

绿色贸易壁垒与出口企业金融资产配置： “蓄水池效应”还是“挤出效应”

龙世国¹, 钱学锋^{2a, 2b}

(1. 兰州大学 经济学院, 甘肃 兰州 730000;

2. 中南财经政法大学 a. 经济贸易学院, b. 中国(湖北)自由贸易试验区研究院, 湖北 武汉 430073)

[摘要] 基于 2009—2024 年中国沪深 A 股制造业上市公司数据与 WTO 环境相关 TBT/SPS 通报信息, 实证考察了绿色贸易壁垒对出口企业金融资产配置的影响。研究发现, 绿色贸易壁垒显著推高出口企业金融资产配置水平, 且主要表现为短期金融资产配置增加, 整体呈现以预防性储蓄为主的“蓄水池效应”。异质性分析表明, 在东部地区、非重污染行业及非国有企业中, 绿色贸易壁垒对出口企业金融资产配置的影响效应更加显著。机制检验发现, 绿色贸易壁垒通过加剧流动性约束、调整实体投资和抑制绿色创新影响出口企业金融资产配置。进一步调节效应分析发现, 绿色全要素生产率能够强化金融资产配置的战略缓冲功能, 而融资约束会削弱这一作用, 并提升其向“挤出效应”转化的风险。研究拓展了绿色贸易壁垒经济后果的微观财务解释, 并为引导金融资源服务企业绿色转型提供了经验证据。

[关键词] 绿色贸易壁垒; 出口企业金融资产配置; 融资约束; 蓄水池效应; 挤出效应

[中图分类号] F74 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2026)05-0107-10

一、引言

在全球气候治理深化与供应链绿色转型加速的背景下, 以欧盟碳边境调节机制(Carbon Border Adjustment Mechanism, CBAM)为代表的绿色贸易壁垒(Green Trade Barriers, GTB)正在重塑国际贸易规则。不同于传统关税壁垒, 新型绿色规制压力不仅直接影响企业出口竞争力, 还可能通过成本压力、订单波动和转型约束改变企业内部资源配置。2025 年《政府工作报告》明确提出“积极应对绿色贸易壁垒”, 表明该问题已成为我国外贸高质量发展和企业绿色转型中的重要现实议题。绿色贸易壁垒已成为国际经济学与环境政策的重要交叉研究方向^[1-2], 既有研究普遍指出其具有“倒逼激励”与“约束抑制”双重效应。一方面, 严苛的环境标准能够推动企业加快绿色技术研发、产品升级和生产方式转型^[3-4], 进而提升环境绩效和国际竞争力^[5-6]; 另一方面, 高额合规成本也可能挤占企业研发、投资和经营资源, 并对资金实力较弱或技术基础不足的企业形成新的市场准入障碍^[7-8]。总体而言, 既有文献较多关注绿色贸易壁垒对企业创新、出口绩效和生产效率的影响, 但对其如何改变企业金融资产配置行为关注不足。

企业金融资产配置是近年来公司金融与实体经济领域的研究热点。从内涵上看, 企业金融资产配置是指非金融企业在面临经营环境变化时, 将资金配置于金融资产及类金融资产的行为。围绕企业金融资产配置的动因, 学术界主要形成两类解释: 第一类是基于预防性储蓄理论和融资约束理论的“蓄水池效应”解释, 企业在外部不确定性上升时增持高流动性金融资产, 以平滑现金流波动并保障后续实体投资^[9-13]; 第二类是基于金融资产配置理论和投资替代假说的“挤出效应”解释, 即企业在金融收益较高或实体投资预期下降时, 将资金从生产性部门转向金融资产, 进而削弱固定资产投资、创新投入和主业发展^[14-19]。相关研究进一步指出, 企业金融资

[收稿日期] 2026-02-07

[基金项目] 国家社会科学基金项目(21&ZD083); 甘肃省基础研究计划-软科学专项(22JR4ZA038); 甘肃哲学社会科学规划项目(2023YB018); 甘肃省高校青年博士支持项目(2025QB-004)

[作者简介] 龙世国(1991—), 男, 甘肃兰州人, 兰州大学经济学院讲师, 硕士生导师, 从事国际贸易理论与政策、金融与税务研究; 钱学锋(1979—), 男, 安徽安庆人, 中南财经政法大学经济贸易学院教授, 博士生导师, 从事国际贸易理论与政策、空间经济研究, 通信作者, E-mail: xfqian@126.com。

产配置的经济后果并非单向,其影响取决于金融资产配置程度、配置动机和外部情境,可能对创新^[20]、就业^[21]和经济增长^[22]产生非线性影响。近年来,部分文献开始将环境规制纳入企业金融资产配置分析框架,发现环境政策会通过成本压力和预期变化影响企业资产配置^[23-24]。但上述研究多集中于本国环境规制情境,对跨境绿色规制压力下出口企业金融资产配置行为的讨论仍较匮乏。

那么,当出口企业遭遇具有外部性、强制性和动态调整性的绿色贸易壁垒时,企业金融资产配置究竟发挥了风险缓冲和转型支撑功能,还是演变为对实体投资和绿色创新的资源挤占?进一步地,企业在何种条件下更可能表现为“蓄水池效应”,又在何种条件下转向“挤出效应”?基于此,本文选取2009—2024年中国沪深A股制造业上市公司为研究样本,匹配绿色贸易壁垒相关测度指标,构建“绿色贸易壁垒—企业金融资产配置—资源配置”的分析框架,系统检验绿色贸易壁垒对企业金融资产配置的影响及其作用机制。

相较于既有研究,本文的边际贡献在于:(1)创新研究视角。突破国内环境规制的局限,将国际绿色贸易壁垒与出口企业金融资产配置纳入统一框架,揭示跨境绿色规制如何通过改变外部合规环境重塑内部资产配置,填补绿色贸易壁垒微观财务效应研究的不足。(2)深化机制识别。本文在区分短期与长期金融资产配置的基础上,进一步从流动性约束、实体投资和绿色创新三个渠道识别金融资产配置背后的预防性储蓄动机与挤出效应。(3)识别效应边界。通过识别绿色全要素生产率与融资约束的调节作用,划定企业金融资产配置从“服务实体”转向“脱实向虚”的转化条件,从而为分类施策和引导金融资源服务绿色转型提供了经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一)绿色贸易壁垒与出口企业金融资产配置

