引用格式:凌鸿程, 凌晓红. QFII 持股与企业绿色技术创新[J]. 技术经济, 2024, 43(1): 55-72.
LING Hongcheng, LING Xiaohong. QFII shareholding and enterprise green technology innovation[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(1): 55-72.

QFII 持股与企业绿色技术创新

凌鸿程[1], 凌晓红[2]
(1. 江西财经大学应用经济学院, 南昌 330044; 2. 江西财经大学金融学院, 南昌 330044)

摘　要: 企业如何走好新型工业化绿色创新发展道路已成为重要的现实问题。由于绿色技术创新过程中存在资金供求双方信息不对称和代理问题,发展合格境外机构投资者(QFII)成为重要选择。本文基于我国 A 股 2010—2020 年上市公司的相关数据研究 QFII 持股对企业绿色技术创新的影响路径与作用机制。研究结果表明:QFII 持股对企业绿色技术创新存在正向驱动效应,且 QFII 持股通过增强社会责任感、提高环保投资效率两条路径显著提升企业绿色技术创新水平。约束型与激励型环境规制均可在 QFII 持股与绿色技术创新之间产生正向调节效应。本文为提升我国企业绿色技术创新能力开拓了新的激励机制,同时为我国 QFII 制度改革与企业提高创新绩效提供一定的理论和经验依据。

关键词: 环境不确定性; 合格境外机构投资者; 企业绿色技术创新; 绿色创新绩效
中图分类号: F270.7; F272.3　　**文献标志码**: A　　**文章编号**: 1002-980X(2024)01-0055-18
DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J23082105

一、引言

随着中国步入新发展阶段,国家和政府致力于探索如何实现经济效益与环境效益的和谐共生高质量发展。特别是党的十九大报告提出的“两山论”得到党中央与各级政府前所未有的重视,提出要构建市场导向的绿色技术创新体系。党的二十大报告进一步明确提出:“必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,站在人与自然和谐共生的高度谋发展”。随着国民经济快速发展,绿色发展理念逐渐成为了中国式现代化和现代国家治理体系的重要组成部分。因此,如何提升企业绿色技术创新水平,已成为当前中国经济实现结构化转型亟待解决的关键问题[1]。金融服务对实体经济支撑作用在推动企业绿色技术创新方面发挥了重要作用,在新发展阶段企业绿色技术创新对金融服务提出了更高要求。以银行为主导的传统金融体系倾向于规避风险因素,导致传统银行对企业数字技术创新的支持作用出现扭曲乃至错配,而资本市场对创新风险表现出较高的容错率,能够有效激励投资者将金融资源配置到高风险兼顾高收益的绿色技术创新投资活动上[2-3]。合格境外机构投资者(QFII)作为中国资本市场的重要参与者,凭借其独特的公司治理机制,在有效推动企业绿色技术创新方面发挥了重要作用。2019 年中国全面取消了 QFII 投资额度限制,降低了境外资本参与中国资本市场的门槛,为中国企业的高质量发展注入了新动力。那么,QFII 持股将会对企业绿色技术创新产生何种影响?QFII 持股如何对企业绿色技术创新产生影响? 目前,学术界对此还缺乏相关的研究。

为此,本文选取我国 A 股 2010—2020 年的 3595 家上市公司为研究样本,研究 QFII 持股对企业绿色技术创新的影响,深入探讨企业社会责任与环保投资在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间发挥的中介作用机制,进而研究异质性环境规制工具在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间发挥何种调节效应,最后进一步研

收稿日期: 2023-08-21
基金项目: 中国博士后科学基金面上资助项目“数字化背景下供应链网络特征对企业技术创新的影响研究”(2022M711427);江西省教育厅科学技术研究项目“数字赋能下制造业创新生态韧性的统计测度与评价研究”(GJJ210534);江西省高校人文社会科学研究项目“数字赋能视域下供应链网络对企业技术创新的影响机制与发展策略研究”(JJ22213);江西省博士后择优资助项目“数字经济视阈下江西省制造业创新生态系统韧性的统计测度与评价研究”(2021KY33)
作者简介: 凌鸿程,博士,江西财经大学应用经济学院讲师,研究方向:产业政策与技术创新管理;凌晓红,江西财经大学金融学院,研究方向:公司治理与企业创新管理。

究 QFII 在促进企业绿色技术创新方面的价值效应。研究发现,QFII 持股能够显著促进企业绿色技术创新,企业社会责任与环保投资是 QFII 持股发挥绿色技术创新驱动作用的重要机制,不管是约束型环境规制工具还是激励型环境规制工具均强化了 QFII 持股对企业绿色技术创新的提升作用。

综上,本文可能的边际贡献在于:①从内部传导路径和外部影响机制两方面对 QFII 持股与企业绿色技术创新之间的关系进行了深入探讨,以丰富对 QFII 持股对企业绿色技术创新影响的相关研究;②从企业社会责任与企业环保投资两个视角探究在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间的中介作用,尝试解构 QFII 持股提升企业绿色技术创新的内在作用机理;③进一步验证了异质性环境规制在 QFII 持股影响企业绿色技术创新中发挥的正向调节效应,肯定了环境规制在 QFII 持股提升企业绿色技术创新的强化作用;④为提升我国企业绿色技术创新能力开拓了新的激励机制,在推动我国 QFII 制度改革实现经济高质量发展提供一定的理论支持和经验证据。

二、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

目前,学界对于企业绿色技术创新驱动因素的研究大体分为以下三个方面:外部政策环境、外部治理因素以及内部治理因素方面。从外部政策环境方面来看,现有文献大多囿于“环境规制或政府补贴-绿色技术创新-治理绩效”的理论框架[4-6],即通过分析环境规制与企业绿色技术创新的关联,进而验证绿色创新治理绩效,然而对异质性环境规制以及企业差异化的影响机制讨论不足,且缺乏多层次的因素分析。从企业外部治理因素方面来看,既往研究通过绿色信贷[7-8]、媒体关注[9-10]、公众关注[11-12]、非正式制度[13-14]等多个角度阐明对企业绿色技术创新的传导效应。从企业内部治理因素方面来看,已有研究从高管经历[1,15-16]、高管认知[17-18]、企业社会责任[19-20]、ESG 表现[21-23]、数字化转型[24-25]角度进行分析,然而尚未深入分析企业进行绿色技术创新的动态过程与作用机理。因此,有必要对我国企业在进行绿色技术创新的过程中的具体影响路径以及作用机制展开系统性研究。此外,现有研究普遍认为 QFII 在公司治理方面具有明显的促进作用[26-27],尤其是在国有企业中,由于 QFII 受到国内政治压力影响更小,从而更有利于公平谈判与透明监督,QFII 对于公司治理的促进作用更为显著[28]。但鲜有文献研究 QFII 持股对企业绿色技术创新的关系与作用机制,基于上述理论背景,本文深入探究 QFII 持股与企业绿色技术创新的影响及作用机制具有重要的理论意义。

(二)QFII 与企业绿色技术创新

已有研究认为机构投资者在改善公司治理方面发挥了重要作用。一方面,当机构投资者对企业经营业绩不满、管理层存在不当行为时,可以直接“用脚投票”影响股价,进而对管理层施加压力,迫使管理层改善内部治理水平[29]。另一方面,机构投资者也可以对管理层的自利行为进行集体诉讼,管理层为了避免影响职业声誉,也会主动改善公司治理[30]。与境内机构投资者相比,境外机构投资者在发挥公司治理作用方面还具有以下优势:一方面境外机构投资者一般拥有优秀的专业团队,具备专业化的投资经验,对公司治理有深入了解;另一方面境外机构投资者与被投资者公司一般商业联系,在监督管理层方面具备更强的独立性[27]。绿色技术创新作为企业战略决策的重点,是公司治理的重要内容。由于绿色技术创新存在高投入、高风险、回报滞后的特点,管理层基于风险规避的本能将作出阻碍绿色技术创新的决策。在市场化环境下,QFII 持股可以发挥公司治理职能提升企业绿色技术创新:一方面可以积极推动管理层的契约化管理,提高管理层的薪酬业绩敏感性、风险承担能力以及对绿色技术创新失败的容忍程度,激发企业家创新精神,提高企业开展绿色技术创新的意愿;另一方面可以主动收集公司信息,以较强的独立性对管理层形成有效监督,缓解“内部人控制问题”,从而抑制管理层的自利行为和短视行为,促使管理层更加关注国家积极推动的绿色发展战略,实现企业利益与国家利益的有机统一。

基于此,本文提出假设 1:

在其他条件相同的情况下,QFII 持股可以显著提升企业绿色技术创新绩效(H1)。

QFII 持股可能从企业社会责任和企业环保投资两个潜在途径影响企业绿色技术创新。从企业社会责任途径来看,企业社会责任是企业承担的超出股东利益范围的对社会有益的活动。在信奉股东至上的社会

中，企业的经营行为逐渐站到了社会的对立面，例如违反社会公德、污染环境、触犯法律等。而企业社会责任是基于经济与社会的利益融合，要求企业积极承担利益相关方包括股东、供应商、消费者、社区、政府等的经济、社会与环境责任，企业积极履行社会责任能够向资本市场传达企业追求长远发展的信号。与境内机构投资者相比，境外机构投资者的持股更加稳定、持股周期更长，更加注重长期主义的价值投资[31]，为了有效迎合境外机构投资者，企业有较强动力积极履行社会责任。同时企业绿色技术创新强调企业通过技术变革实现节能减排，减少生产制造以及服务过程中产生的一系列负面环境问题，为企业创造环保声誉和环境价值[20]，可以说企业绿色技术创新是企业积极履行社会责任的重要突破口。已有文献认为绿色技术创新受到企业资源配置的制约，从企业战略角度来看，企业社会责任作为一种重要的战略竞争工具，能够与相关利益方建立广泛的互动互惠关系，例如提供商业信用，从而缓解企业融资约束，提升企业绿色技术创新能力。

基于此，本文提出假设 2a：

QFII 持股通过企业社会责任提升企业绿色技术创新绩效，企业社会责任在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间发挥中介作用（H2a）。

