

# 中国环境贸易措施与企业绿色创新

赵文霞 刘洪愧

**摘要：**环境贸易措施作为绿色转型期对外贸易制度创新的重要一环，对于协调经济发展与环境保护具有重要作用。本文基于2009—2019年间环境贸易措施通报数据和A股上市公司专利数据，采用双重差分法考察了中国环境贸易措施对企业绿色创新的影响。研究发现：环境贸易措施会显著提升国内上市公司的绿色创新水平，但对企业整体创新影响不大，在一系列稳健性检验后，结论依然成立；机制检验表明，环境贸易措施通过出口需求激励和命令驱动机制推动企业进行绿色创新；异质性分析发现，环境贸易措施对企业绿色创新的促进作用主要表现在非国有企业和高新技术产业，而对国有企业、非高新技术产业的绿色创新没有显著影响。本研究为评估近年来环境贸易措施的创新效应提供了经验证据，对我国绿色贸易标准制定和绿色贸易体系的改革调整具有一定的政策启示。

**关键词：**环境贸易措施；上市公司；绿色创新；双重差分

〔中图分类号〕F752 〔文献标识码〕A 〔文章编号〕1002-4670(2022)3-0105-16

## 引言

改革开放以来，贸易成为我国经济发展的重要引擎之一，同时以资源短缺、环境污染、生态退化等为主的环境代价也日益凸显。国际公约及多边贸易协定中关于环境保护已经有很多规定，《关税与贸易总协定》赋予世界贸易组织（WTO）各成员“环保例外权”，各成员有权以保护人类及动植物生命、健康或以保障天然资源为由，采取贸易限制措施，我国也积极运用环境贸易措施维护自身利益。根据WTO环境数据库（WTO EDB），2009—2020年间，中国向WTO汇报了323个环境相关的通报（Environment-Related Notifications）、采取了651件环境相关的措施（Environment-Related Measures），并在定期的贸易政策审议（Trade Policy Reviews, TPRs）中有335次涉及环境议题。这些环境贸易措施是我国践行绿色发展理念的重要举措，而作为自然资源的索取者和创造社会经济财富的核心载体，环

〔收稿日期〕2021-05-03

〔基金项目〕天津市哲学社会科学规划项目“环境贸易政策对制造业企业研发创新的影响研究”（TJYJ21-013）；国家自然科学基金青年项目“数字贸易对全球价值链分工的异质性影响及理论机制研究”（72003193）

〔作者信息〕赵文霞：天津社会科学院市情研究中心副研究员；刘洪愧（通讯作者）：中国社会科学院经济研究所副研究员，电子信箱 lhyhnlly@126.com

境污染主体的应对策略决定了绿色发展理念能否转化为政策红利。

现有关于我国环境贸易措施对企业绿色创新影响的研究相对不足,从微观企业层面探究贸易措施创新效应的研究也相对较少。一方面,作为一种贸易限制举措,环境贸易措施会增加企业成本,进而压缩企业的研发投入;但另一方面,环境贸易措施也可能激励企业努力提高产品质量,通过加强技术创新及合规生产,以期赢得更多的市场份额。面对当前我国经济发展内外环境的深刻变化,基于企业绿色创新视角,探究环境贸易措施对我国企业绿色创新的影响,可以为评估近年来环境贸易措施的创新效应提供经验证据,也对我国绿色贸易标准制定和绿色贸易体系的改革调整具有重要启示。

## 一、文献回顾

环境贸易措施主要包括环境规制和标准、环保标识、产品产销税费等(Khattun, 2009)<sup>[1]</sup>。与本文主题相关的现有文献主要涉及环境贸易措施效果评价及环境贸易措施对企业创新的影响。近年来,环境敏感型的商品贸易日益增加,越来越多的进出口商品受到包括环境技术标准在内的非关税壁垒的限制(Chakraborty, 2017)<sup>[2]</sup>,研究环境贸易相关举措影响的研究也日益增多。部分研究从进出口贸易的角度分析了环境贸易举措对贸易流产生的影响,认为环境贸易政策对贸易量具有负向影响(Vigani et al., 2012)<sup>[3]</sup>。但也有部分研究持相反观点,认为环境贸易措施通过提升出口产品技术及消费者对产品的信心,有助于提高贸易产品质量和贸易量(Olper et al., 2014<sup>[4]</sup>; Timini and Conesa, 2019<sup>[5]</sup>)。张肇中和王磊(2020)<sup>[6]</sup>认为进口国的安全标准在当期通过影响企业的出口选择、降低企业出口额两种途径抑制企业出口二元边际。尽管学者在环境贸易措施对贸易量的影响方面存在分歧,但普遍认为以技术标准为代表的环境贸易措施有助于改善进口产品质量,进而提升消费者福利水平(Baldwin, 2000<sup>[7]</sup>; Ghodsi and Stehrer, 2020<sup>[8]</sup>)。随着我国成为主要的贸易救济措施的发起国之一,中国对外贸易救济效果也引起了政策制定者和学者的广泛关注(何欢浪等, 2020)<sup>[9]</sup>。学者们主要从出口退税的角度评估了出口贸易政策的效果(江永红和陈昇楠, 2020)<sup>[10]</sup>,以及中国环境进口政策如固废禁令的影响(崔琦等, 2019)<sup>[11]</sup>。总体来说,我国在可持续贸易规则体系方面尚处于探索阶段(孙瑾等, 2020)<sup>[12]</sup>。