当企业面临外部冲击时,理论上存在市场转移、产品转型与金融缓冲三种应对策略,但受沉没成本、供应链锁定、技术学习和设备更新周期等因素影响,前两种策略在短期内难以有效实施^[25-26]。相比之下,金融资产具有流动性强、交易成本低和可逆性高等特点,更适合作为企业应对短期不确定性的财务缓冲工具。绿色贸易壁垒兼具规制成本刚性与市场准入不确定性双重特征,其对出口企业金融资产配置的影响,本质上是外部绿色规制冲击下企业资产组合调整的结果。

首先,预防性储蓄理论认为,当企业面临未来现金流不确定性时,会倾向于持有流动性较强的资产,以应对潜在支出和经营波动。其次,融资约束理论强调,当外部融资成本较高或融资渠道不稳定时,企业会更依赖内部资金进行跨期平滑。最后,资源依赖理论和投资替代理论指出,当企业可支配资源有限且实体投资预期下降时,金融资产可能会与固定资产投资、研发投入和绿色创新形成竞争关系,从而产生“挤出效应”。绿色贸易壁垒可能推动出口企业增持金融资产,但这并不意味着“脱实向虚”。若企业增持的是短期、高流动性金融资产,其目的在于平滑现金流、保障合规支付并为后续绿色转型蓄力,则此金融资产配置行为体现为积极的“蓄水池效应”;反之,若企业长期削减实体投资与绿色创新支出,将资源持续锁定于金融领域,则金融资产配置将演化为消极的“挤出效应”。鉴于绿色贸易壁垒的冲击具有突发性与阶段性特征,出口企业在应对初期更倾向于利用短期金融资产维持财务弹性,而非彻底放弃主业转型。基于以上分析,本文提出假设H1。

H1:绿色贸易壁垒会推高出口企业金融资产配置水平,且主要表现为短期预防性金融资产配置增加,总体呈现以预防性储蓄为主的“蓄水池效应”。

(二)机制分析

绿色贸易壁垒通过改变企业资金约束、投资决策与创新激励,引发资产组合的重新配置。为系统揭示这一传导逻辑,本文从风险对冲与资源错配两条逻辑展开机制分析。

1. 加剧流动性约束

绿色贸易壁垒引致的强制性环保投入,如购置治污设备、引进低碳技术或支付碳关税等,会直接占用企业营运资金并削弱内部流动性缓冲^[26]。短期金融资产兼具较高流动性和一定收益性,能够在必要时快速变现并满足合规支付或经营周转需求,因而成为企业进行流动性管理的重要工具。因此,绿色贸易壁垒可能通过加剧流动性约束,促使企业增持短期金融资产,这一过程本质上是企业维持财务弹性而进行的流动性管理行为,属于风

险对冲逻辑的“蓄水池效应”。基于以上分析,本文提出假设 H2。

H2:绿色贸易壁垒通过加剧流动性约束,促使出口企业预防性增持短期金融资产,进而推高金融资产配置水平,形成“蓄水池效应”。

2. 调整实体投资

绿色贸易壁垒同样会影响企业实体投资。面对更高的绿色合规要求,企业可能延缓部分传统产能扩张或压缩非核心实体投资,甚至通过处置低效资产筹措转型资金^[27]。与此同时,绿色实体投资通常具有建设周期长、资金沉淀程度高和短期收益不确定等特征,容易造成资金需求前置与投资回报滞后的时间错配。在这一情形下,企业将部分资金配置于短期金融资产,可能是一种保持资本灵活性、等待投资机会明朗化的过渡性策略。需要指出的是,若短期资金腾挪仅为暂时性过渡,待绿色投资机会和政策环境明朗后再转回实体部门,则属于风险对冲逻辑下的“蓄水池效应”;相反,若绿色贸易壁垒持续削弱企业实体经营预期,导致企业长期减少生产性投资并将资金稳定转向金融资产,则金融资产配置将演变为资源错配逻辑下的“挤出效应”。因此,调整实体投资路径是两种效应转化的关键节点。基于以上分析,本文提出假设 H3。

H3:绿色贸易壁垒会通过调整出口企业实体投资决策,进而影响金融资产配置水平,若资金用于后续绿色投资则形成“蓄水池效应”,若资金长期脱离实体则产生“挤出效应”。

3. 抑制绿色创新

绿色贸易壁垒还可能通过影响绿色创新投入改变企业金融资产配置。理论上,绿色贸易壁垒能够倒逼企业开展绿色技术研发,以满足更高环境标准^[28]。从资源依赖理论看,企业创新活动高度依赖稳定资金供给和外部市场预期。若绿色贸易壁垒削弱企业利润空间并提高经营风险,则管理层可能会降低长期研发支出,将部分资金转向收益更稳定、风险更可控的金融资产,进而削弱企业绿色转型能力和长期竞争优势。因此,该机制属于资源错配逻辑,体现为金融资产对绿色创新投入的“挤出效应”。基于以上分析,本文提出假设 H4。