随着可持续发展成为全球战略投资的关注焦点，实现净零排放的目标需要政府与企业部门进行大规模持续性的环保投资。QFII 大部分来自治理良好的发达经济体，对环境治理具有强烈的责任感与道德义务，且习惯于将更为严谨、更高要求的治理标准与行为实践移植于被投资主体[32]。因此，机构投资者在其投资组合战略中更倾向于遵守 ESG 原则，偏好投资环境友好型企业。此外，企业通过环保投资促进绿色技术创新也可以带来长期回报与市场价值，减少环境系统性风险敞口，与机构投资者的投资目标是一致的[33]。传统的委托代理理论表明部分管理者不愿承担长期不确定性的投资风险；利益相关者理论表明，机构投资者可以通过环保投资为企业绿色技术创新提供强大的物质基础与激励机制，有效缓解由于管理者短视行为带来的企业长期价值受损风险，发挥其外部治理作用。已有文献认为资金约束阻碍企业进行绿色技术创新[34]，且环保投资盈利周期长，不可避免地存在信息不对称问题，使得外部资金投资者的代理成本提高[35]，而机构投资者具备专业的信息挖掘能力可以从技术层面缓解信息不对称带来的外部融资成本。在公司内部治理方面，机构投资者可以主动性“用手投票”，一方面，机构投资者可以在公司决议过程中加大对企业绿色技术研发方面的支持、调整研发部门的组织结构以及激励方案；另一方面，机构投资者也可以通过有效发挥其监督职能，推动企业进行绿色技术创新活动。

基于此，本文提出假设 2b：

QFII 持股通过企业环保投资提升企业绿色技术创新绩效，企业环保投资在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间发挥中介作用（H2b）。

（三）边界效应：环境规制的调节效应

环境规制通过对企业施加强制性约束将环境污染成本内部化，由此带来的“成本遵循效应”容易对企业生产性成本产生“挤出效应”[36]，而环境成本形成的潜在进入壁垒会增加企业的经营风险[37]，从而倒逼企业积极寻找节能减排的途径，促使企业通过绿色技术创新提高资源使用效率。从长期来看，正如波特假说（Porter Hypothesis）认为，合理的环境规制所带来的“创新补偿”效应最终会弥补甚至超过“遵循成本”效应，可以有效地引导企业转变经营理念，激励其率先开展绿色技术创新活动取得先发优势，增强其绿色竞争力，最终有利于实现经济效益与环境效益的统一。

从企业社会责任角度来看，一方面，约束型环境规制为企业营造具有强制性、压力性的制度环境，政府在事前通过制定严格的环保法规加大企业的违法违规成本；事后相关部门在环保督政约谈的影响下会加强对环境规制落实情况的审查与监督。企业若违反环境法规，忽视环境政策，将受到非法行为背后的风险的威慑[38]。而坚定的合法性是获得消费者和投资者信任的先决条件，企业为了维护合法形象以及环保声誉，更有可能承担社会责任。另外，激励型环境规制为企业提供环保补贴和绿色信贷，为企业积极承担环保责任提供相应的政策红利，引导企业开展绿色技术创新活动，也为环境规制发挥“创新补偿”效应提供了实践基础[39]。企业进行绿色技术创新能够确保环境保护在生产中得以付诸实践，多维度增强企业环境责任，也能够资本市场传达追求绿色高质量发展的信号，也能增强 QFII 对于企业绿色治理方面的信心。

从企业环保投资角度来看,一方面,约束型环境规制客观上增加了企业的合规成本与机会成本[40],未认真履行环保任务的企业可能因违反环保法规而支付高昂的行政费用,甚至面临被迫关闭经营的风险,因此,企业为了维系自身的生存发展须得调整投资结构,加强对绿色技术创新的投入。另一方面,环保投资活动具有耗资规模大、持续时间长与收益不确定性的特点,容易对生产性投资产生“挤出效应”,导致企业管理者在环保投资方面持观望态度,实践动力不足。而激励型环境规制通过政府补贴,可以发挥财政资金在公共领域的引导作用,带动社会资本流入环保领域,能够为企业环保投资缓解资金问题与融资约束,一定程度上分散商业风险,提振企业环保投资的热情与信心。此外,企业通过绿色技术创新能够进一步提高产品质量,能够实现长期主义的投资回报,从而进一步迎合 QFII 的投资眼光。

综合上述分析,环境规制在 QFII 持股与企业绿色技术创新的关系中是不可忽视的重要因素,存在着调节效应,为进一步丰富和拓展相关研究,本文提出以下假设:

在其他条件相同的情况下,约束型环境规制在 QFII 持股与绿色技术创新之间产生正向调节效应(H3a);

在其他条件相同的情况下,激励型环境规制在 QFII 持股与绿色技术创新之间产生正向调节效应(H3b)。

基于以上研究假设,本文的理论模型图 1 所示。

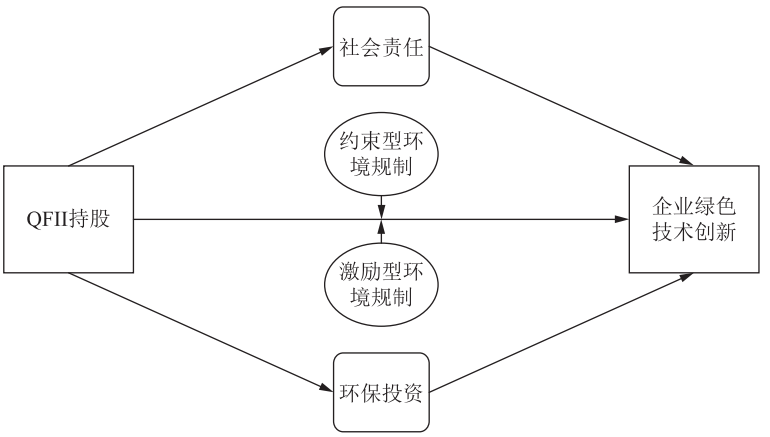

图 1　QFII 和企业绿色技术创新二者关系的影响机制

三、样本选取与研究设计

(一)样本数据

本文的研究样本为我国 A 股 2010—2020 年的上市公司。本文主要的被解释变量为企业绿色创新,来源于中国研究数据服务平台(CNRDS);主要的解释变量为 QFII 持股,来源于 Wind 经济数据库;企业微观财务数据及公司治理数据来源于中国经济金融研究数据库(CSMAR)和中国经济金融数据库(CCER);所属行业根据中国证监会《上市公司行业分类指引(2010 年修订)》规定的行业代码和行业门类代码确定。借鉴已有研究的做法,按如下标准对初始样本进行筛选:①剔除金融、保险行业样本;②剔除曾被 ST(special treatment)或 PT(particular transfer)的样本;③剔除资不抵债的样本;④剔除相关变量缺失的样本。经过上述标准筛选后,最终得到 3595 家上市公司,共计 26400 个样本观察值的非平衡面板数据。为了排除极端值的影响,本文对连续变量均进行了上下 1%的 Winsorize 缩尾处理。

(二)变量选择

1. 被解释变量

企业绿色技术创新(ln*Green*)。已有研究主要通过以下两种方式衡量企业绿色技术创新:一是通过绿色产品与工艺创新两个维度衡量企业绿色技术创新;二是通过测算创新投入与产出效率值对企业绿色技术创新进行衡量。创新投入包括人员、资金等,产出投入包括期望产出和非期望产出等[41]。然而,上市公司难以准确观测绿色产品、工艺、服务等方面的变量,因此很难严格区分绿色技术创新活动中相关的投入和产出指标[42]。因此,以上这两种衡量方式都会使得指标测度存在一定程度的误差,为了更直观地反映城市绿色技术创新活动产出,本文参考齐绍洲等[43], 阳镇等[10]的做法,进一步考察专利类型的异质性,选取样本中的上市公司绿色专利申请量(ln*GApply*)和绿色专利授权量(ln*GGrant*)来表征企业绿色技术创新。在稳健性检验中,本文进一步基于绿色发明专利申请量的自然对数(ln*AGreenInv*)和授权量(ln*GGreenInv*)来衡量企业绿色技术创新绩效。

2. 解释变量

合格境外机构投资者（*QFII*）。已有研究主要通过 QFII 第一大持股比例或 QFII 持股的虚拟变量对 QFII 进行衡量与实证分析。而 QFII 第一大持股比例并不能体现整体的投资效果，虚拟变量的设置也不能完全体现 QFII 对于公司绿色技术创新的影响程度。因此，本文借鉴李志辉和陈海龙[26]，刘烨和孟函彤[44]的做法，采用 QFII 持股比例作为解释变量。其中，QFII 持股比例为样本中上市公司季报披露的 QFII 持股比例的年度平均值，相比于以上两种测度方式，选择 QFII 持股比例作为 QFII 的测度指标，更能够体现 QFII 参与公司治理和影响创新行为的整体水平。

3. 中介变量

（1）企业社会责任（*CSR*）。在已有研究的基础上，本文借鉴舒欢和邹维[45]，肖红军等[20]的做法，基于第三方企业社会责任评级数据——和讯网上市公司企业社会责任评分衡量企业社会责任表现，和讯网的企业社会责任评价维度主要是立足股东责任、员工责任、供应商与消费者责任、环境责任、社会责任五大维度综合评分，基本实现了对企业社会责任履行情况的综合测评。在稳健性检验中，基于润灵环球企业社会责任评级数据库所披露的社会责任评价综合结果衡量企业社会责任表现。*CSR* 越高，表明企业履行社会责任越好。为避免因数据匹配度不良而造成的极差影响，本文将企业社会责任指数除以 100 作为中介变量。

（2）企业环保投资（*EPI*）。在现有学者研究的基础上，本文借鉴崔广慧和姜英兵[46]的做法，将“在建工程”科目中新增与环保有关的技改、生产线改造、治污设备的购建等资本性支出在总资产中的比例作为 EPI 的衡量指标。

4. 调节变量

（1）约束型环境规制（*CER*）。国内部分学者采用治污投资或污染治理设施运行费用占总产值的比重等单一指标衡量政府约束型环境规制给企业带去的影响[47]。然而由单一的指标衡量所得出结论不具备全面性与代表性。因此，为了对约束型环境规制作出充分测度，借鉴欧阳晓灵等[48]的做法，采用文本分析法对政府工作报告中与“环境、减排、绿色”等有关的词汇进行识别，以环保词频对 *CER* 进行衡量。