关于环境贸易措施对企业创新的影响,有些学者基于跨国数据研究了环境可持续性举措(Environmentally Sustainable Practices, ESP)对企业研发强度的影响,发现ESP有助于提高企业的研发强度(Banerjee and Gupta, 2019)<sup>[13]</sup>。贸易壁垒造成贸易成本上升,减少了企业通过出口中学习等效应促进其创新水平提升的机会(李平等, 2014)<sup>[14]</sup>,短期内会对国外企业产生增加出口成本的贸易抑制效应,导致竞争力相对壁垒主导国下降,进而对企业的技术创新产生抑制。各经济体协调一致设定的绿色关税,除降低污染品的贸易量和生产量之外,还可以阻止企业迁移到污染避难所,并促使企业从事减少污染的研发创新(Naghavi, 2004)<sup>[15]</sup>。有学者认为贸易政策对高技术和低技术企业的影响具有差异性,贸易政策不确定性下降可

以对中国出口企业加成率产生显著的“U型”曲线效应，且对高技术企业来说这一表现更加明显（谢杰等，2021）<sup>[16]</sup>。企业为了满足进口国设置的绿色壁垒要求，需要支付额外的附加成本，包括一次性遵循成本和重复遵循成本（胡麦秀和薛求知，2007）<sup>[17]</sup>，这些成本的增加可能冲击环保技术匮乏、资金不充裕的企业，致使其失去产品价格优势。

本文的边际贡献主要体现在：第一，在研究视角上，较为系统地考察了我国环境贸易措施绿色创新效应。基于保护环境、节约能源或保障居民生命健康等目的实施的环境贸易措施，通过对特定进出口产品设定一定标准和规范可以对贸易量产生影响，但其对企业绿色创新的影响如何尚缺乏经验研究的支撑，本文是对已有文献的丰富和补充。第二，在数据识别上，基于标准普尔全球市场财智数据库（S&P Global Market Intelligence, S&P GMI）筛选出中国沪深两市A股上市公司所属的细分行业数据，通过与我国环境贸易措施数据匹配，识别受环境贸易措施影响的具体上市公司，使双重差分模型的研究结果更加准确合理，也为近些年环境贸易措施如何影响企业绿色创新提供微观证据。第三，在影响机制上，本文从需求激励和压力驱动渠道检验了环境贸易措施对企业绿色创新的影响机制，进而深化了我国环境贸易措施与企业绿色创新关系的理解。

## 二、特征事实与影响机制分析

### （一）中国环境贸易措施的实施特征

WTO贸易与环境委员会授权WTO秘书处汇编、核对所有收到的与环境有关的措施。这些信息每年都在WTO EDB中更新，具体包括WTO成员提交的环境相关的通报<sup>①</sup>、与环境相关的措施以及关于环境的贸易政策审议<sup>②</sup>。例如，2009—2020年期间，WTO收到的关于环境的通报有6968个，关于环境的TPRs有8805条，通报中关于环境的措施有14604件。本文所研究的环境贸易措施主要包括WTO EDB<sup>③</sup>中中国通报的关于环境的措施。表1为2009—2019年中国环境贸易实施的具体措施、涉及行业以及实施目标（关键词）<sup>④</sup>。从第（2）列可以发现，“技术法规或规范”是中国环境贸易措施采取的主要方式，其数量在所有措施中占比达三成以上。其次是“许可和直接支付”、“税收优惠”、“合格评定程序”等。因只有“技术法规或规范”与“数量限制”措施包含具体的行业信息，而“数量限制”涉及的行业信息只有在部分年度才有数据，所以本文分析环境贸易措施的影响主要是基于“技术法规或规范”措施。