H4:绿色贸易壁垒通过抑制出口企业的绿色创新投入,引导部分研发资金转向金融资产,进而强化金融资产配置的“挤出效应”。

(三) 调节效应

依据资源编排理论,企业对外部绿色规制冲击的反应取决于其资源重组和配置能力。本文重点考察绿色全要素生产率($GTFP$)与融资约束的调节效应,探究其促使金融资产配置更倾向于“蓄水池效应”还是“挤出效应”。绿色全要素生产率较高的企业,通常具有更强的绿色生产能力和技术转化能力,能够将绿色贸易壁垒转化为产品升级和竞争优势重塑的机会。此类企业增持短期金融资产,更多是为了平滑绿色研发和技术改造所需现金流,因而更可能表现为“蓄水池效应”,反之则更多表现为“挤出效应”^[13]。因此, $GTFP$ 正向调节绿色贸易壁垒对短期金融资产配置水平的影响。融资约束从财务可获性维度调节上述关系。融资约束较低的企业拥有充裕现金流与授信,能在维持运营的同时配置金融资产,支撑“蓄水池效应”。融资约束较高的企业则面临内源资金不足和外源融资成本较高的压力,有限资源被迫优先满足合规支出,不仅抑制“蓄水池效应”,还会加剧“挤出效应”。基于以上分析,本文提出假设 H5。

H5:绿色全要素生产率正向调节绿色贸易壁垒对短期金融资产配置水平的影响,即强化“蓄水池效应”,而融资约束会负向调节这一关系。

三、研究设计

(一) 数据来源与处理

本文绿色贸易壁垒数据来源于世界贸易组织(WTO)环境数据库,涵盖 2009—2024 年各成员国通报的环境相关技术贸易措施。企业财务、治理及进出口数据均来自国泰安数据库(CSMAR),出口资质信息来自全国有出口资质企业信息库。

本文借鉴相关研究^[4]方法,对样本进行如下处理:(1)依据世界综合贸易解决方案(WITS)规则及证监会行业分类,完成“HS 编码-ISIC-证监会行业代码”的匹配,并结合 WTO 同类信息补全缺失行业代码的观测样本;(2)剔除 ST、*ST、PT 及终止上市的观测样本;(3)剔除金融行业样本;(4)仅保留具有出口资质且存在海外业务收入的沪深 A 股制造业上市企业样本。

(二)模型构建与变量说明

为检验所提研究假设,本文构建如下计量模型:

$$Fin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GTB_{i,t-1} + \alpha_2 \sum Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it}$$
 (1)

其中,下标*i*和*t*分别代表企业和年份,*Fin_{it}*表示企业*i*在*t*年的金融资产配置水平;*lnGTB_{i,t-1}*为滞后一期的绿色贸易壁垒强度,并做对数化处理以缓解异方差问题;*Control_{it}*为一系列控制变量;*μ_i*和*v_t*分别为个体固定效应与年份固定效应;*ε_{it}*为随机干扰项。本文重点关注系数*α₁*,若其显著为正,表明绿色贸易壁垒会促进出口企业金融资产配置。

1. 被解释变量:出口企业金融资产配置

现有研究主要从资产维度、收益维度和动态变化维度测度企业金融资产配置水平^[15-16,29]。鉴于本文关注非金融企业偏离主业配置金融资产的行为,采用资产维度测度广义口径的金融资产配置,以企业金融资产占总资产的比重来衡量金融化水平(*Fin*)。参考戴其文等^[16]和杜勇等^[17]的做法,在金融资产口径中剔除货币资金,并将投资性房地产纳入广义金融资产范围。具体而言,金融资产包括资产负债表中的交易性金融资产、衍生金融资产、短期投资、应收利息、应收股利、可供出售金融资产、持有至到期投资及投资性房地产八个会计科目。考虑到样本期内上市公司金融工具列报口径发生变化,本文依据新旧会计准则的科目对应关系,对相关金融资产科目进行统一处理。进一步,为识别金融资产配置的结构特征与潜在动机,本文借鉴王红军等^[30]对金融资产的划分方法,将金融资产划分为短期金融资产与长期金融资产,并分别以其占总资产的比重衡量短期金融投资占比(*Fin1*)和长期金融投资占比(*Fin2*)。通过分析金融资产结构,能够更准确地识别绿色贸易壁垒引致的企业金融资产配置究竟主要体现为短期流动性管理,还是长期资源偏离实体部门。

2. 核心解释变量:绿色贸易壁垒

借鉴赵文霞和刘洪愧^[31]的做法,本文采用企业所属行业当年面临的WTO环境相关TBT/SPS通报数作为绿色贸易壁垒的代理变量,该指标能够反映行业出口产品所承受的环境规制压力和市场准入壁垒。另外,根据《WTO TBT 协定》第2.12条及多哈决议,成员国在技术法规发布与实质生效之间需预留通常不少于6个月的合理间隔期,加之约60天的通报评议期,政策落地存在时间跨度,且其对企业财务决策的影响通常具有滞后性。为此,本文进一步对*GTB*变量进行滞后一期处理,这属于领域内常规处理方式。

3. 控制变量

为缓解遗漏变量偏误,本文参考相关研究^[32],选取如下控制变量:企业层面包括现金流(*CF*)、董事会规模(*Board*)、财务杠杆(*Lev*)、盈利能力(*ROA*)、托宾*Q*值(*TobinQ*)及上市年龄(*ListingAge*);行业层面控制行业出口度(*IndOpen*);区域层面控制地区经济增长率(*GDPGr*)。此外,本文对所有连续变量进行1%和99%缩尾处理。

4. 机制变量

本文进一步构建三个机制变量。(1)流动资产比率(*Flua*)。以流动资产占总资产的比率衡量,流动资产包括货币资金、交易性金融资产、应收票据及应收账款、存货等可在一年或一个营业周期内变现或耗用的资产。该指标越高,表明企业资产的流动性越强。(2)固定资产比率(*Outcap*)。以固定资产占总资产的比率衡量,该指标越高,表明企业的资本密集度与经营杠杆越高,重资产属性越强,但同时可能伴随较高的固定成本与折旧压力。(3)绿色创新投入(*Greeninov*)。以绿色创新研发费用占企业全年销售收入的比率衡量,该指标越高,表明企业绿色转型意愿与行动力越强。具体定义与测度详见表1。