（2）激励型环境规制（*IER*）。国内部分学者通过企业对于环保人员数量、环境污染治理投入等投入变量来衡量激励型环境规制，但该类型的指标尚不能充分表示政府激励型环境规制给企业带来的效益[49]。因此，本文借鉴根据凌鸿程等[1]的做法，基于财务报表附注中披露的关于“绿色”“环保补贴”“环境”“可持续发展”“清洁”“节能”等与环保有关的政府补助项目手工整理企业每年收到的环保补助金额，并用企业规模调整后的相对环保补助水平衡量 IER。

5. 控制变量

本文借鉴以往文献[10,50-51]的做法，选取如下控制变量：

①企业特征变量：企业规模（*Size*）、杠杆率（*Leverage*）、上市年限（ln*Age*）、固定资产比例（*Tangible*）、现金流能力（*Cashflow*）、盈利能力（*ROA*）。②公司治理变量：产权性质（*SOE*）、第一大股东持股比例（*Top*1）、机构持股比例（*Inst*）、管理层持股比例（*Mshare*）、董事会规模（ln*Board*）、独立董事比例（*Indep*）、两职合一（*Dual*）。此外，本文还加入了年份和行业哑变量用以控制年份和行业固定效应。变量具体定义如表 1 所示。

（三）模型设定

参考张德涛和张景静[51]的做法，构建如式（1）~式（3）的模型检验 QFII 持股对企业绿色技术创新产生促进效应及内在作用机制。

$$\ln Green_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 QFII_{it} + \sum \alpha_j CV_{jit} + \sum Year_t + \sum Ind_m + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 QFII_{it} + \sum \beta_j CV_{jit} + \sum Year_t + \sum Ind_m + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$\ln Green_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 QFII_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \sum \gamma_j CV_{jit} + \sum Year_t + \sum Ind_m + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中：下标 i 和 t 分别为企业和年度；*Year* 为年度变量；*Ind* 为行业变量；α、β、γ 为回归估计系数；ε 为随机扰动项；ln*Green* 是被解释变量，表示企业绿色技术创新绩效，使用绿色专利申请数的自然对数（ln*AGreen*）和

表 1　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色技术创新	ln*GApply*	ln(1+绿色技术专利申请数)
		ln*GGrant*	ln(1+绿色技术专利授权数)
解释变量	QFII 持股比例	*QFII*	100×合格境外机构投资者持股数/总股本
中介变量	企业社会责任	*CSR*	根据和讯网公布企业社会责任指数/100
	企业环保投资	*EPI*	100×在建工程中环保投资总额/总资产
调节变量	约束型环境规制	*CER*	100×政府工作报告环保词频/总词频
	激励型环境规制	*IER*	100×环保补助/营业收入
控制变量	企业规模	*Size*	ln(总资产)
	杠杆率	*Leverage*	总负债/总资产
	上市年限	ln*Age*	ln(企业上市年限)
	固定资产比例	*Tangible*	固定资产/总资产
	现金流能力	*Cashflow*	经营活动产生的现金流净额/总资产
	盈利能力	*ROA*	净利润/总资产
	产权性质	*SOE*	如果实际控制人为国有企业,则取 1,否则取 0
	第一大股东持股比例	*Top*1	第一大股东持股数/总股本
	机构持股比例	*Inst*	机构持股数/总股本
	管理层持股比例	*Mshare*	管理层持股数/总股本
	董事会规模	ln*Board*	ln(董事会人数)
	独立董事比例	*Indep*	独立董事人数/董事会人数
	两职合一	*Dual*	如果董事长和总经理为同一人,则取 1,否则取 0

绿色专利授权数的自然对数(ln*GGreen*)衡量;*QFII* 为解释变量,表示合格境外机构投资者持股比例,使用合格境外机构投资者持股数与总股本的比值测度;*Med* 为中介变量,表示企业社会责任(*CSR*)和企业环保投资(*EPI*)。模型(1)是基准回归模型,用以检验 QFII 持股是否具有绿色技术创新效应。模型(1)~模型(3)是中介效应模型,用以检验 QFII 持股是否通过履行社会责任和提高环保投资来促进企业绿色技术创新。

$$\ln Green_{it} = \delta_0 + \delta_1 QFII_{it} + \delta_2 Moder_{it} + \delta_3 QFII_{it} \times Moder_{it} + \sum \delta_j CV_{jit} + \sum Year_t + \sum Ind_m + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)是调节效应模型,用以检验异质性环境规制工具在 QFII 持股与绿色技术创新间的调节效应。*Moder* 是调节变量,表示约束性环境规制(*CER*)及激励性环境规制(*IER*);*CV* 为控制变量,同时还控制了年度固定效应和行业固定效应。

四、实证结果及解释

(一)描述性统计分析

主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。①从被解释变量来看,企业绿色专利授权量(ln*GApply*)和企业绿色专利授权量(ln*GGrant*)的均值分别为 0.360 与 0.298,P75 分位数的值为 0,表明研究样本中至少有 75%的企业没有申请过绿色专利,验证了企业的整体绿色创新水平较低。②从解释变量来看,QFII 持股比例的均值为 0.115,标准差为 0.469,最大值为 3.139,75 分位数的值为 0.000,说明 QFII 对研究样本中的大部分企业持股比例较低,至少有 75%以上的企业没有引入 QFII 持股。③从控制变量来看,除了企业规模(*Size*)和管理层持股比例(*Mshare*)的标准差在 1 以上,其他均小于 1,说明控制变量存在一定程度的波动。④从中介变量来看,企业社会责任(*CSR*)与企业环保投资(*EPI*)的均值分别为 0.242 与 0.097,标准差分别为 0.152 与 0.471,最大值分别为 0.737 与 3.830,说明在研究样本中,企业间的社会责任指数整体分布平衡且处于较低水平,说明企业的社会责任感还有待增强;而企业在环保上的投资额的占比普遍较低,至少有 75%以上的企业在 2010—2020 年没有在环保中进行任何投资,也说明大多数企业对于环保投资的动力不足。⑤从调节变量来看,约束型环境规制(*CER*)与激励型环境规制(*IER*)的均值分别为 0.740 与 0.012,标准差分别为 0.228 与 0.037,这说明在样本期内,政府工作报告环保词频较高,即政府对于环保问题的关注度较高;但环保补助在营业收入中占比很小,说明政府对于企业在环保方面的补贴与支持力度有待增强。

表 2　描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
ln*GApply*	26400	0.360	0.811	0.000	0.000	0.000	0.000	3.871
ln*GGrant*	26400	0.298	0.717	0.000	0.000	0.000	0.000	3.555
QFII	26400	0.115	0.469	0.000	0.000	0.000	0.000	3.139
Size	26400	22.148	1.294	19.902	21.201	21.960	22.883	26.179
Leverage	26400	0.418	0.207	0.050	0.250	0.410	0.575	0.886
ln*Age*	26400	2.007	0.929	0.000	1.386	2.197	2.833	3.296
Tangible	26400	0.209	0.159	0.002	0.086	0.176	0.299	0.698
Cashflow	26400	0.046	0.069	−0.159	0.007	0.046	0.086	0.234
ROA	26400	0.039	0.059	−0.251	0.016	0.039	0.068	0.191
SOE	26400	0.353	0.478	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
*Top*1	26400	0.349	0.148	0.088	0.232	0.329	0.450	0.747
Inst	26400	0.377	0.241	0.000	0.164	0.383	0.568	0.880
Mshare	26400	14.023	20.252	0.000	0.000	0.553	26.841	68.517
ln*Board*	26400	2.246	0.176	1.792	2.079	2.303	2.303	2.773
Indep	26400	0.375	0.053	0.333	0.333	0.333	0.429	0.571
Dual	26400	0.283	0.450	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
CSR	26400	0.242	0.152	−0.033	0.167	0.221	0.274	0.737
EPI	26400	0.097	0.471	0.000	0.000	0.000	0.000	3.830
CER	26400	0.740	0.228	0.275	0.587	0.720	0.927	1.268
IER	26400	0.012	0.037	0.000	0.000	0.000	0.000	0.244

(二)相关系数分析

进一步地,为了保证回归结果的准确性,避免结果受变量之间的多重共线性影响,本文对主要变量进行了皮尔森(Pearson)相关系数检验,结果如表 3 所示。由表 3 可见,QFII 持股与企业绿色技术创新投入的相关系数均在 1%水平上显著为正,即存在正相关性,这初步说明 QFII 持股对企业绿色技术创新存在显著的促进效应,假设 1 得证。企业规模(*Size*)、杠杆率(*Leverage*)、上市年限(ln*Age*)、固定资产比例(*Tangible*)、现金流能力(*Cashflow*)、盈利能力(*ROA*)、产权性质(*SOE*)、机构持股比例(*Inst*)、董事会规模(ln*Board*)、独立董事比例(*Indep*)也是影响 QFII 持股对企业绿色技术创新的重要因素;其余控制变量与 QFII 持股之间的相关系数不大,主要控制变量之间的相关系数也相对较小,可以认为模型不会产生严重的多重共线性问题,可以进一步进行回归分析。

表 3　相关系数分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
ln*GApply*	1														
ln*GGrant*	0.818***	1													
QFII	0.063***	0.064***	1												
Size	0.198***	0.205***	0.093***	1											
Leverage	0.023***	0.031***	−0.018***	0.540***	1										
ln*Age*	0.092***	0.096***	0.000	0.431***	0.407***	1									
Tangible	0.029***	0.029***	0.015**	0.119***	0.096***	0.134***	1								
Cashflow	0.049***	0.049***	0.109***	0.058***	−0.160***	0.003	0.241***	1							
ROA	0.035***	0.019***	0.116***	−0.040***	−0.377***	−0.247***	−0.085***	0.366***	1						
SOE	0.045***	0.045***	0.008	0.369***	0.306***	0.432***	0.206***	0.003	−0.099***	1					
*Top*1	−0.000	0.005	0.021***	0.188***	0.051***	−0.086***	0.091***	0.084***	0.132***	0.216***	1				
Inst	0.099***	0.090***	0.088***	0.466***	0.252***	0.428***	0.128***	0.112***	0.045***	0.402***	0.328***	1			
Mshare	−0.032***	−0.033***	−0.004	−0.373***	−0.347***	−0.569***	−0.177***	−0.001	0.175***	−0.486***	−0.098***	−0.512***	1		
ln*Board*	0.050***	0.044***	0.014**	0.267***	0.161***	0.137***	0.159***	0.034***	0.011*	0.275***	0.022***	0.208***	−0.205***	1	
Indep	0.008	0.015**	0.024***	0.001	−0.013**	−0.026***	−0.056***	−0.007	−0.019***	−0.072***	0.039***	−0.047***	0.076***	−0.534***	1
Dual	−0.016***	−0.014**	0.023***	−0.191***	−0.156***	−0.247***	−0.106***	−0.009	0.051***	−0.300***	−0.045***	−0.207***	0.262***	−0.188***	0.121***

