DID 要求后,研究结论仍然成立。

表 6 剔除绿色投资者变动样本的回归结果

变量	IPC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本
$GI \times Time$	0.4368 ** (0.1967)	0.4055 ** (0.2041)		
$GI \times year_{09}$			-1.0940 (0.9878)	-1.0828 (1.0018)
$GI \times year_{10}$			-0.3828 (0.5136)	-0.3831 (0.5146)
$GI \times year_{11}$			-0.2310 (0.2402)	-0.1341 (0.2206)
$GI \times year_{13}$			0.1152 (0.1232)	0.1296 (0.1214)
$GI \times year_{14}$			0.1596 (0.1505)	0.1701 (0.1486)
$GI \times year_{15}$			0.4208 *** (0.1549)	0.3900 ** (0.1580)
$GI \times year_{16}$			0.3633 ** (0.1595)	0.3764 ** (0.1674)
$GI \times year_{17}$			0.4206 *** (0.1542)	0.4393 *** (0.1580)
$GI \times year_{18}$			0.3861 ** (0.1583)	0.4051 ** (0.1606)
$GI \times year_{19}$			0.3944 ** (0.1562)	0.3526 ** (0.1614)
$GI \times year_{20}$			0.1913 (0.1557)	0.1980 (0.1600)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是
观测值	7818	5955	7818	5955
调整 R ²	0.030	0.036	0.038	0.045

(4)其他稳健性检验。①本文将上市公司中存在的绿色投资者个数作为绿色投资者的替代变量,用企业当年申请的绿色专利数量与其当年申请的所有专利数量的比例作为企业绿色创新的替

代变量,重复上述检验,结果并未发生改变(如表7第(1)~(4)列所示)。②考虑到企业绿色创新成果的形成需要一定时间,本文将自变量和控制变量滞后一期后,重复上述检验,结果并未发生改变(如表7第(5)和第(6)列所示)。

表7 稳健性检验:变量替换和滞后期

变量	IPC					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$GI \times Time$		0.1098*** (0.0350)		0.004** (0.002)		0.1014*** (0.0330)
GI	0.0762*** (0.0131)	-0.0253 (0.0304)	0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.0366*** (0.0109)	-0.0482* (0.0291)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	32997	32997	32997	32997	28470	28470
调整 R ²	0.048	0.049	0.013	-0.111	0.041	0.042

注:本表汇报的是全样本的回归结果,试点城市样本的回归结果保持一致,限于篇幅未汇报,备索

五、机制检验

在上文中已经得到绿色投资者促进企业绿色创新的经验证据,本部分重点分析绿色投资者促进企业绿色创新的作用机制。

1. 融资约束的作用机制

企业对外部合法性压力的反应取决于企业内部资源,面临的融资约束更可能是阻碍企业实施绿色创新的关键因素。鉴于在投资意义上,绿色投资者会抵制未使用绿色技术的公司,风险分担机会的减少使得其他投资者因承担更高风险而期望高回报,这可能增加了这类公司的资本成本。在环保积极分子的监督下,存在绿色投资者的企业环境立场可能难以伪造(Berrone等,2017)^[28],他们更可能发出强烈的环境信号(如更积极的进行绿色认证、绿色技术研发),从而提高企业的环境合法性,这有助于建立声誉和培养利益相关者的乐观情绪,从社会责任感强的投资者手中获取信用,从而提高融资便利性,有效缓解绿色创新所面临的融资困境。借鉴Hadlock和Pierce(2010)^[47]提出的SA指数来衡量融资约束,使用企业规模和年龄变量构建SA指数,计算SA指数的公式为: $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,该指数为负且绝对值越大,说明企业受到的融资约束程度越大。然后借鉴李青原和肖泽华(2020)^[29]的做法,引入虚拟变量 $Constraint$,当企业SA指数取值低于样本中位数时, $Constraint$ 取值为1,否则为0。表8第(1)和第(2)列分组检验结果显示,不存在绿色投资者的企业中, $Constraint$ 的估计系数在1%水平上显著为负;而存在绿色投资者的企业中, $Constraint$ 的估计系数不显著。说明绿色投资者在一定程度上降低了融资约束对企业绿色创新的不利影响。

2. 管理层短视的作用机制

根据前文所述,绿色投资者除了作为股东参与企业治理之外,也成为金融领域中传播环境逻辑的文化规范和价值观的工具,绿色投资者的道德和工具性论断都可能对企业产生更大的影响,从而存在绿色投资者的企业更有利于形成一种社会规范,即企业应该改善其环境绩效(Yan等,