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	企业金融资产配置	<i>Fin</i>	金融资产/总资产
	短期金融投资占比	<i>Fin1</i>	短期金融资产/总资产
	长期金融投资占比	<i>Fin2</i>	长期金融资产/总资产
解释变量	绿色贸易壁垒	<i>GTB</i>	企业所属行业当年面临的WTO环境相关TBT/SPS通报数
控制变量	现金流水平	<i>CF</i>	经营活动现金流量净额
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	盈利能力	<i>ROA</i>	资产收益率(净利润/总资产)
	托宾 <i>Q</i> 值	<i>TobinQ</i>	(股票总市值+债务账面值)/总资产账面价值
	企业上市年龄	<i>ListingAge</i>	企业已上市的年数
机制变量	行业外向度	<i>IndOpen</i>	出口额/(出口额+进口额)
	地区经济增长率	<i>GDPGr</i>	GDP年度增长率
	流动资产比率	<i>Flua</i>	流动资产/总资产
	固定资产比率	<i>Outcap</i>	固定资产/总资产
	绿色创新投入	<i>Greeninov</i>	绿色创新研发费用/企业全年销售收入

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 2 展示了绿色贸易壁垒对企业金融资产配置、短期金融投资占比和长期金融投资占比的基准回归结果。第(2)列结果显示,绿色贸易壁垒对企业整体金融资产配置水平的回归系数为 0.0033,在 5% 水平上显著,表明绿色贸易壁垒显著推高了出口企业金融资产配置水平,这与企业通过资产结构调整来管理外部风险的预期一致^[33]。第(4)列结果显示,绿色贸易壁垒对短期金融投资占比的回归系数为 0.0024,在 1% 水平上显著,表明企业更倾向于持有高流动性的短期金融资产,以应对绿色贸易壁垒带来的不确定性与现金流冲击。第(6)列结果显示,绿色贸易壁垒对长期金融投资占比的影响在统计上不显著,这与不确定性诱发长期投机的观点形成对比^[34]。此外,控制变量回归结果均符

合理预期,限于篇幅不再逐一赘述。综上所述,基准回归结果支持假设 H1,即绿色贸易壁垒显著促进出口企业金融资产配置,且主要表现为短期金融资产的增加,呈现明显的“蓄水池效应”。

(二) 稳健性检验

为检验基准回归结果的可靠性,本文从模型设定、样本处理和变量测度等多个维度进行稳健性检验,具体结果如表 3 所示。

1. 更换估计方法

考虑到模型设定误差及高维混杂因素可能影响估计结果,本文采用 Chernozhukov 等^[35]提出的双重机器学习(DoubleML)方法进行重新估计。第(2)列结果显示,绿色贸易壁垒对企业金融资产配置的回归系数为

0.0016,与基准结果方向一致且在 10% 水平上显著,表明在采用机器学习方法控制潜在非线性关系和高维混杂因素后,绿色贸易壁垒促进企业金融资产配置的结论仍然成立。

2. 调整固定效应设定

基准模型同时控制企业个体与年份固定效应,但未排除行业层面的时变共同冲击的影响,本文依据证监会 2012 版行业分类控制行业固定效应。第(3)列回归结果显示,核心解释变量的系数为 0.0082,符号与显著性未发生实质变化,说明基准结论对固定效应设定方式不敏感。

3. 调整标准误差聚类层级

由于绿色贸易壁垒属于行业一年度层面的外部冲击,同行业内企业可能存在相关性。为避免低估标准误,本

表 2 基准回归结果

变量	(1) <i>Fin</i>	(2) <i>Fin</i>	(3) <i>Fin1</i>	(4) <i>Fin1</i>	(5) <i>Fin2</i>	(6) <i>Fin2</i>
<i>L. lnGTB</i>	0.0033 ** (0.0015)	0.0033 ** (0.0015)	0.0022 ** (0.0007)	0.0024 *** (0.0007)	0.0013 (0.0012)	0.0012 (0.0012)
<i>ListingAge</i>		0.0015 *** (0.0005)		0.0012 *** (0.0003)		0.0009 ** (0.0003)
<i>Lev</i>		-0.0532 *** (0.0076)		-0.0394 *** (0.0041)		-0.0167 *** (0.0060)
<i>ROA</i>		-0.0122 *** (0.0035)		-0.0005 (0.0027)		-0.0094 *** (0.0019)
<i>GDPGr</i>		-0.0034 *** (0.0008)		-0.0020 *** (0.0005)		-0.0015 ** (0.0006)
<i>Board</i>		-0.0003 (0.0004)		-0.0001 (0.0002)		-0.0001 (0.0003)
<i>TobinQ</i>		0.0018 ** (0.0008)		0.0002 (0.0007)		0.0012 *** (0.0004)
<i>CF</i>		0.0041 (0.0030)		0.0029 (0.0020)		0.0013 (0.0013)
<i>IndOpen</i>		0.0574 (0.1567)		-0.0307 (0.1130)		0.1247 (0.1073)
常数项	0.0341 *** (0.0055)	0.4009 ** (0.1490)	0.0099 *** (0.0025)	0.2577 ** (0.1029)	0.0139 ** (0.0044)	0.1232 (0.1061)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	14627	14627	14627	14627	14627	14627
调整 R ²	0.5702	0.5726	0.6377	0.6402	0.5259	0.5272
F 统计量	44.8383	35.7108	78.7225	61.5318	20.2001	16.6800

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内为企业层面聚类稳健标准误;下同。

表 3 稳健性检验结果

变量	<i>Fin</i>			
	(1) 双重机器学习模型	(2) 行业固定效应	(3) 更换聚类	(4) 更换解释变量
<i>L. lnGTB</i>	0.0016 * (0.0008)	0.0082 ** (0.0025)	0.0033 *** (0.0016)	
$\ln(EarningsProportion \times GTB)$				0.0018 ** (0.0009)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	否	是	是
行业固定效应	否	是	否	否
样本量	15072	14627	14627	8871
调整 R ²		0.0870	0.5726	0.5270
F 统计量		53.7344	44.0908	27.6099