注:括号内为经异方差调整后的稳健标准误;***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

(三)基准回归分析

为了检验 QFII 持股与企业社会绿色技术创新的因果关系,基于研究模型(1)使用多元回归分析方法考察 QFII 持股与企业社会绿色技术创新的影响,基准回归结果如表 4 所示。列(1)、列(2)是未加入任何公司层面控制变量的回归结果,被解释变量分别为 ln*GApply* 和 ln*GGrant* ,可以发现回归系数分别为 0.116 和 0.101,均在 1%水平下显著,验证了 QFII 持股对企业绿色技术创新的驱动作用。随后列(3)、列(4)进一步控制了企业特征变量,可以发现此时回归系数虽有所下降,影响系数为 0.058 和 0.052,依然通过了 1%水平下的显著性检验。最后列(5)、列(6)还进一步控制了公司治理变量,发现与列(3)、列(4)相比系数变化不大,分别为 0.055 和 0.049,通过了 1%水平下的显著性检验。这意味着在保持其他控制变量不变的情况下,QFII 持股对企业绿色技术创新依然存在显著的促进效应,即 QFII 持股比例越高,企业绿色技术创新绩效越好,验证了研究假设 H1。

从控制变量来看,企业特征变量对企业绿色创新存在显著的影响,从企业规模(*Size*)来看,规模更大的企业更加有助于为利益相关提供综合价值;而企业负债(*Leverage*)的回归系数显著为负,说明负债压力大的企业在绿色技术创新方面存在资金约束问题。从盈利能力(*ROA*)和现金流能力(*Cashflow*)来看,融资约束可能是影响企业绿色技术创新的关键因素。对于公司治理变量而言,第一大股东持股比例(*Top*1)的回归系数在 1%水平下显著为负,说明企业第一大股东持股比例越大,越不利于企业绿色技术创新;产权性质(*SOE*)对于企业提高绿色技术创新效益非常重要,因为国有企业不仅需要发挥经济功能,还需要发挥政治功能,在促进企业提高绿色技术创新水平方面发挥积极性作用。

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln*GApply*	ln*GGrant*	ln*GApply*	ln*GGrant*	ln*GApply*	ln*GGrant*
QFII	0.116***(0.013)	0.101***(0.012)	0.058***(0.013)	0.052***(0.011)	0.055***(0.013)	0.049***(0.011)
Size			0.186***(0.006)	0.164***(0.005)	0.186***(0.006)	0.166***(0.006)
Leverage			−0.371***(0.030)	−0.334***(0.026)	−0.360***(0.030)	−0.326***(0.026)
ln*Age*			0.080***(0.005)	0.066***(0.005)	0.087***(0.006)	0.078***(0.005)
Tangible			0.011(0.035)	0.035(0.031)	0.033(0.036)	0.053*(0.031)
Cashflow			0.243***(0.070)	0.227***(0.062)	0.239***(0.069)	0.226***(0.062)
ROA			0.052(0.091)	−0.109(0.083)	0.011(0.091)	−0.134(0.084)
SOE					0.011(0.013)	0.008(0.011)
*Top*1					−0.126***(0.035)	−0.053*(0.031)
Inst					0.115***(0.025)	0.051**(0.022)
Mshare					0.002***(0.000)	0.002***(0.000)
ln*Board*					−0.009(0.037)	−0.006(0.033)
Indep					0.005(0.114)	0.074(0.103)
Dual					0.025**(0.011)	0.023**(0.009)
_cons	0.124***(0.038)	0.063*(0.032)	−3.876***(0.124)	−3.456***(0.113)	−3.910***(0.157)	−3.556***(0.143)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.060	0.057	0.137	0.132	0.139	0.133
F	132.477	125.193	96.388	85.993	81.939	72.915
N	26400	26400	26400	26400	26400	26400

注:括号内为经异方差调整后的稳健标准误;***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

(四)稳健性检验

为了确保 QFII 持股正向影响企业绿色技术创新研究结论的稳健性,本文主要采取以下方式进行相应的稳健性检验:第一种方式是对被解释变量(ln*Green*)予以替换;第二种方式是对解释变量(*QFII*)予以替换;第三种方式是变更计量模型,进一步控制企业固定效应。调整后的回归结果如表 5 所示。

1. 替换被解释变量

一般认为绿色专利类型存在异质性，即专利的创新性由高到低依次为发明专利、实用新型专利和外观设计专利[43]。考虑绿色发明专利的创新质量更高，更能够体现企业绿色技术创新能力，因此本文借鉴阳镇等[10]的做法，使用绿色发明专利的申请量和授权量作为替代性被解释变量。回归结果如表 5 的列(1)、列(2)所示，QFII 持股对企业绿色发明专利申请和授权的影响系数分别为 0.049 和 0.018，通过了 5%水平下的显著性检验，说明 QFII 持股对于提升绿色技术创新的质量也具有促进作用，即 QFII 持股能激励企业在可持续发展道路中，以绿色发明专利为激励导向，持续推进绿色化转型升级，进一步验证了本文提出的研究假设 H1。

表 5　替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln*AGreenInv*	ln*GGreenInv*	ln*GApply*	ln*GGrant*	ln*GApply*	ln*GGrant*
QFII	0.049*** (0.011)	0.018** (0.007)			0.124*** (0.039)	0.137*** (0.038)
QFIID			0.083*** (0.020)	0.078*** (0.018)		
Size	0.159*** (0.006)	0.110*** (0.005)	0.185*** (0.006)	0.164*** (0.006)	0.684*** (0.022)	0.677*** (0.021)
Leverage	−0.258*** (0.024)	−0.197*** (0.018)	−0.358*** (0.030)	−0.324*** (0.026)	−1.793*** (0.133)	−1.754*** (0.132)
ln*Age*	0.051*** (0.005)	0.029*** (0.003)	0.087*** (0.006)	0.078*** (0.005)	0.495*** (0.030)	0.492*** (0.030)
Tangible	0.009(0.030)	0.016(0.022)	0.033(0.036)	0.053* (0.031)	0.062(0.157)	0.248(0.154)
Cashflow	0.168*** (0.055)	0.141*** (0.039)	0.242*** (0.070)	0.228*** (0.062)	0.442(0.343)	0.465(0.342)
ROA	0.042(0.073)	−0.171*** (0.054)	0.018(0.091)	−0.129(0.084)	−0.814* (0.420)	−1.450*** (0.411)
SOE	0.041*** (0.011)	0.026*** (0.008)	0.009(0.013)	0.007(0.011)	−0.131** (0.053)	−0.137*** (0.053)
*Top*1	−0.154*** (0.031)	−0.059** (0.023)	−0.131*** (0.035)	−0.058* (0.031)	−0.694*** (0.151)	−0.513*** (0.148)
Inst	0.069*** (0.019)	0.019(0.013)	0.116*** (0.025)	0.052** (0.022)	0.747*** (0.110)	0.498*** (0.109)
Mshare	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
ln*Board*	0.010(0.032)	0.033(0.024)	−0.009(0.037)	−0.007(0.033)	0.133(0.143)	0.095(0.141)
Indep	0.096(0.096)	0.252*** (0.076)	0.005(0.114)	0.073(0.103)	−0.152(0.436)	0.166(0.430)
Dual	0.023*** (0.009)	0.019*** (0.006)	0.026** (0.011)	0.023** (0.009)	0.052(0.046)	0.090** (0.045)
_cons	−3.438*** (0.159)	−2.529*** (0.134)	−3.880*** (0.157)	−3.527*** (0.143)	−17.964*** (0.579)	−18.286*** (0.577)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a/ r2_ p	0.129	0.102	0.139	0.133	0.098	0.101
F	55.235	36.470	81.874	72.886	369.273	330.394
N	26400	26400	26400	26400	26400	26400

注：括号内为经异方差调整后的稳健标准误；***、**、* 分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

2. 替换解释变量

考虑到本文对 QFII 持股的测度中存在部分企业缺乏 QFII 持股的数据，本文借鉴李志辉和陈海龙[26]、刘烨和孟函彤[44]做法，将解释变量由比例变量替换为哑变量(*QFIID*)，如果存在合格境外机构投资者持股则赋值为 1，否则为 0。回归结果如表 5 的列(3)、列(4)所示，QFIID 对企业绿色技术创新的影响系数分别为 0.083 和 0.078，均在 1%统计水平上显著，变换被解释变量后，QFIID 持股对企业绿色技术创新的影响依然显著为正，进一步说明拥有 QFII 持股的企业对于企业绿色技术创新具有正向促进作用，即研究假设 H1 依旧稳健。

3. 变更计量模型

考虑到存在大量企业并没有进行绿色创新活动，因此使用 Tobit 计量模型进行回归。回归结果如表 5 中列(5)、列(6)所示，可以发现在控制相应控制变量后，Tobit 计量模型中 QFII 的回归系数为 0.124 和 0.137，通过了 1%水平下的显著性检验，这表明在变更了计量模型进行重新检验后，QFII 对于企业绿色技术创新仍然具有显著的促进作用，进一步支持了研究假说 H1。