2021)^[9]。而管理层在企业的可持续战略选择、资源配置上起着重要的作用,作为决策者关注什么问题 and 回答他们做什么的问题,都取决于他们所处的特定情境,如果绿色投资者能够在企业内部形成一种改善环境绩效的社会规范,那么应该可以降低管理层短视。由于绿色创新是一项收益和风险都充满不确定性的长期过程,管理层短视显然不利于企业绿色创新。本文借鉴虞义华等(2018)^[48]的做法,使用企业当前短期投资与期初企业总资产的比例(*Short1*)来直接度量企业管理层短视程度,在 2007 年以前使用“短期投资净额”,之后采用“交易性金融资产”“可供出售金融资产净额”“持有至到期投资净额”三个科目之和来度量企业短期投资。回归结果如表 8 第(3)和第(4)列所示,管理层短视(*Short1*)的回归系数在 $GI = 1$ 的样本中不显著,而在 $GI = 0$ 的样本中显著为负,这意味着绿色投资者在一定程度上降低了管理层短视对企业绿色创新的不利影响。另外,由于管理者的预期任期是影响由代理问题产生的管理层短视的一个重要因素,本文也使用 CEO 预期任期作为管理层短视程度的衡量指标(*Short2*)。回归结果如表 8 第(5)和第(6)列所示,*Short2* 回归系数在 $GI = 1$ 的样本中显著为正,而在 $GI = 0$ 的样本中,*Short2* 的估计系数不显著,表明存在绿色投资者的企业中 CEO 预期任期越长,更注重公司的长远发展,短视程度越低,企业绿色创新水平越高。

表 8 机制检验

变量	IPC					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$GI = 1$	$GI = 0$	$GI = 1$	$GI = 0$	$GI = 1$	$GI = 0$
<i>Constraint</i>	0.0109 (0.0279)	-0.0284 ** (0.0122)				
<i>Short1</i>			0.0772 (0.2124)	-0.1654 ** (0.0657)		
<i>Short2</i>					0.0032 * (0.0017)	0.0002 (0.0006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9396	23601	9396	23601	7883	20593
调整 R ²	0.063	0.029	0.063	0.029	0.067	0.028

3. 规范作用检验

绿色投资者以环境逻辑为投资目标,在引导企业追求经济利益的同时,更会重视环境责任,这意味着获得绿色投资者持股的企业向金融界证明可持续性占据企业商业模式的中心地位。如果绿色投资者有助于在投资领域形成一种社会规范来约束企业的环境实践,那么,当企业出现绿色投资者退出现象时,虽然这类投资者可能由于持股比例较低不会对其他投资者的风险分担机会产生较大影响,但是这一退出现象可能会向资本市场传递消极信号,即企业“绿色成分”可能被高估,甚至出现“注意力负面偏差”的问题,这可能会增加市场投资者的疑虑和负面因果归因,从而降低其投资该公司的可能性。此外,由于绿色投资者在金融领域形成的文化规范具有一定的延续性,所以这种规范并不会因绿色投资者退出而消失,在这种情况下,这类企业可能会面临更高的权益融资成

本,从而更倾向于通过债权市场融资。因此,本部分借鉴李培功和沈艺峰(2011)的做法^[35],检验在绿色投资者形成的文化规范下,绿色投资者退出的企业是否更多的使用债务而不是股票进行融资,使用如下回归模型对企业的融资政策进行分析:

$$Debt_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DGI_{i,t} + \sum \gamma_i Control_{i,t} + \eta_i + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Debt_{i,t}$ 为企业债务融资指标,衡量为公司总负债与总资产的比例, DGI 为虚拟变量,如果上期企业存在绿色投资者,而当期不存在绿色投资者时,取值为1,否则为0; $Control$ 为一系列控制变量,包括 $Size$ 、 Roa 、 $Tang$ 、 Mb ,同时还考虑了时间固定效应(η_i)和企业固定效应(λ_i)。 $Size$ 、 Roa 测量均同上; $Tang$ 为可抵押资产率,用固定资产与总资产的比例表示; Mb 为企业年末市值账面比。回归结果如下所示(括号中的数字为标准误):

$$Debt_{i,t} = -1.031 + 0.004DGI + 0.033Tang_{i,t} - 0.716Roa_{i,t} - 0.006Mb_{i,t} + 0.071Size_{i,t}$$