文将标准误差聚类层级由企业层面调整至行业层面。第(4)列结果显示,核心系数的统计显著性未受实质性影响,表明基准回归的统计推断具有稳健性。

4. 更换解释变量测度方法

基准回归使用行业层面通报数量,可能忽视企业出口暴露程度差异。为此,本文参考李平^[36]的方法,将行业年度绿色贸易壁垒通报数量与企业海外销售收入占比相乘,构建企业层面的异质性暴露指标。第(5)列结果显示,该变量的系数为0.0018,并在5%水平上显著,与基准回归结论一致。进一步,本文遵循前述相同的检验策略,系统评估了绿色贸易壁垒对短期金融资产占比(*Fin1*)的影响,所有回归结果均表明绿色贸易壁垒显著促进了企业增持短期金融资产,存在“蓄水池效应”以应对潜在的经营冲击。

(三) 内生性检验

尽管基准模型已控制多维固定效应和控制变量,但潜在内生性问题仍需审慎对待。为此,采用自抽样(Bootstrap)与工具变量(IV)两种方法进行检验。

1. 自抽样法

本文采用 Bootstrap 方法进行3000次有放回抽样,重新估计核心模型,以检验结果是否受特定样本或极端观测影响。表4第(1)列和第(4)列结果显示,在自抽样标准误下,绿色贸易壁垒对企业金融资产配置和短期金融投资占比的回归系数均在5%水平上显著为正,这表明基准回归结果并非由少数极端样本或偶然因素驱动。

2. 工具变量估计

本文借鉴 Bartik 工具变量的构建方法^[37],利用地区初始行业结构与全国层面绿色贸易壁垒冲击的交互项构造工具变量,并采用面板固定效应两阶段最小二乘法进行估计。该工具变量反映不同地区因初始产业结构差异而产生的外生冲击暴露差异,具有较强相关性和外生性。表4第(2)列和第(3)列、第(5)列和第(6)列报告了IV估计结果。第一阶段估计结果显示,Bartik 工具变量与绿色贸易壁垒显著正相关,Kleibergen-Paap LM 统计量为7.430,且K-P Wald F统计量为24.009,表明不存在弱工具变量问题;第二阶段估计结果显示,绿色贸易壁垒对出口企业金融资产配置和短期金融投资占比的影响均显著为正,且系数绝对值较基准回归有所增大。这表明在进一步处理潜在内生性后,绿色贸易壁垒促进企业短期金融资产配置的结论依然成立,即证实存在“蓄水池效应”。

(四) 异质性检验

为考察绿色贸易壁垒影响的差异性,本文从区域、行业及企业产权性质三个维度进行异质性检验。

1. 区域异质性

考虑到我国区域在对外开放程度、产业结构和金融发展水平方面存在明显差异,本文参考朱柿颖和陈维涛^[38]的区域划分方式,将全国划分为东部、中部和西部地区。表5回归结果显示,绿色贸易壁垒显著推高了东部地区企业的金融资产配置水平和短期金融投资占比,而对中西部企业的影响不显著。究其原因,东部地区企业深度嵌入全球价值链,对国际绿色标准变动高度敏感;同时,东部地区金融市场更为发达,企业更容易通过配置短期金

表4 内生性检验结果

变量	<i>Fin</i>			<i>Fin1</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. lnGTB</i>	0.0004 ** (0.0002)		0.0191 *** (0.0071)	0.0003 *** (0.0001)		0.0090 *** (0.0024)
<i>Bartik</i>		0.3296 *** (0.0726)			0.3296 *** (0.0673)	
K-P Wald F		24.009		24.009		
K-P LM		7.430 ***		7.430 ***		
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	14627	14813	14813	14627	14813	14813
调整 R ²	0.6331			0.6919		
F 统计量	38.8412			68.0164		

注:两阶段最小二乘估计中的R²和F统计量不具有实际意义,未予汇报,下同。

表5 区域异质性检验结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1) <i>Fin</i>	(2) <i>Fin1</i>	(3) <i>Fin</i>	(4) <i>Fin1</i>	(5) <i>Fin</i>	(6) <i>Fin1</i>
<i>L. lnGTB</i>	0.0044 ** (0.0018)	0.0026 ** (0.0009)	0.0033 (0.0037)	0.0014 (0.0024)	-0.0048 (0.0035)	0.0008 (0.0011)
样本量	11051	11051	2127	2127	1449	1449
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.5530	0.6338	0.5780	0.6173	0.7050	0.7370
F 统计量	28.1716	48.9100	6.7021	9.0571	2.8277	5.3558

融资产进行流动性管理。相比之下,中西部企业出口暴露程度和金融工具可得性相对较低,因此绿色贸易壁垒的金融资产配置效应尚不显著。

2. 行业异质性

企业污染属性差异可能影响其对绿色贸易壁垒的响应方式。依据生态环境部《上市公司环境信息披露指南》,本文将样本划分为重污染行业与非重污染行业。表 6 回归结果显示,绿色贸易壁垒显著推高了非重污染行业企业的金融资产配置水平和短期金融投资占比,而对重污染行业企业的影响不显著。究其原因,重污染企业长期面临严苛的国内环境规制,已积累一定的绿色技术储备与合规经验,能够部分吸收外部壁垒冲击;而非重污染企业缺乏此类能力,只能通过增持高流动性金融资产以应对高昂的改造成本与不确定性结果从行业层面印证了“蓄水池效应”,缺乏缓冲能力的企业更依赖金融资产。

3. 产权异质性

产权性质会影响企业资源配置逻辑和风险应对能力,本文依据股权性质将样本划分为国有企业与非国有企业。表 7 回归结果显示,绿色贸易壁垒显著正向推高了非国有企业的金融资产配置水平和短期金融投资占比,但在国有企业中这种促进作用较弱。究其原因,国有企业享有政策资源优势与预算软约束,面临绿色壁垒时可通过获得政府补贴、政策性信贷等渠道缓解合规压力^[39],因而对金融资产依赖较低,且国有企业承担稳就业等社会目标,投资行为具有战略刚性,金融资产更多体现为被动流动性管理增加而非主动风险对冲。相比之下,非国有企业则缺乏此类制度保护,融资约束更强,因而只能通过增持短期金融资产实施预防性储蓄,这与存在“蓄水池效应”逻辑吻合。