(五)其他稳健性检验

本文还进行了如下稳健性检验:①考虑到环境库兹涅茨理论指出经济发展水平与环境污染密切相关,从目前的地区经济发展情况来看,北京、上海、广东等地区属于经济高度发达的地区,而新疆、西藏、青海、内蒙古等边远地区属于经济欠发达地区[1]。为此本文首先剔除了北京、上海、广东等经济发达地区的企业进行回归,结果如表 6 列(1)、列(2)所示,可以发现 QFII 的回归系数为 0.066 和 0.061,在 1%水平下显著为正。其次还剔除了新疆、西藏、青海、内蒙古等边远地区的企业进行回归,结果如表 6 的列(3)、列(4)所示,依然验证了不管处于何种经济水平,QFII 持股均能显著促进企业绿色技术创新水平。②考虑到企业所处的城市存在明显的地区差异,为此本文还控制了城市特征变量,包括人均 GDP(ln*PGDP*),使用人均 GDP 的自然对数表示;产业结构(*Stru*),使用第二产业增加值占 GDP 比重表示;金融发展(*Finance*),使用金融机构贷款余额占 GDP 比重表示;财政自由度(*Fiscal*),使用一般预算内财政收入占 GDP 比重表示。控制城市特征变量的回归结果如表 6 的列(5)、列(6)所示,可以发现 QFII 持股的回归系数依然在 1%统计水平下显著为正,再次验证了研究假设 H1 结论的稳健可靠。

表 6　其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除北京、上海、广东等经济发达的地区		剔除新疆、西藏、青海、内蒙古等边远地区		控制城市特征变量	
	ln*GApply*	ln*GGrant*	ln*GApply*	ln*GGrant*	ln*GApply*	ln*GGrant*
QFII	0.066***(0.017)	0.061***(0.015)	0.054***(0.013)	0.048***(0.011)	0.054***(0.013)	0.049***(0.011)
Size	0.184***(0.007)	0.159***(0.007)	0.188***(0.006)	0.167***(0.006)	0.188***(0.006)	0.167***(0.006)
Leverage	-0.369***(0.035)	-0.322***(0.031)	-0.362***(0.030)	-0.326***(0.027)	-0.369***(0.030)	-0.333***(0.026)
ln*Age*	0.077***(0.008)	0.067***(0.007)	0.092***(0.006)	0.081***(0.006)	0.088***(0.006)	0.078***(0.005)
Tangible	-0.050(0.041)	-0.026(0.036)	0.039(0.037)	0.052(0.032)	0.012(0.037)	0.039(0.032)
Cashflow	0.197**(0.087)	0.204***(0.076)	0.240***(0.070)	0.233***(0.063)	0.236***(0.070)	0.224***(0.062)
ROA	0.119(0.106)	-0.087(0.099)	0.003(0.092)	-0.150*(0.085)	-0.007(0.091)	-0.147*(0.084)
SOE	0.055***(0.015)	0.042***(0.014)	0.005(0.013)	0.003(0.011)	0.017(0.013)	0.013(0.011)
*Top*1	-0.114***(0.042)	-0.039(0.037)	-0.118***(0.036)	-0.047(0.031)	-0.121***(0.035)	-0.050(0.031)
Inst	0.194***(0.031)	0.128***(0.027)	0.104***(0.025)	0.044**(0.022)	0.112***(0.025)	0.048**(0.022)
Mshare	0.002***(0.000)	0.001***(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)
ln*Board*	-0.029(0.045)	-0.021(0.040)	0.006(0.037)	0.004(0.033)	-0.010(0.037)	-0.007(0.033)
Indep	0.170(0.141)	0.195(0.129)	0.026(0.116)	0.076(0.104)	0.016(0.114)	0.081(0.103)
Dual	0.003(0.013)	0.004(0.011)	0.023**(0.011)	0.022**(0.010)	0.023**(0.011)	0.021**(0.009)
ln*PGDP*					0.063***(0.012)	0.051***(0.011)
Stru					0.191***(0.060)	0.143***(0.053)
Finance					-0.021***(0.008)	-0.012*(0.007)
Fiscal					-0.271**(0.132)	-0.210*(0.117)
_cons	-3.925***(0.193)	-3.446***(0.176)	-3.988***(0.160)	-3.615***(0.145)	-4.679***(0.205)	-4.181***(0.184)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.139	0.130	0.141	0.135	0.141	0.134
F	52.433	45.659	80.836	72.018	75.002	66.732
N	17525	17525	25881	25881	26400	26400

注:括号内为经异方差调整后的稳健标准误;***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

(六)内生性检验

上述检验结果虽然验证了 QFII 持股有利于促进企业绿色技术创新的假设,但可能存在另一种可能性,QFII 持股与企业绿色技术创新绩效存在一定程度的互为因果关系,即企业绿色技术创新绩效好的企业也可能促进了 QFII 持股比例的上升。为此本文初步使用 QFII 持股的滞后一期作为解释变量,回归结果如表 7 的列(1)、列(2)所示,可以发现 QFII 持股的滞后一期也能对企业绿色技术创新产生促进作用,在一定程度上

表 7　内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	滞后一期		第一阶段回归	第二阶段回归	
	ln*GApply*	ln*GGrant*	*QFII*	ln*GApply*	ln*GGrant*
LQFII	0.060***(0.015)	0.048***(0.013)			
QFIIm			0.978***(0.016)		
QFII				0.030*(0.018)	0.029*(0.016)
Size	0.189***(0.007)	0.170***(0.006)	0.031***(0.003)	0.187***(0.006)	0.166***(0.006)
Leverage	-0.340***(0.034)	-0.321***(0.030)	-0.023(0.015)	-0.362***(0.030)	-0.327***(0.026)
ln*Age*	0.101***(0.008)	0.092***(0.007)	-0.006(0.004)	0.086***(0.006)	0.077***(0.005)
Tangible	0.050(0.041)	0.063*(0.036)	0.002(0.018)	0.034(0.036)	0.054*(0.031)
Cashflow	0.309***(0.081)	0.309***(0.072)	0.272***(0.040)	0.249***(0.070)	0.235***(0.062)
ROA	0.064(0.100)	-0.079(0.093)	0.410***(0.045)	0.025(0.091)	-0.123(0.084)
SOE	0.011(0.014)	0.009(0.013)	-0.014**(0.006)	0.011(0.013)	0.008(0.011)
*Top*1	-0.141***(0.041)	-0.052(0.036)	-0.104***(0.020)	-0.129***(0.035)	-0.056*(0.031)
Inst	0.108***(0.029)	0.044*(0.026)	0.102***(0.013)	0.118***(0.025)	0.054**(0.022)
Mshare	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	0.000(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)
ln*Board*	-0.019(0.041)	-0.009(0.037)	0.009(0.017)	-0.009(0.037)	-0.006(0.033)
Indep	-0.021(0.128)	0.078(0.116)	0.137**(0.058)	0.010(0.114)	0.077(0.103)
Dual	0.021*(0.012)	0.019*(0.011)	0.023***(0.006)	0.026**(0.011)	0.023**(0.009)
_cons	-3.994***(0.174)	-3.712***(0.159)	-0.748***(0.071)	-3.931***(0.158)	-3.574***(0.144)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.140	0.136	0.344	0.139	0.133
F	74.676	67.745	94.443	81.850	72.890
N	21836	21836	26400	26400	26400

注：括号内为经异方差调整后的稳健标准误；***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

缓解了内生性问题。为了更好地解决可能存在的内生性问题，本文将 QFII 持股的城市-行业-年度均值（*QFIIm*）作为工具变量，并使用工具变量法进行回归。首先由于投资人存在跟风的羊群效应，同一年度同一行业同一城市的持股均值可能对个股的 QFII 持股水平产生影响，而个股的 QFII 持股水平很难从整体水平上影响 QFII 持股的城市-行业-年度均值，因此 QFIIm 满足工具变量的相关性和外生性的要求。工具变量法回归结果如表 7 的列（3）、列（5）所示，其中列（3）是第一阶段回归结果，说明 QFII 持股的城市-行业-年度均值（*QFIIm*）与个股的 QFII 持股水平密切相关，列（4）、列（5）是第二阶段回归结果，可以发现不管是绿色专利申请量还是授权量，QFII 持股的回归系数均在 10%的统计水平下仍显著为正，再次说明在考虑内生性问题后研究假设 H1 依旧稳健可靠。

五、中介机制检验

（一）企业社会责任

随着我国经济发展水平不断提升，越来越多的企业开始关注自身的发展情况以及未来的前景规划。企业能否积极履行社会责任是海外资本特别重视的方面，而社会责任表现是现代企业在激烈的市场竞争中生存下去的关键。企业在开展社会责任战略的过程中能够发挥战略工具价值，有助于获得更为广泛的利益相关方社会支持网络，包括从事绿色技术创新所需要的各种人、财、物方面的战略资源，因此，大部分公司认为社会责任能够提高公司的商誉与品牌形象。为进一步研究企业社会责任（*CSR*）在促进企业绿色技术创新绩效的内在中介机理，参考温忠麟和叶宝娟[52]的做法，基于中介效应模型（1）~模型（3）的基本设定依次进行检验，即在解释变量 QFII 持股对被解释变量企业绿色技术创新绩效的促进效应成立的前提下，进一步检验解释变量对中介变量以及解释变量、中介变量共同纳入回归模型对被解释变量企业绿色技术创新的影响。回归结果如表 8 所示，列（1）、列（2）是基准回归结果；列（3）是中介效应检验第二步回归结果，可以发现 QFII