(0.025) (0.001) (0.018) (0.024) (0.001) (0.004)

DGI 变量的回归系数在1%水平上显著为正。这意味着,在控制可能的影响因素后,存在绿色投资者退出企业的债务融资要比其他类型企业高出0.4%,这支持本文关于绿色投资者有助于形成的社会规范对企业绿色融资决策作用的结论。

六、扩展性分析

1. 异质性分析

第一,新标准实施后,绿色投资者对企业绿色创新的诱发效应可能会受到行业差异的影响。新标准实施后,重污染企业作为地方政府环境监管的重点对象,可能面临更为严格的惩罚机制,而当法规更加严格时,监管合规就成为了经营的许可,从而绿色投资者的道德和工具性论点不再具有说服力;而对于非重污染企业,本身面临较低的环境管制压力,企业采取绿色创新等自愿的环境实践可以成为企业生态声誉、社会接受度和竞争优势的来源,并且通过自愿性标准可以阻止政府出台更严格的法规(Lyon和Maxwell,2011)^[34],绿色投资者更能说服企业绿色创新。因此,本文认为,新标准实施后,相比重污染企业,绿色投资者对非重污染企业绿色创新的促进作用更强。

第二,新标准实施后,绿色投资者对企业绿色创新的诱发效应可能受到产权性质差异的影响。在新标准实施以后,地方官员的环境治理动机被充分激发,使得地方政府在环境治理监督和执行中缺位问题减少,对国有企业的环境违规行为难以表现出“庇护效应”。地方政府可能会通过各种机制加强环境逻辑,包括法律的规范影响,地方法规政策可能被视为较低标准,这为绿色投资者等其他行为者的合法性留下更多空间。因此,本文认为,新标准实施后,相比非国有企业,绿色投资者对国有企业绿色创新的促进作用更强。

为此,本文检验新标准实施后,不同污染程度行业、产权性质企业中,绿色投资者对企业绿色创新诱发效应的差异。根据卢建词和姜广省(2022)^[49]的做法,本文将不同污染程度行业分为重污染行业和非重污染行业、不同产权性质企业分为国有企业和非国有企业。检验结果如表9所示。在全样本(试点城市样本)中, $GI \times Time$ 系数在重污染行业子样本中均不显著,在非重污染行业子样本中均显著为正;但是,在国有企业子样本和非国有企业子样本中均显著,采用费舍尔组合检验(reps = 100)后,经验p值分别为0.46、0.45。这说明组间系数差异不显著。综上表明新标准实施后,相比重污染行业企业,绿色投资者对非重污染行业内企业绿色创新的诱发效应更强;而在国有企业和非国有企业中,绿色投资者对企业绿色创新的诱发效应无差异性,这可能是由于新标准的实施虽然激发了地方官员的环境治理动机,但往往将环境治理压力传导给辖区内的重污染企业,而对国有企业的处罚力度仍可能轻于其他企业,即对国有企业可能仍然存在一定的“庇护效应”。这也与张琦等(2019)^[14]的理论逻辑一致。

表 9 异质性检验

变量	IPC							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本
	重污染行业		非重污染行业		国有企业		非国有企业	
$GI \times Time$	0.0680 (0.0462)	0.0250 (0.0681)	0.1378*** (0.0362)	0.1443*** (0.0403)	0.0953** (0.0387)	0.0814* (0.0476)	0.0932** (0.0427)	0.0938* (0.0508)
GI	-0.0105 (0.0402)	0.0142 (0.0601)	-0.0634** (0.0307)	-0.0663* (0.0345)	-0.0286 (0.0297)	-0.0257 (0.0365)	-0.0303 (0.0394)	-0.0280 (0.0474)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	13428	8473	19569	16626	14321	10579	18676	14520
调整 R ²	0.047	0.034	0.050	0.052	0.067	0.058	0.034	0.037