五、进一步分析

(一) 机制检验

本文参照余森杰和解恩泽^[40]的研究设计,分别从加剧流动性约束、调整实体投资与抑制绿色创新三个渠道进行机制检验。

1. 加剧流动性约束

表 8 第(1)列结果显示,绿色贸易壁垒对流动资产比率的系数为 -0.0077,且在 5% 水平上显著,这表明绿色贸易壁垒会恶化企业流动性状况,加剧其短期资金压力。第(2)列结果进一步显示,流动资产比率对出口企业金融资产配置的估计系数在 1% 的水平上显著为负,表明流动性状况是重要的中介渠道。由此,假设 H2 得以验证。

2. 调整实体投资

表 8 第(3)列结果显示,绿色贸易壁垒对企业固定资产比率的回归系数在 5% 水平上显著为负。同时,第

表 6 行业异质性检验结果

变量	非重污染企业		重污染企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fin	Fin1	Fin	Fin1
L. lnGTB	0.0039 ** (0.0015)	0.0027 *** (0.0008)	0.0023 (0.0126)	-0.0049 (0.0064)
样本量	13059	13059	1525	1525
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
调整 R ²	0.5678	0.6349	0.6057	0.6958
F 统计量	32.3115	52.8694	4.4679	11.3829

表 7 产权异质性检验结果

变量	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fin	Fin1	Fin	Fin1
L. lnGTB	0.0001 (0.0017)	0.0015 ** (0.0007)	0.0071 *** (0.0015)	0.0044 *** (0.0009)
样本量	3547	3547	9326	9326
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
调整 R ²	0.6111	0.4863	0.5854	0.6333
F 统计量	1.8808	5.2275	12.7017	13.2619

表 8 机制检验结果

变量	(1) Flua	(2) Fin	(3) Outcap	(4) Fin	(5) Greeninov	(6) Fin
L. lnGTB	-0.0077 ** (0.0025)	0.0030 ** (0.0015)	-0.7723 ** (0.3541)	0.0033 ** (0.0015)	-0.0222 *** (0.0053)	0.0055 *** (0.0011)
Flua		-0.0802 *** (0.0098)				
Outcap				-0.0001 ** (0.0000)		
Greeninov						-0.0024 * (0.0013)
样本量	14627	14627	14625	14625	14593	14593
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.7709	0.5753	0.7802	0.5690	0.1302	0.5714
F 统计量	36.9825	41.6264	12.6920	37.6747	2.0931	18.1459

(4)列结果显示,企业固定资产投资与金融资产配置水平呈显著负相关关系,表明在绿色贸易壁垒冲击下,企业可能压缩固定资产等长期实体投资,将部分资金转向流动性更强的金融资产,以增强资本配置灵活性,这也证实实体投资调整是重要影响渠道之一。由此,假设 H3 得以验证。

3. 抑制绿色创新

表 8 第(5)列结果表明,绿色贸易壁垒对绿色创新的回归系数为 -0.0222 ,且在 1% 水平上显著,表明绿色贸易壁垒显著抑制了企业绿色创新投入;同时,第(6)列结果显示,绿色创新与出口企业金融资产配置水平呈显著负相关关系,说明创新活动对金融资产配置具有替代效应。这一结果符合创新投资理论^[41],即当企业面临外部冲击与短期财务压力时,往往会优先保障生存性支出,而削减周期长、风险高的创新活动。绿色创新投入的减少在短期内释放出部分可支配资金,企业可能将这些资金转而配置于金融资产,以寻求短期收益或流动性管理。由此,假设 H4 得以验证。

(二)调节效应

前文机制分析表明,绿色贸易壁垒会推高出口企业的金融资产配置水平。为识别二者的边界条件并验证假设 H5,本文引入绿色全要素生产率($GTFP$)和融资约束(Whited-Wu 指数)作为调节变量,构建交互项进行实证检验。

本文参考杨孟禹等^[42]的研究,引入交互项($L.lnGTB \times lnGTFP$)来探索绿色技术能力的调节作用。表 9 第(1)和第(2)列结果显示,该交互项对金融资产配置水平和短期金融投资占比的系数分别为 0.1492 和 0.0203,且均在统计上显著,表明绿色全要素生产率显著强化了金融资产配置的“蓄水池效应”。具体而言,对于绿色全要素生产率较高的企业,绿色贸易壁垒被视为行业筛选与竞争优势重构的机遇,此类企业通过主动增持高流动性金融资产,为持续的绿色研发与技术改造提供跨期平滑的现金流支持。相反,对于绿色全要素生产率较低的企业,则可能因合规成本上升而将资金转向金融领域,形成“挤出效应”^[43-44]。

为检验融资约束的边界条件,本文选取 Whited-Wu 指数^[45-46]和绿色贸易壁垒滞后项构建交互项($L.lnGTB \times WW$)。表 9 第(3)列和第(4)列回归结果显示,该交互项对金融资产配置水平和短期金融投资占比的系数分别为 -0.0030 和 -0.0022 ,且均至少在 5% 水平上显著,这表明高融资约束会显著抑制金融资产配置的“蓄水池效应”。对于融资约束较低的企业,充裕的内外部现金流使其有能力在维持运营的同时配置金融资产以支撑转型;而对于高融资约束企业,严苛的资金缺口迫使资源优先用于应对合规成本或刚性支出,从而切断了通过金融资产为绿色创新“输血”的路径。综上,绿色全要素生产率的提升有助于强化金融资产配置的“蓄水池效应”,而融资约束的加剧则会抑制这一良性机制,表明绿色贸易壁垒引致的企业金融资产配置同时存在“蓄水池效应”与“挤出效应”,其分界点在于企业的绿色技术能力与融资约束水平。由此,假设 H5 得以验证。