表 8　中介机制一:企业社会责任

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln*GApply*	ln*GGrant*	*CSR*	ln*GApply*	ln*GGrant*
QFII	0.055***(0.013)	0.049***(0.011)	0.005***(0.002)	0.053***(0.012)	0.048***(0.011)
CSR				0.388***(0.048)	0.264***(0.042)
Size	0.186***(0.006)	0.166***(0.006)	0.033***(0.001)	0.173***(0.006)	0.157***(0.006)
Leverage	−0.360***(0.030)	−0.326***(0.026)	−0.037***(0.005)	−0.346***(0.030)	−0.316***(0.026)
ln*Age*	0.087***(0.006)	0.078***(0.005)	−0.004***(0.001)	0.088***(0.006)	0.079***(0.005)
Tangible	0.033(0.036)	0.053*(0.031)	−0.051***(0.006)	0.052(0.036)	0.066**(0.031)
Cashflow	0.239***(0.069)	0.226***(0.062)	0.105***(0.013)	0.198***(0.069)	0.199***(0.062)
ROA	0.011(0.091)	−0.134(0.084)	0.886***(0.019)	−0.333***(0.103)	−0.369***(0.095)
SOE	0.011(0.013)	0.008(0.011)	0.014***(0.002)	0.005(0.013)	0.005(0.011)
*Top*1	−0.126***(0.035)	−0.053*(0.031)	−0.001(0.006)	−0.126***(0.035)	−0.053*(0.031)
Inst	0.115***(0.025)	0.051**(0.022)	0.022***(0.004)	0.106***(0.025)	0.045**(0.022)
Mshare	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	0.000***(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)
ln*Board*	−0.009(0.037)	−0.006(0.033)	0.015**(0.006)	−0.015(0.037)	−0.010(0.033)
Indep	0.005(0.114)	0.074(0.103)	0.047**(0.019)	−0.013(0.114)	0.061(0.103)
Dual	0.025**(0.011)	0.023**(0.009)	−0.000(0.002)	0.025**(0.011)	0.023**(0.009)
_cons	−3.910***(0.157)	−3.556***(0.143)	−0.549***(0.026)	−3.697***(0.158)	−3.411***(0.144)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.139	0.133	0.331	0.142	0.135
F	81.939	72.915	204.807	80.426	71.475
N	26400	26400	26400	26400	26400

注:括号内为经异方差调整后的稳健标准误;***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

持股的回归系数为 0.005,在 1%统计水平下显著为正,说明 QFII 持股具有明显的公司治理功能,有助于强化企业的社会责任意识;列(4)、列(5)是中介效应检验的第三步回归结果,可以发现在同时纳入 QFII 持股和企业社会责任变量后,QFII 持股对企业绿色专利申请与授权的影响系数变为 0.053 和 0.048,模型估计结果的列(1)、列(2)的系数有所下降,但依然在 1%水平上显著为正,而企业社会责任对企业绿色专利申请与授权的回归系数在 1%水平下显著为正,说明企业社会责任在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间产生部分中介效应,即 QFII 持股对企业绿色技术创新的内在机制之一是通过增强企业社会责任实现的,企业社会责任作为一种战略竞争工具,能够与各类利益相关者形成互惠互利的强关系,从而获得各种创新资源,最终促进企业绿色技术创新绩效得以提高,验证了本文的研究假设 H2a。

(二)企业环保投资

企业环保投资对绿色技术创新有着重要的影响:一方面环保投资能够有效提高企业声誉以及产品形象,有助于企业更多的技术研发资源和人才支持,从而带来更为长远的经济收益[53],另一方面环保投资有利于增加企业在绿色技术创新方面的投入,可以促进企业在绿色技术方面的研发和创新,可以带来成本优势和市场机会,提高企业的竞争力[54]。然而绿色技术创新通常需要大量的投资,如果没有足够的资金支持,绿色技术创新活动将无法有效展开。为进一步考察企业环保投资(*EPI*)促进企业绿色技术创新绩效的内在中介机理,采取中介效应的依次检验法。表 9 的列(1)、列(2)是基准回归结果,列(3)是中介效应第二步的结果,可以发现 QFII 持股对环保投资(*EPI*)的回归系数为 0.034,通过了 1%水平下的显著性检验,说明 QFII 持股在 EPI 上具有显著的促进效应。QFII 具有资金、信息、资源等先天优势,能够为企业环保投资提供雄厚的物质基础,有效提高企业环保投资意愿。更进一步地,将中介变量和解释变量同时纳入回归模型的回归结果如列(4)、列(5),回归结果显示企业环保投资(*EPI*)的回归系数分别为 0.652 和 0.523,在 1%统计水平下显著,说明环保投资有助于推动企业绿色技术创新;而 QFII 持股对企业绿色专利申请与绿色专利授权的影响系数变为 0.033 和 0.032,影响系数较模型估计结果的列(1)、列(2)略有下降,但依然在 1%水平上显著正相关。综上说明 QFII 持股对企业绿色技术创新的内在机制之二是通过提高企业环保投资效率实现

表 9　中介机制二：企业环保投资

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln*GApply*	ln*GGrant*	*EPI*	ln*GApply*	ln*GGrant*
QFII	0.055***(0.013)	0.049***(0.011)	0.034***(0.010)	0.033***(0.010)	0.032***(0.010)
EPI				0.652***(0.012)	0.523***(0.014)
Size	0.186***(0.006)	0.166***(0.006)	0.071***(0.005)	0.140***(0.005)	0.129***(0.005)
Leverage	−0.360***(0.030)	−0.326***(0.026)	−0.042**(0.018)	−0.333***(0.027)	−0.304***(0.025)
ln*Age*	0.087***(0.006)	0.078***(0.005)	0.007*(0.004)	0.082***(0.006)	0.074***(0.005)
Tangible	0.033(0.036)	0.053*(0.031)	0.122***(0.022)	−0.047(0.033)	−0.011(0.029)
Cashflow	0.239***(0.069)	0.226***(0.062)	0.061(0.042)	0.199***(0.063)	0.194***(0.057)
ROA	0.011(0.091)	−0.134(0.084)	0.135***(0.051)	−0.077(0.084)	−0.205***(0.079)
SOE	0.011(0.013)	0.008(0.011)	0.026***(0.008)	−0.006(0.012)	−0.005(0.011)
*Top*1	−0.126***(0.035)	−0.053*(0.031)	−0.033(0.023)	−0.105***(0.032)	−0.036(0.028)
Inst	0.115***(0.025)	0.051**(0.022)	0.008(0.014)	0.110***(0.023)	0.047**(0.021)
Mshare	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	0.000(0.000)	0.002***(0.000)	0.001***(0.000)
ln*Board*	−0.009(0.037)	−0.006(0.033)	−0.050*(0.025)	0.024(0.032)	0.020(0.029)
Indep	0.005(0.114)	0.074(0.103)	−0.102(0.075)	0.072(0.101)	0.127(0.093)
Dual	0.025**(0.011)	0.023**(0.009)	0.016**(0.007)	0.014(0.010)	0.014(0.009)
_cons	−3.910***(0.157)	−3.556***(0.143)	−1.365***(0.124)	−3.020***(0.131)	−2.841***(0.123)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.139	0.133	0.054	0.274	0.244
F	81.939	72.915	22.832	193.369	120.774
N	26400	26400	26400	26400	26400

注：括号内为经异方差调整后的稳健标准误；***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

的，即 QFII 通过提高企业环保投资效率，最终促进企业绿色技术创新绩效提高，验证了本文的研究假设 H2b。

六、进一步分析

（一）调节效应

为进一步检验环境规制在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间的调节效应，即研究假设 H3，本文基于计量模型（4）做进一步检验，计量回归结果如表 10 所示。列（1）、列（2）报告了约束型环境规制（*CER*）在 QFII 持股与绿色技术创新之间的调节效应。结果显示，约束型环境规制的回归系数为 0.059 和 0.058，均在 1% 统计水平下显著为正，说明约束型环境规制所具有的惩罚效应能够对企业绿色技术创新产生显著的促进作用。这与肖仁桥等[55]的研究结果“约束型环境规制主要以行政命令和法律法规为载体，通过环保系统人员的常态化监督管理和环境行政处罚，对污染严重的企业处以停业整改等，倒逼企业在生产过程中遵守环境保护相关政策法规，其具有环境保护的强约束性”是一致的。约束型环境规制与 QFII 持股交互项（*QFII*×*CER*）的回归系数分别为 0.036 和 0.041，在 1%水平上显著为正，表明约束型环境规制在 QFII 持股与绿色技术创新之间存在正向调节效应，QFII 持股在绿色技术创新中呈现出对约束型环境规制的遵循效应，假设 H3a 得证。

表 10 的列（3）、列（4）检验了激励型环境规制（*IER*）在 QFII 持股与绿色技术创新之间的调节效应。结果显示，激励型环境规制（*IER*）的回归系数分别为 0.129 和 0.102，在 1%水平上显著为正，表明激励型环境规制有助于企业绿色技术创新；同时，QFII 持股与激励型环境规制交乘项（*QFII*×*CER*）的回归系数分别为 0.054 和 0.046，在 1%水平上显著为正，表明激励型环境规制在 QFII 持股与绿色技术创新之间发挥正向调节效应，假设 H3b 得证。这与卞晨等[56]研究结果“激励型环境规制政策实行预先拨付企业研发补贴与环境税减免，银行执行绿色信贷政策要求先行放款与贷后监督的奖惩措施，对于形成促进企业绿色技术创新政

策合力的机制设计和调控干预是有效的”是一致的。所以激励型环境规制的强化有助于提高企业绿色创新绩效,即政府通过环保补贴或税收优惠等激励性政策对企业绿色技术创新进行支持和引导,能够产生绿色创新驱动效应。综合上述分析,本文提出的研究假设 H3a 和假设 H3b 均得到了实证结果的支持。

(二)价值效应

随着“双碳”目标的提出以及可持续发展政策的推进,政府对企业环保要求也越来越严格,企业以牺牲环境为代价、盲目追求经济效益的短视行为会成为影响企业持续性发展的阻力。随着环保意识的提高和资源价格的不断攀升,企业越来越关注如何在降低成本的同时实现可持续发展。在这种背景下,绿色技术创新成为了一条可行的道路。一方面,绿色技术不仅可以通过降低资源和能源消耗、提高生产效率达到节约成本的目的,还可以避免环境污染和罚款等额外成本,从而提升企业的竞争力和品牌形象[1]。另一方面,企业的环保形象和社会责任感在消费者心目中的重要性日益凸显,在选择商品或服务时更倾向于选择那些表现出较高环保意识和社会责任感的企业。因此,通过绿色技术创新,企业可以提高自身的环保形象和社会责任感,增强消费者对其品牌的信任和忠诚度,从而帮助企业扩大市场份额并进一步提升绿色竞争力。综合上述分析,企业提高绿色创新能力是提高企业自身价值,实现可持续发展的必由之路。