2. 绿色创新质量：实质性创新还是策略性创新？

鉴于我国上市公司存在追求“数量”忽视“质量”的情况,本文借鉴李青原和肖泽华(2020)^[29]采取绿色发明专利数量来度量企业实质性绿色创新,而使用绿色实用新型专利数量来度量企业策略性绿色创新。如表 10 第(1)列和第(5)列所示,全样本中 GI 的估计系数分别为 0.0483 和 0.0216,均显著为正,第(2)列和第(6)列中,试点城市样本中 GI 的估计系数分别为 0.0461 与 0.0200,也均显著为正,说明在不考虑新标准实施前后的政策变化的情况下,绿色投资者能够促进企业实质性绿色创新与策略性绿色创新,但前者的促进作用更大。而在考虑新标准的政策冲击后,绿色投资者对企业实质性绿色创新的诱发作用显著提升(如第(3)和第(4)列所示),对于企业策略性绿色创新的诱发作用没有显著提升(如第(7)和第(8)列所示)。这可能是由于相对于绿色实用新型专利,绿色发明专利的技术含量更高,可以更有效地减少污染物排放,并且有助于企业在行业内保持竞争优势。根据利润最大化决策目标,如果实质性创新带来的环境规制成本节约与收益大于研发成本,企业更可能会通过发明专利来实现企业长期利润的最大化。在新标准实施后,面临严格的环境规制,从最大化企业长期利润角度出发绿色投资者更能说服企业开展含金量更高的实质性创新活动。

表 10 绿色投资者与企业绿色创新质量

变量	IPC_{inv}				IPC_{um}			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本
$GI \times Time$			0.1176*** (0.0233)	0.1111*** (0.0286)			0.0437* (0.0225)	0.0449 (0.0275)
GI	0.0483*** (0.0090)	0.0461*** (0.0105)	-0.0460** (0.0195)	-0.0437* (0.0243)	0.0216*** (0.0078)	0.0200** (0.0089)	-0.0134 (0.0191)	-0.0163 (0.0235)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 10

变量	IPC_inv				IPC_um			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	32997	25099	32997	25099	32997	25099	32997	25099
调整 R ²	0.041	0.041	0.043	0.043	0.033	0.031	0.033	0.032

七、结论与讨论

1. 研究结论

绿色投资者作为金融工具和环境目标的一种新型混合实践主体得以发展,是创新绿色金融重要的市场化解决方案。本文基于制度逻辑视角,以沪深 A 股上市公司为样本,研究发现:①绿色投资者可以促进企业绿色创新,并且在《环境空气质量标准(2012)》(新标准)实施后,绿色投资者对企业绿色创新的诱发作用显著增强,此结论在进行了平行趋势检验、内生性处理等系列检验后依然成立;②机制检验指出,绿色投资者通过发挥治理效应与规范效应来促进企业绿色创新,即绿色投资者不仅缓解了企业融资约束、减轻了管理层短视,还有助于形成社会规范效应;③扩展性分析指出,新标准实施后,绿色投资者对非重污染行业企业绿色创新的诱发作用显著提升,对重污染行业企业的诱发作用提升不显著,而绿色投资者对国有企业和非国有企业中绿色创新的诱发作用无显著差异;此外,新标准实施后,绿色投资者对实质性绿色创新的促进作用更强。

2. 实践启示

绿色金融是推进“双碳”目标实现的关键环节之一,绿色投资者作为推进绿色金融体系完善的重要主体,对促进企业绿色转型和高质量发展具有至关重要的作用和意义。因此,本文得出如下实践启示:

第一,从企业自身来看,应完善公司绿色治理机制。充分建立健全与绿色投资者等利益相关者的沟通渠道,调动利益相关者监督企业环境实践的积极性。作为企业掌舵人的管理层并非都具有长远的目光,各种损害股东和企业长远发展的短视行为屡见不鲜,综合来看,不利于企业绿色创新。企业需要进一步完善公司绿色治理机制,构建绿色投资者网络,充分发挥外部监督与规范机制的作用,减轻企业管理层短视,有利于全面提高其绿色治理能力。

第二,加快构建以绿色创新为导向的金融服务体系,加强对企业绿色创新活动的支持。中央统筹下,地方政府通过构筑财政、金融等有力有效的政策支持体系,进一步建立专向资金池、组建“纯”绿色基金等可持续金融来缓解企业融资约束问题,同时在扶持企业绿色创新的过程中,完善绿色技术认定标准,建立合理的评价制度,增加标准的透明度和清晰度,以增强企业发出环境行动信号的有效性。