表 9 调节效应结果

变量	(1) Fin	(1) $Fin1$	(1) Fin	(1) $Fin1$
$L.lnGTB \times lnGTFP$	0.1492 ** (0.0082)	0.0203 *** (0.0040)		
$lnGTFP$	0.0045 (0.0376)	-0.0334 (0.0238)		
$L.lnGTB \times WW$			-0.0030 ** (0.0014)	-0.0022 ** (0.0007)
WW			0.0167 (0.0121)	0.0003 (0.0058)
样本量	12519	12519	14627	14627
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
调整 R^2	0.5719	0.6174	0.5730	0.6404
F 统计量	25.1504	51.0257	34.7103	58.9223

六、研究结论与启示

本文基于 2009—2024 年中国沪深 A 股制造业出口企业数据,考察了绿色贸易壁垒对企业金融资产配置的影响效应及其作用机制。实证结果表明,第一,绿色贸易壁垒显著推高了出口企业金融资产配置水平,且主要表现为短期金融资产配置增加,整体体现出“蓄水池效应”占据主导。第二,异质性分析进一步揭示,该效应在东部地区、非重污染行业及非国有企业中更为明显,其依赖短期金融资产进行流动性管理的“蓄水池”需求更为迫切。第三,从传导路径看,绿色贸易壁垒通过加剧流动性约束、调整实体投资和抑制绿色创新,共同促使企业将更多资源配置于金融资产领域,以管理短期财务风险。第四,调节效应检验结果证实,绿色全要素生产率能够强

化金融资产配置的“蓄水池效应”,而融资约束的加剧则会削弱这一良性机制,表明绿色贸易壁垒引致的企业金融资产配置同时存在“蓄水池效应”与“挤出效应”,其分界点在于企业的绿色技术能力与融资约束水平。

基于以上研究结论,本文提出以下政策启示:第一,实施精准分类支持政策。对于受绿色贸易壁垒冲击较强的非国有企业和东部外向型企业,应设立绿色转型专项流动性工具,引导其将短期金融资产配置与实体环保投资有效衔接,防范资金“脱实向虚”的挤出风险。对于中西部等金融基础较为薄弱的地区,需着力完善绿色金融基础设施,提升其应对冲击的“蓄水池”能力。第二,创新绿色金融产品与服务。针对流动性挤占问题,鼓励金融机构开发绿色营运资金贷款及绿色票据贴现产品;针对创新投入挤出问题,可探索研发费用损失保险和知识产权质押融资等创新工具,稳定企业创新预期,避免“挤出效应”的恶性循环。第三,强化企业绿色能力建设。搭建产学研用协同的绿色技术转化平台,提升企业绿色全要素生产率,使更多企业在面对绿色壁垒时能够主动配置金融资产以服务绿色转型,而非被动挤占实体投资。第四,深化国际规则对接。应积极主导并深度参与国际绿色标准与贸易规则的制定,推动国内标准与国际互认;同时,探索绿色规制等效互认等安排,以系统性地降低企业境外合规的复杂性和成本,为中国制造营造更加稳定、公平的国际贸易环境。

参考文献:

- [1] 韩可卫. 欧盟技术性贸易壁垒的主要措施及借鉴[J]. 贵州财经学院学报, 2006(2): 82-86.
- [2] 马野青, 王冠宇. 供应链技术规制与企业出口产品质量[J]. 中国工业经济, 2024(6): 80-98.
- [3] 钱学锋, 刘钊, 毛海涛. 绿水青山何以成为金山银山? ——环境规制、产品质量与消费者福利[J]. 经济学(季刊), 2023(3): 929-947.
- [4] 龙脊, 余典范, 王超. 绿色贸易壁垒、国内供应链传导与企业绿色创新[J]. 国际贸易问题, 2025(5): 102-118.
- [5] 李静, 刘迪, 彭飞. 绿色贸易壁垒冲击与环境治理改善: 基于中国企业的证据[J]. 经济评论, 2023(1): 144-162.
- [6] 赵驰, 戴阳晨. 绿色贸易壁垒抑制了发展中国家的产业安全吗? ——中国制造业产业的视角[J]. 经济问题探索, 2021(12): 83-103.
- [7] 陆婷, 徐奇渊. 绿色贸易壁垒与企业绿色技术: 倒逼作用还是陷阱效应[J]. 财贸经济, 2023(12): 140-157.
- [8] Flaaen A, Hortacsu A, Tintelnot F. The production relocation and price effects of US trade policy: The case of washing machines[J]. American Economic Review, 2020, 110(7): 2103-2127.
- [9] Brown J R, Petersen B C. Cash holdings and R&D smoothing[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(3): 694-709.
- [10] Duchin R. Cash holdings and corporate diversification[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(3): 955-992.
- [11] 王宜峰, 魏兴凯. 税收征管与企业金融化[J]. 经济学报, 2024(2): 105-125.
- [12] 余怒涛, 李奕蓉, 杨张萌. 客户稳定性与企业金融资产配置[J]. 南京审计大学学报, 2025(5): 55-67.
- [13] Zhao Y, Su K. Economic policy uncertainty and corporate financialization: Evidence from China[J]. International Review of Financial Analysis, 2022, 82(C): 102182.
- [14] Orhangazi Ö. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973—2003[J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32(6): 863-886.
- [15] Demir F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets[J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(2): 314-324.
- [16] 戴其文, 郝文杰, 承忠彬, 等. 环境规制政策驱动实体经济“脱实向虚”了吗? ——基于中国碳排放权交易试点的准自然实验[J]. 自然资源学报, 2024(6): 1320-1340.
- [17] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, 2019(5): 136-154.
- [18] 乔彬, 申钰晴, 赵广庭, 等. 数字金融与企业金融化: “脱实向虚”还是“脱虚向实”? [J]. 财经理论与实践, 2024(6): 19-26.
- [19] 胡海峰, 窦斌. 资本市场高水平开放与企业金融资产配置——来自“沪深港通”开通的证据[J]. 贵州财经大学学报, 2023(6): 1-10.
- [20] 周奎, 张一林, 黄菲菲, 等. 实体企业金融化与新质生产力: 挤出效应还是蓄水池效应? [J]. 现代金融研究, 2025(10): 87-99.
- [21] 罗知, 李琪辉, 姚巧妮. 企业金融化的就业效应: 是促进还是抑制? [J]. 国际金融研究, 2024(1): 86-96.
- [22] 田子豪, 邱蓉. 实体企业适度金融化、金融业较快增长与经济高质量发展[J]. 贵州财经大学学报, 2026(2): 1-111.
- [23] Zhou Z, Xu L, Guo P, et al. Environmental regulation and corporate financialization: Insight from blue sky protection campaign in China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2023, 30(19): 54993-55008.
- [24] 孟于超, 李春涛. 环境规制的金融化效应——基于减排成本和经营风险的双重视角[J]. 财经问题研究, 2025(12): 58-72.
- [25] Cooper R W, Haltiwanger J C. On the nature of capital adjustment costs[J]. The Review of Economic Studies, 2006, 73(3): 611-633.
- [26] 中国财科院“企业成本”调研“环保成本”专题组, 邢丽, 许文, 等. 绿色低碳发展下的企业环保成本状况及变化趋势研究[J]. 财政科学, 2023(12): 21-32.
- [27] Zhong Z, Wu S, Hu J, et al. Does financialization alleviate the funding dilemma of green innovation in heavily polluting firms? Evidence from China's A-Share listed companies[J]. Systems. 2025, 13(3): 192.