为了检验 QFII 持股促进企业绿色技术创新有助于企业创造价值,使用中介效应三步法进行检验。企业价值变量 *TQ* 是托宾 *Q* 值(Tobin *Q*),取自企业资产的市场价值与其重置价值之比[57],这也是多数学者计算托宾 *Q* 时使用的方法。表 11 的列(1)是中介效应三步法检验的第一步,报告了 QFII 持股对企业价值(*TQ*)的影响。结果显示,QFII 对 *TQ* 的回归系数为 0.088,在 1%水平上显著,这表明 QFII 持股比例越高,*TQ* 越高,公司价值越高。列(2)、列(3)是表 4 的基准回归结果,是中介效应三步法检验的第二步。列(4)、列(5)是中介效应三步法检验的第三步,报告了企业绿色技术创新对 *TQ* 的影响,回归系数分别为 0.144 与 0.159,在 1%水平上显著为正,这说明企业绿色技术创新水平正向调节企业价值,即企业绿色技术创新水平越高,企业的价值就越大。通过将列(4)、列(5)与列(1)对比后发现,QFII 持股的回归系数有所降低,但依然显著,这就说明企业绿色技术创新在 QFII 持股与企业价值之间发挥了部分中介效应,说明 QFII 持股驱动的企业绿色技术创新具有价值效应。

表 10　调节效应分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln*GApply*	ln*GGrant*	ln*GApply*	ln*GGrant*
QFII	0.017***	0.014***	0.024***	0.021***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
CER	0.059***	0.058***		
	(0.006)	(0.005)		
IER			0.129***	0.102***
			(0.007)	(0.006)
QFII×CER	0.036***	0.041***		
	(0.006)	(0.005)		
QFII×IER			0.054***	0.046***
			(0.010)	(0.009)
Size	0.185***	0.165***	0.177***	0.159***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.005)
Leverage	−0.364***	−0.330***	−0.364***	−0.329***
	(0.030)	(0.026)	(0.029)	(0.026)
ln*Age*	0.088***	0.079***	0.087***	0.078***
	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)
Tangible	0.035	0.055*	−0.036	−0.001
	(0.036)	(0.031)	(0.035)	(0.031)
Cashflow	0.239***	0.226***	0.260***	0.242***
	(0.069)	(0.062)	(0.068)	(0.061)
ROA	−0.001	−0.147*	0.059	−0.097
	(0.091)	(0.084)	(0.090)	(0.083)
SOE	0.015	0.013	0.001	0.001
	(0.013)	(0.011)	(0.012)	(0.011)
*Top*1	−0.128***	−0.056*	−0.092***	−0.026
	(0.035)	(0.031)	(0.034)	(0.030)
Inst	0.112***	0.048**	0.117***	0.053**
	(0.025)	(0.022)	(0.025)	(0.022)
Mshare	0.002***	0.001***	0.002***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ln*Board*	−0.010	−0.007	0.007	0.006
	(0.037)	(0.033)	(0.036)	(0.032)
Indep	0.007	0.077	0.082	0.135
	(0.113)	(0.102)	(0.110)	(0.101)
Dual	0.023**	0.020**	0.020*	0.019**
	(0.011)	(0.009)	(0.010)	(0.009)
_cons	−3.806***	−3.455***	−3.808***	−3.473***
	(0.156)	(0.141)	(0.151)	(0.138)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.144	0.140	0.167	0.156
F	79.092	70.707	83.576	73.076
N	26400	26400	26400	26400

注:括号内为经异方差调整后的稳健标准误;***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

表 11　价值效应分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TQ	ln*GApply*	ln*GGrant*	*TQ*	*TQ*
QFII	0.088***(0.017)	0.055***(0.013)	0.049***(0.011)	0.080***(0.017)	0.080***(0.017)
ln*GApply*				0.144***(0.016)	
ln*GGrant*					0.159***(0.018)
Size	−0.401***(0.012)	0.186***(0.006)	0.166***(0.006)	−0.428***(0.011)	−0.427***(0.011)
Leverage	−0.319***(0.057)	−0.360***(0.030)	−0.326***(0.026)	−0.267***(0.056)	−0.267***(0.056)
ln*Age*	0.250***(0.011)	0.087***(0.006)	0.078***(0.005)	0.237***(0.011)	0.238***(0.011)
Tangible	−0.848***(0.060)	0.033(0.036)	0.053*(0.031)	−0.853***(0.059)	−0.856***(0.059)
Cashflow	1.672***(0.125)	0.239***(0.069)	0.226***(0.062)	1.637***(0.125)	1.636***(0.125)
ROA	1.976***(0.197)	0.011(0.091)	−0.134(0.084)	1.974***(0.196)	1.997***(0.196)
SOE	−0.193***(0.019)	0.011(0.013)	0.008(0.011)	−0.195***(0.019)	−0.194***(0.019)
*Top*1	−0.653***(0.056)	−0.126***(0.035)	−0.053*(0.031)	−0.635***(0.056)	−0.645***(0.056)
Inst	1.477***(0.041)	0.115***(0.025)	0.051**(0.022)	1.461***(0.041)	1.469***(0.041)
Mshare	−0.000(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	−0.001(0.000)	−0.001(0.000)
ln*Board*	−0.086(0.056)	−0.009(0.037)	−0.006(0.033)	−0.085(0.055)	−0.085(0.055)
Indep	0.984***(0.169)	0.005(0.114)	0.074(0.103)	0.983***(0.168)	0.972***(0.168)
Dual	0.034**(0.016)	0.025**(0.011)	0.023**(0.009)	0.030*(0.016)	0.030*(0.016)
_cons	10.577***(0.271)	−3.910***(0.157)	−3.556***(0.143)	11.142***(0.250)	11.142***(0.250)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.325	0.139	0.133	0.331	0.330
F	195.205	81.939	72.915	212.728	210.816
N	26400	26400	26400	26400	26400

注：括号内为经异方差调整后的稳健标准误；***、**、*分别表示双尾检验在 1%、5%、10%下的统计显著水平。

七、研究结论与管理启示

(一)研究结论与局限性

面对环境发展的不确定性以及我国实现绿色转型的时代课题，企业作为深化生态环境高水平保护与节约集约绿色低碳发展的责任主体，如何走好新型工业化绿色创新发展道路、持续推进绿色化数智化转型升级已然成为重要的现实问题。强化国家间的绿色合作、共享绿色发展成果，是助力全球可持续发展的必要措施，同时也是国际社会携手同行、开启人类高质量发展新征程的关键路径。在环境保护方面，QFII 是国际绿色合作的重要媒介，引入 QFII 持股对于我国企业加速实现绿色转型升级的总目标具有重大意义。本文基于我国 A 股 2010—2020 年上市公司的相关数据，实证研究 QFII 持股对企业绿色技术创新的影响路径与作用机制，主要的研究结论为：①QFII 持股可以显著提升企业绿色技术创新水平，经过一系列稳健性和内生性检验后依然成立；②内在机制检验结果表明，企业社会责任与企业环保投资在 QFII 持股与企业绿色技术创新之间产生部分中介效应；③调节效应的结果表明，加强约束型环境规制和强化激励型环境规制都能够对 QFII 持股与绿色技术创新之间产生积极影响；④价值效应结果表明，企业绿色技术创新水平对企业价值具有正向调节作用。

然而，本文仍存在一定的局限性，主要体现在以下三点：第一，企业绿色技术创新的界定，可能使用绿色产品、绿色生产流程更加合适，但囿于数据限制无法收集。第二，QFII 对绿色技术创新可能存在其他机制，例如管理层环保意识、对待环境保护的态度，因此这一机制有待深入研究。第三，宗教、文化等非正式制度可能会影响 QFII 对企业绿色技术创新的促进作用，尚未将非正式制度纳入统一框架下进行研究。当前，随着环保意识的提高和可持续发展理念的深入人心，绿色技术创新已经成为企业发展不可或缺的一部分。而 QFII 持股作为对中国资本市场影响较大的外部投资者之一，其对企业发展和绿色技术创新具有重要影响，研究二者的关系也有着不可忽视的重要意义。因此，未来的研究可以从多个角度出发，继续深入探讨 QFII 持股与企业绿色技术创新之间的关系。

(二)管理启示

本文从理论和实证两方面验证了 QFII 持股对于促进企业绿色技术创新的重要作用,在推动国际绿色合作,贯彻落实人类命运共同体意识,实现绿色可持续高质量发展,提高企业绿色竞争力等方面提供了相关思路和经验参考,据此有以下三方面具体的管理启示:①政府相关部门可根据资本市场情况对 QFII 引入机制进行调整与优化,进一步完善 QFII 市场准入机制与细则。首先,相关部门可以设立企业绿色技术创新专项基金,为 QFII 提供更加便捷的投资渠道和条件。其次,政府可以加大对绿色技术创新领域的宣传力度,让更多的投资者了解该领域的发展潜力和投资机会。最后,政府可以制定更为科学合理的环境规制,给予适当的财政补贴,也应在事后加大对财政补贴应用的监管力度,确保将财政补贴真正地落到实处。②企业应加强与 QFII 的投资与合作,进一步完善企业内部的投资与股权机制。首先,企业可以与 QFII 合作投资和孵化绿色技术创新项目,共同探索新兴市场和领域,发掘全球绿色技术创新领域的潜力和机会。其次,加快进行企业绿色技术改革与创新,适当增加在生产线改造、治污设备的购建等方面的资本性支出,进一步优化环保投资结构,减少污染物排放、提高资源利用率与绿色竞争力。最后,企业也应增强危机意识,构建有效应对环境不确定的治理屏障,实现自身的稳步运营与持续增长。③QFII 可以在资金、技术、市场、政策、风险管控等方面为企业提供支持。首先,QFII 可以加强在绿色技术改革创新、绿色发展等方面的专业指导,为企业提供跨国交流和合作的机会。其次,QFII 可以为企业提供更广泛的国际化资源和网络以及专业的海外市场拓展服务。此外,QFII 可以向合作企业提供政策咨询、政策解读等,帮助企业更好地了解相关政策。最后,QFII 也可以通过加强绿色技术领域的信息披露和风险管理,协助企业通过不断革新绿色技术构建应对环境不确定的治理屏障。

参考文献

[1] 凌鸿程, 阳镇, 舒艺佳. 高管海外背景与企业绿色技术创新[J]. 东北财经大学学报, 2023, 36(3): 61-72.

[2] DYCK A, LINS K V, ROTH L, et al. Do institutional investors drive corporate social responsibility? International evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 131(3): 693-714.

[3] 钟腾, 汪昌云, 2017. 金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角[J]. 金融研究, 16(12): 127-142.