第三,在环境规制的实施和监管过程中,不仅需要充分发挥不同规制工具的协同合力,还需要充分考虑企业的异质性。尽管具有强制性和严格性特征的新标准体现了正当的国家逻辑,但是却抑制了绿色投资者对重污染企业绿色创新的诱发作用。这意味着虽然共同的环境目标会增强绿色投资者的说服力和积极性以及促进企业积极主动开展绿色创新,但是也应防止政府制定过于严格的环境法规,以免可能会降低其他行为者在环境问题上的合法性。此外,针对不同类型的企业绿色创新特征需求给予政策支持,不断优化企业的融资环境,强化绿色信贷支持,鼓励企业加大对绿色技术研发的投资。

3. 研究局限

本文也存在一定的局限性。受到数据的限制,虽然本文使用管理层短视、融资约束、强化规范影响等来考察绿色投资者影响企业绿色创新的作用机制,但考虑到绿色投资者占总投资规模比例较小,这使得直接外部治理难以充分发挥作用,从而更应侧重间接规范途径,但两者对企业绿色创新的影响很难被分解和预测,后者并不能完全排除绿色投资者的直接治理机制。未来可以在这些方面进行进一步探讨。

参考文献

- [1] Pan, Z., L. Liu, S. Bai, and Q. T. Ma. Can the Social Trust Promote Corporate Green Innovation? Evidence from China [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2021, 28, (37): 52157 – 52173.
- [2] Rugman, A. M., and A. Verbeke. Corporate Strategies and Environmental Regulations: An Organizing Framework [J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19, (4): 363 – 375.
- [3] Ocasio, W., and S. L. Gai. Institutions: Everywhere but Not Everything [J]. *Journal of Management Inquiry*, 2020, 29, (3): 262 – 271.
- [4] Gibson, R., S. Glossner, P. Krueger, P. Matos, and T. Steffen. Responsible Institutional Investing around the World [R]. Swiss: Swiss Finance Institute, 2020.
- [5] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2018, (12): 129 – 143.
- [6] 刘金科, 肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. *北京: 经济研究*, 2022, (1): 72 – 88.
- [7] Flammer, C. Corporate Green Bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142, (2): 499 – 516.
- [8] Thornton, P. H., I. Ocasio, and M. Lounsbury. The Institutional Logics Perspective [M]. Oxford: Oxford University Press, 2012.
- [9] Yan, S., J. Almandoz, and F. Ferraro. The Impact of Logic (in) Compatibility: Green Investing, State Policy, and Corporate Environmental Performance [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2021, 66, (4): 903 – 944.
- [10] Reboledo, J. C., M. Quintela, and L. A. Otero. Do Investors Pay a Premium for Going Green? Evidence from Alternative Energy Mutual Funds [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2017, 73, (C): 512 – 520.
- [11] 彭斌, 彭绯. 绿色投资者对企业资本成本的影响 [J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2017, (4): 97 – 104.
- [12] 姜广省, 卢建词, 李维安. 绿色投资者发挥作用吗? ——来自企业参与绿色治理的经验研究 [J]. *北京: 金融研究*, 2021, (5): 117 – 134.
- [13] Bartley, T. How Foundations Shape Social Movements: The Construction of an Organizational Field and the Rise of Forest Certification [J]. *Social Problems*, 2007, 54, (3): 229 – 255.
- [14] 张琦, 郑瑶, 孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验 [J]. *北京: 经济研究*, 2019, (6): 183 – 198.
- [15] Fernando, Y., W. X. Wah, and M. S. Shaharudin. Does a Firm's Innovation Category Matter in Practicing Eco-Innovation? Evidence from the Lens of Malaysia Companies Practicing Green Technology [J]. *Journal of Manufacturing Technology Management*, 2016, 27, (2): 208 – 233.
- [16] Dasgupta, S., B. Laplante, and N. Mamingi. Pollution and Capital Markets in Developing Countries [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2001, 42, (3): 310 – 335.
- [17] Scott, W. R. Conceptualizing Organizational Fields: Linking Organizations and Societal Systems [A]. Derlien, H. U., U. Gerhardt, and F. W. Scharpt. *System Rationality and Partial Interests* [M]. Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, 1994.
- [18] 梁强, 徐二明. 从本体认知到战略行为偏向——制度逻辑理论评述与展望 [J]. *北京: 经济管理*, 2018, (2): 176 – 191.
- [19] Friedland, R., and R. R. Alford. Bringing Society Back in: Symbols, Practices, and Institutional Contradictions [A]. Powell, W. W., and P. J. DiMaggio. *The New Institutionalism in Organizational Analysis* [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1991.
- [20] Pache, A. C., and F. Santos. When Worlds Collide: The Internal Dynamics of Organizational Responses to Conflicting Institutional Demands [J]. *Academy of Management Review*, 2010, 35, (3): 455 – 476.
- [21] Greenwood, R., M. Raynard, F. Kodeih, E. R. Micelotta, and M. Lounsbury. Institutional Complexity and Organizational Responses [J]. *The Academy of Management Annals*, 2011, 5, (1): 317 – 371.
- [22] Carson, R. L. *Silent Spring* [M]. Boston: Houghton Mifflin Company, 1962.