- [28] 肖金梅,刘猛,洪锐凌. 出口依赖型企业财产保险需求研究——来自中国制造业企业的经验证据[J]. 管理评论,2021(6):65-75.
- [29] 马妍妍,俞毛毛. 企业金融化行为对出口规模的影响分析:来自A股上市公司的微观证据[J]. 世界经济研究,2021(6):121-134+137.
- [30] 王红建,曹瑜强,杨庆,等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论,2017(1):155-166.
- [31] 赵文霞,刘洪愧. 中国环境贸易措施与企业绿色创新[J]. 国际贸易问题,2022(3):105-120.
- [32] 刘贯春,叶永卫,张军. 社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于《社会保险法》实施的准自然实验[J]. 中国工业经济,2021(5):152-169.
- [33] 孙江永,刘真,李淑云. 贸易政策不确定性、对外贸易市场集中度与实体企业金融化[J]. 世界经济研究,2023(10):77-88+136.
- [34] 张鹏. 业绩承诺、机会主义与企业金融化[J]. 经济动态,2021(12):90-109.
- [35] Chernozhukov V, Chetverikov D, Demirer M, et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters[J]. The Econometrics Journal, 2018, 21(1):C1-C68.
- [36] 李平,田朔,刘廷华. 贸易壁垒对中国技术创新的影响——兼论政府的作用发挥[J]. 国际贸易问题,2014(2):105-114.
- [37] 周鹏冉,薛军. 工业智能化赋能中国对外直接投资[J]. 贵州财经大学学报,2026(1):22-34.
- [38] 朱柿颖,陈维涛. 绿色产品进口与企业绿色转型:基于中国上市公司的证据[J]. 世界经济研究,2024(8):75-89+136-137.
- [39] 方明月. 先天优势还是后天努力——国企级别对全要素生产率影响的实证研究[J]. 财贸经济,2014(11):125-136.
- [40] 余淼杰,解思泽. 中间投入贸易自由化与劳动力市场中企业市场势力研究[J]. 数量经济技术经济研究,2023(5):92-112.
- [41] Aghion P, Reenen J V, Zingales L. Innovation and institutional ownership[J]. American Economic Review, 2013, 103(1):277-304.
- [42] 杨孟禹,王智慧,张凤云. 数据共享、知识能力与城市创新协同[J]. 财贸经济,2025(9):141-155.
- [43] 苏铁. 拓展中间品贸易的路径发挥——基于海关管理职能的思考[J]. 税务与经济,2024(5):4-12.
- [44] 王倩,冉云芳,蔡芸煊. 企业参与产教融合的区域禀赋、模式特征及经验启示——以苏州市为例[J]. 职教发展研究,2026(1):72-82.
- [45] 邓可斌,曾海舰. 中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J]. 经济研究,2014(2):47-60+140.
- [46] 潘红波,杨海霞. 竞争者融资约束对企业并购行为的影响研究[J]. 中国工业经济,2022(7):159-177.

[责任编辑:杨志辉]

Green Trade Barriers and Financial Asset Allocation of Export Firms: “Reservoir Effect” or “Crowding-Out Effect”

LONG Shiguo¹, QIAN Xuefeng^{2a,2b}

(1. School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China;

2. a. School of Economics and Trade, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

b. Institute of China (Hubei) Pilot Free Trade Zone, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: Based on the data of Chinese Shanghai and Shenzhen A-share manufacturing companies from 2009 to 2024 and the WTO-related TBT/SPS notification information, this study empirically examined the impact of green trade barriers on the financial asset allocation of export firms. The research show that green trade barriers significantly increased the level of financial asset allocation of export firms, mainly manifested as an increase in short-term financial asset allocation, and overall presenting a “reservoir effect” dominated by precautionary savings. Heterogeneity analysis indicated that in the eastern regions, non-polluting industries, and non-state-owned firms, the impact effect of green trade barriers on the financial asset allocation of export firms was more significant. Mechanism testing revealed that green trade barriers affected the financial asset allocation of export firms by intensifying liquidity constraints, adjusting physical investment, and suppressing green innovation. Further moderation effect analysis found that green total factor productivity could strengthen the strategic buffering function of financial asset allocation, while financing constraints would weaken this effect and increase the risk of transformation into an “crowding-out effect”. This study expanded the micro-finance explanation of the economic consequences of green trade barriers and provided empirical evidence to guide the allocation of financial resources to serve the green transformation of firms.

Key Words: green trade barriers; financial asset allocation of export firms; financing constraints; reservoir effect; crowding-out effect