[4] GUO M, WANG H, KUAI Y. Environmental regulation and green innovation: Evidence from heavily polluting firms in China[J]. Finance Research Letters, 2023, 53(6): 103624.

[5] MAHMOOD N, ZHAO Y, LOU Q, et al. Role of environmental regulations and eco-innovation in energy structure transition for green growth: Evidence from OECD[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 183(14): 121890.

[6] 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]. 经济研究, 2020, 55(9): 192-208.

[7] DU Y, GUO Q. Green credit policy and green innovation in green industries: Does climate policy uncertainty matter? [J]. Finance Research Letters, 2023, 58(5): 104512.

[8] 李俊成, 彭俞超, 王文蔚. 绿色信贷政策能否促进绿色企业发展? ——基于风险承担的视角[J]. 金融研究, 2023, 35(3): 112-130.

[9] YAN X. Media attention, urban environmental regulation and corporate environmental responsibility[J]. Finance Research Letters, 2023, 58(12): 104532.

[10] 阳镇, 陈劲, 凌鸿程. 媒体关注、环境政策不确定性与企业绿色技术创新——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 管理工程学报, 2023, 37(4): 1-15.

[11] ZHAO L, ZHANG L, SUN J, et al. Can public participation constraints promote green technological innovation of Chinese enterprises? The moderating role of government environmental regulatory enforcement[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 174(21): 121198.

[12] 伊志宏, 陈欣, 田柳. 公众环境关注对企业绿色创新的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(7): 32-48.

[13] 李俊成, 彭俞超, 杨璐. 非正式制度、儒家文化与企业绿色创新[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2023b, 76(5): 125-135.

[14] 赵颖, 马靓. 文化多样性与企业绿色创新[J]. 科学决策, 2023, 20(8): 140-158.

[15] CHEN Y, CHANG C. The determinants of green product development performance: Green dynamic capabilities, green transformational leadership, and green creativity[J]. Journal of Business Ethics, 2013, 116(3): 107-119.

[16] 杨梅, 王有强, 夏昕鸣. 技术专家型高管与上市企业绿色创新[J]. 经济理论与经济管理, 2023, 43(6): 27-41.

[17] HOJNIK J, RUZZIER M. The driving forces of process eco-innovation and its impact on performance: Insights from slovenia[J]. Journal of Cleaner Production, 2016, 133(8): 812-825.

[18] 席龙胜, 赵辉. 高管双元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效[J]. 经济管理, 2022, 44(3): 139-158.

[19] MBANYELE W, HUANG H, LI Y, et al. Corporate social responsibility and green innovation: Evidence from mandatory csr disclosure laws[J].

Economics Letters, 2022, 212(10): 110322.
[20] 肖红军, 阳镇, 凌鸿程. 企业社会责任具有绿色创新效应吗[J]. 经济学动态, 2022(8): 117-132.
[21] LI J, LIAN G, XU A. How do ESG affect the spillover of green innovation among peer firms? Mechanism discussion and performance study[J]. Journal of Business Research, 2023, 158(23): 113648.
[22] WANG J, MA M, DONG T, et al. Do ESG ratings promote corporate green innovation? A quasi-natural experiment based on syntao green finance's ESG ratings[J]. International Review of Financial Analysis, 2023, 87(32): 102623.
[23] 胡洁, 于宪荣, 韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 90-111.
[24] 李金昌, 连港慧, 徐蔼婷. "双碳"愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 27-49.
[25] 张泽南, 钱欣钰, 曹新伟. 企业数字化转型的绿色创新效应研究: 实质性创新还是策略性创新? [J]. 产业经济研究, 2023, 26(1): 86-100.
[26] 李志辉, 陈海龙. QFII 持股能抑制股票市场操纵吗? ——基于尾市价格偏离模型的检验[J]. 中央财经大学学报, 2022, 23(8): 43-56.
[27] 刘贝贝, 李春涛. 合格境外机构投资者与公司盈余管理[J]. 管理科学, 2022, 35(2): 97-110.
[28] HE F, YAN Y, HAO J, et al. Retail investor attention and corporate green innovation: Evidence from China[J]. Energy Economics, 2022, 115(2): 106308.
[29] PARRINO R, SIAS R W, STARKS L T. Voting with their feet: Institutional ownership changes around forced CEO turnover[J]. Journal of Financial Economics, 2003, 68(1): 3-46.
[30] PUKTHUANTHONG K, TURTLE H, WALKER T, et al. Litigation risk and institutional monitoring[J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 45(22): 342-359.
[31] BENA J, FERREIRA M A, MATOS P, et al. Are foreign investors locusts? The long-term effects of foreign institutional ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 126(1): 122-146.
[32] LI Z, WANG B, WU T, et al. The influence of qualified foreign institutional investors on internal control quality: Evidence from china[J]. International Review of Financial Analysis, 2021, 124 (78): 101916.
[33] XU J, ZENG S, QI S, et al. Do institutional investors facilitate corporate environmental innovation? [J]. Energy Economics, 2023, 117(21): 106472.
[34] 田峰, 杨阿阳. 资金约束与企业环保投资决策——来自重污染行业上市公司的经验证据[J]. 经济问题, 2023, 41(8): 51-59.
[35] ZOU L P, TANG T T, LI X M. The stock preferences of domestic versus foreign investors: Evidence from qualified foreign institutional investors (QFIIS) in China[J]. Journal of Multinational Financial Management, 2016(37/38): 12-28.
[36] 谢宜章, 杨帆. 环境规制、研发投入与先进制造业绿色技术创新[J]. 财经理论与实践, 2023, 44(4): 129-136.
[37] 袁宝龙. 制度与技术双"解锁"是否驱动了中国制造业绿色发展? [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(3): 117-127.
[38] RUSTAM A, WANG Y, ZAMEER H. Environmental awareness, firm sustainability exposure and green consumption behaviors[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 268(31): 122016.
[39] YANG S. Carbon emission trading policy and firm's environmental investment[J]. Finance Research Letters, 2023, 54(30): 103695.
[40] FAROOQ U, WEN J, TABASH M I, et al. Environmental regulations and capital investment: Does green innovation allow to grow? [J]. International Review of Economics & Finance, 2024, 89(PA): 878-893.
[41] 李丹青, 钟成林, 胡俊文. 环境规制、政府支持与绿色技术创新效率——基于 2009—2017 年规模以上工业企业的实证研究[J]. 江汉大学学报(社会科学版), 2020, 37(6): 38-49.
[42] 吴朝霞, 许越, 孙坤. 城市集聚效应对绿色技术创新的影响研究——基于中国 232 个地级及以上城市的空间计量分析[J]. 经济地理, 2022, 42(10): 25-34.
[43] 齐绍洲, 林屾, 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]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
[44] 刘烨, 孟函彤. 合格境外机构投资者对企业创新投入的影响研究——基于融资约束和环境不确定性视角[J]. 产经评论, 2022, 13(2): 39-52.
[45] 舒欢, 邹维. 房地产企业社会责任对企业金融化的影响机制研究——基于代理成本和融资约束的中介效应[J]. 现代经济探讨, 2022, 50(11): 93-105.
[46] 崔广慧, 姜英兵. 政府环保补助能否激励企业环保投资? ——来自工业企业的经验证据[J]. 环境经济研究, 2022, 7(2): 89-105.
[47] 余东华, 燕玉婷. 环境规制、技术创新与制造业绿色全要素生产率[J]. 城市与环境研究, 2022, 12(2): 58-79.
[48] 欧阳晓灵, 张骏豪, 杜刚. 环境规制与城市绿色技术创新: 影响机制与空间效应[J]. 中国管理科学, 2022, 30(12): 141-151.
[49] 李凯杰, 王怀民. FDI、环境规制和我国城市技术进步偏向性[J]. 上海经济研究, 2021, 36(5): 36-49.
[50] 凌鸿程, 孙怡龙. 社会信任提高了企业创新能力吗? [J]. 科学学研究, 2019, 37(10): 1912-1920.

[51] 张德涛, 张景静. 地方政府的行为选择与企业绿色技术创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(3): 86-94.
[52] 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, 22(5): 731-745.
[53] FAN Y, WU S, LU Y, et al. Study on the effect of the environmental protection industry and investment for the national economy: An input-output perspective[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 227(3): 1093-1106.
[54] 崔秀梅, 王敬勇, 王萌. 环保投资、CEO 海外经历与企业价值: 增值抑或减值? ——基于烙印理论视角的分析[J]. 审计与经济研究, 2021, 36(5): 86-94.
[55] 肖仁桥, 陈小婷, 钱丽. 异质环境规制、政府支持与企业绿色创新效率——基于两阶段价值链视角[J]. 财贸研究, 2022, 33(9): 79-93.
[56] 卞晨, 初钊鹏, 孙正林. 环境规制、绿色信贷与企业绿色技术创新的政策仿真——基于政府干预的演化博弈视角[J]. 管理评论, 2022, 34(10): 122-133.
[57] 肖作平. 公司治理结构对资本结构类型的影响——一个 Logit 模型[J]. 管理世界, 2005, 23 (9): 137-147.

QFII Shareholding and Enterprise Green Technology Innovation

Ling Hongcheng[1], Ling Xiaohong[2]
(1. School of Applied Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330044, China;
2. School of Finance, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330044, China)

Abstract: How to take the new industrial green innovation development road has become an important practical problem. The development of qualified foreign institutional investors (QFII) has become an important choice due to the information asymmetry and agency problems between capital supply and demand in the process of green technology innovation. Based on the relevant data of China's A-share listed companies from 2010 to 2020, the impact path and mechanism of QFII shareholding on enterprises' green technology innovation was studied. The results show that QFII shareholding has a positive driving effect on enterprises' green technology innovation, and QFII shareholding significantly improves enterprises' green technology innovation level through enhancing social responsibility and improving environmental protection investment efficiency. Both restrictive and incentive environmental regulations can produce positive regulatory effects between QFII shareholding and green technology innovation. It opens up a new incentive mechanism for improving the green technology innovation ability of Chinese enterprises, and provides a certain theoretical and empirical basis for the reform of China's QFII system and the improvement of enterprises' innovation performance.

Keywords: environmental uncertainty; qualified foreign institutional investor; enterprise green technology innovation; green innovation performance