- [23] Hartzmark, S. M., and A. B. Sussman. Do Investors Value Sustainability? A Natural Experiment Examining Ranking and Fund Flows[J]. *Journal of Finance*, 2019, 74, (6): 2789 – 2837.
- [24] Chen, T., H. Dong, and C. Lin. Institutional Shareholders and Corporate Social Responsibility[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 135, (2): 483 – 504.
- [25] Krüger, P. Corporate Goodness and Shareholder Wealth[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115, (2): 304 – 329.
- [26] Bialkowski, J., and L. T. Starks. SRI Funds; Investor Demand, Exogenous Shocks and ESG Profiles[C]. Working Papers in Economics 16/11, University of Canterbury, Department of Economics and Finance, 2016.
- [27] Dyck, A., K. V. Lins, L. Roth, and H. F. Wagner. Do Institutional Investors Drive Corporate Social Responsibility? International Evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131, (3): 693 – 714.
- [28] Berrone, P., A. Fosfuri, and L. Gelabert. Does Greenwashing Pay Off? Understanding the Relationship between Environmental Actions and Environmental Legitimacy[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 144, (2): 363 – 379.
- [29] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *北京: 经济研究*, 2020, (9): 192 – 208.
- [30] Kordsachia, O., M. Focke, and P. Velte. Do Sustainable Institutional Investors Contribute to Firms' Environmental Performance? Empirical Evidence from Europe[J]. *Review of Managerial Science*, 2022, 16, (5): 1409 – 1436.
- [31] 陈小林, 孔东民. 机构投资者信息搜寻, 公开信息透明度与私有信息套利[J]. *天津: 南开管理评论*, 2012, (1): 113 – 122.
- [32] King, A. A., and M. J. Lenox. Industry Self-regulation without Sanctions: The Chemical Industry's Responsible Care Program[J]. *Academy of Management Journal*, 2000, 43, (4): 698 – 716.
- [33] Lange, D., and N. T. Washburn. Understanding Attributions of Corporate Social Irresponsibility[J]. *Academy of Management Review*, 2012, 37, (2): 300 – 326.
- [34] Lyon, T. P., and J. W. Maxwell. Greenwash: Corporate Environmental Disclosure under Threat of Audit[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2011, 20, (1): 3 – 41.
- [35] 李培功, 沈艺峰. 社会规范、资本市场与环境治理: 基于机构投资者视角的经验证据[J]. *北京: 世界经济*, 2011, (6): 126 – 146.
- [36] Sarkar, A. N. Promoting Eco-innovations to Leverage Sustainable Development of Eco-industry and Green Growth[J]. *European Journal of Sustainable Development*, 2013, 2, (1): 171 – 224.
- [37] Hoffman, A. J., and P. D. Jennings. The BP Oil Spill as a Cultural Anomaly? Institutional Context, Conflict, and Change[J]. *Journal of Management Inquiry*, 2011, 20, (2): 100 – 112.
- [38] Mahoney, L., and R. W. Roberts. Corporate Social Performance, Financial Performance and Institutional Ownership in Canadian Firms[J]. *Accounting Forum*, 2007, 31, (3): 233 – 253.
- [39] Ainsworth, A., A. Corbett, and S. Satchell. Psychic Dividends of Socially Responsible Investment Portfolios[J]. *Journal of Asset Management*, 2018, 19, (3): 179 – 190.
- [40] Mrkajic, B., S. Murtinu, and V. G. Scalera. Is Green the New Gold? Venture Capital and Green Entrepreneurship[J]. *Small Business Economics*, 2019, 52, (4): 929 – 950.
- [41] Zhang, K. M., and Z. G. Wen. Review and Challenges of Policies of Environmental Protection and Sustainable Development in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2008, 88, (4): 1249 – 1261.
- [42] DiMaggio, P. J., and W. W. Powell. The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields[J]. *American Sociological Review*, 1983, 48, (2): 147 – 160.
- [43] 张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. *北京: 经济研究*, 2015, (10): 4 – 17.
- [44] Amore, M. D., and M. Bennesen. Corporate Governance and Green Innovation[J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2016, 75, (1): 54 – 72.
- [45] Gilje, E. P., and J. P. Taillard. Do Private Firms Invest Differently than Public Firms? Taking Cues from the Natural Gas Industry[J]. *Journal of Finance*, 2016, 71, (4): 1733 – 1778.
- [46] Deschênes, O., Greenstone M., and J. S. Shapiro. Defensive Investments and the Demand for Air Quality: Evidence from the NOx Budget Program[J]. *American Economic Review*, 2017, 107, (10): 2958 – 2989.
- [47] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23, (5): 1909 – 1940.
- [48] 虞义华, 赵奇锋, 鞠晓生. 发明家高管与企业创新[J]. *北京: 中国工业经济*, 2018, (3): 136 – 154.
- [49] 卢建词, 姜广省. CEO 绿色经历能否促进企业绿色创新? [J]. *北京: 经济管理*, 2022, (2): 106 – 121.

Logical Compatibility: Green Investors, Environmental Regulation and Enterprise Green Innovation

JIANG Guang-sheng, LU Jian-ci

(Business School, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222, China)

Abstract: With the global warming, oil crisis, water pollution, haze and other environmental problems becoming increasingly prominent, environmental pollution and ecological damage are generally attributed to the production and operation activities of enterprises. On the one hand, as the subject of environmental governance, environmental regulation is an important means and tool to improve enterprise environmental practices; On the other hand, solutions such as market-based industry certification, voluntary norms and standards, and green investment have also emerged. In recent years, facing the huge challenge of climate risk, the environmental practice scheme used to solve the “imbalance” between environment and economy is increasingly associated with the dominant financial logic. With the penetration of environmental logic into the financial field, green investors, as the subject of a new type of mixed practice of financial instruments and environmental goals, has been developed, that is, to invest with a clear environmental mission, it is an important component of activities to achieve sustainability. At present, there are few literatures based on the fact that green investors are the mixed practice product of financial logic and environmental logic to deeply investigate their role in cultural norms and test the effectiveness of green investors as market practice subjects in inducing green innovation of enterprises.

Based on the perspective of institutional logic, this paper uses the 2005 – 2020 Chinese Shanghai and Shenzhen A-share listed companies as a sample to empirically examine the impact of green investors on corporate green innovation. This paper examines the induced effect of green investors on corporate green innovation under the influence of environmental regulation. The study found that green investors can promote green innovation of enterprises. After the implementation of the new standard, the inducing effect of green investors on the green innovation of enterprises has been significantly enhanced, and the inducing effect on green innovation in non-heavily polluting enterprises has significantly increased, while the inducing effect on green innovation in heavily polluting enterprises has not changed, indicating that there is a certain degree of complementarity between the two mixed practices. The mechanism study found that green investors promote green innovation of enterprises by alleviating financing constraints, management short-sightedness, strengthen norm role. After controlling for endogeneity, excluding interfering factors, and changing the definition of variables, the conclusion still holds. Further research finds that after the implementation of the new standard, green investors have more induced substantial green innovation activities.

The research conclusion of this paper provides direct micro evidence for green investors to play an effective role as a mixed practice subject in developing countries, and provides important policy enlightenment for further building a sound mechanism of green finance. Firstly, based on the green patent data at the micro enterprise level, this paper focuses on decomposing the institutional logic into instrumental means and desired goals, and analyzes the theoretical explanation of the complementarity between mixed practices under goal compatibility from the perspective of sustainable practice of enterprise green innovation, providing direct micro evidence of the effectiveness of green investors in developing countries as a mixed practice product integrating financial instruments and environmental goals, help to clarify the debate on whether green investors can effectively improve corporate environmental practices. Secondly, the paper attempts to deconstruct the internal logic of green finance and green innovation from the perspective of green investors, which provides new ideas for innovative market-oriented solutions of green finance. In addition, this paper further proposes and tests the impact mechanism of green investors promoting green innovation, namely alleviating financing constraints and reducing management myopia and strengthening regulatory impact.

Key Words: green investor; environmental regulation; green innovation; institutional logic

JEL Classification: G11, G28, G34, Q55

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2023.09.004

(责任编辑:吴海军)