①为了提高WTO成员贸易措施的透明度，WTO成员须以“通报”的形式向WTO报告其措施。

②在贸易政策审议机制下WTO定期对成员国的贸易政策进行监督。

③见<https://edb.wto.org/>。

④因篇幅所限，均只列出排名前10的种类。各类措施相加并不等于总的实施件数，这是因为1个案件可有多重目标（关键词），通过多种措施实施，并牵涉到多种行业。如文档编号G/TBT/N/CHN/1341的文件，为了实现保护环境和节约能源的目的，针对制造业和化学品实施了技术法规和规范措施，规定了车用汽油洗涤剂添加剂的术语和定义、要求和试验方法、检验规则、标志、包装、运输、贮存和安全的标准。

表1 中国环境贸易政策的具体措施暨涉及行业以及实施目标(件)

| 环境贸易措施  |     | 涉及行业种类    |     | 关键词  |     |
|---------|-----|-----------|-----|------|-----|
| (1)     | (2) | (3)       | (4) | (5)  | (6) |
| 技术法规或规范 | 235 | 制造业       | 294 | 环境   | 380 |
| 许可和直接支付 | 161 | 化学品       | 106 | 能源   | 206 |
| 税收优惠    | 99  | 能源        | 73  | 水土保持 | 157 |
| 合格评定程序  | 77  | 农业        | 68  | 减排   | 76  |
| 禁令      | 42  | 林业        | 51  | 污染   | 73  |
| 反补贴措施   | 15  | 服务业       | 38  | 自然资源 | 66  |
| 进出口许可   | 23  | 渔业        | 26  | 浪费   | 57  |
| 贷款和融资   | 9   | 矿业        | 9   | 标签   | 54  |
| 非货币支持   | 8   | 所有产品或经济活动 | 5   | 森林   | 50  |
| 投资措施    | 6   | 其他或未指定    | 102 | 危险品  | 43  |

数据来源: WTO EDB。

图1给出了2009—2019年中国实行的环境贸易措施变化趋势。可以看出,在样本期,中国环境贸易实施数量虽有所波动但总体呈上升趋势。2010、2012及2014年每年均保持在10件左右,而2019年环境贸易措施数量升至162件,这可能与中美经贸摩擦有关。2009年的环境贸易措施中,涉及到“技术法规或规范”的占到了92.9%,2012年所有的环境贸易措施都涉及了“技术法规或规范”,而2018、2019年随着环境贸易实施总量的上升,“技术法规或规范”的占比有所下降。

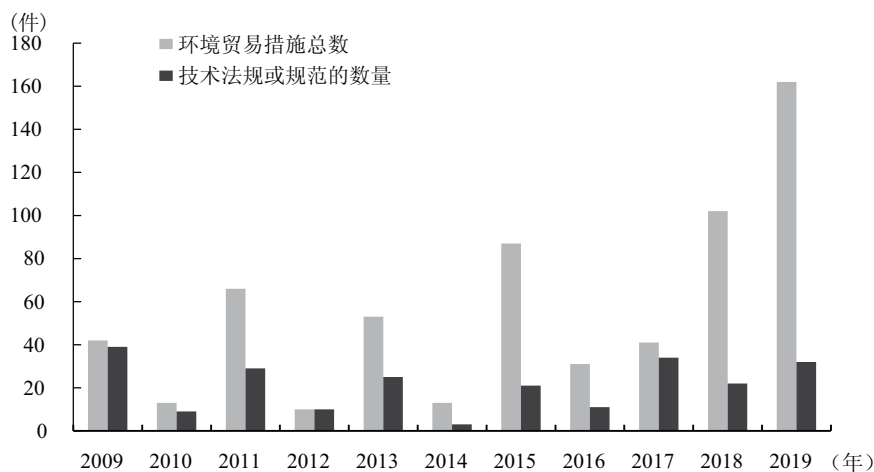


图1 中国环境贸易措施变动趋势

数据来源: WTO EDB。

## (二) 影响机制分析

环境贸易措施的主要任务是促使境内生产或服务的产品或服务符合相关标准,以保障国内居民健康、促进资源节约和环境保护,实现经济高质量发展。企业绿色创新可以有效协调环境贸易政策与企业绩效增长,而创新活动具有高收益与高风险并存的特点,这时企业从事创新活动的强度就取决于管理者对企业创新活动风险和

预期收益的权衡（李青原和肖泽华，2020）<sup>[18]</sup>。考虑到环境贸易措施主要是与环境相关的举措，所以相比一般的技术创新，其施行对企业绿色创新的影响将更为显著。

### 1. 需求激励机制

环境贸易措施尤其是环境技术标准的实施，对消费者而言可以作为一种标签或者质量指标，意味着企业生产和销售的商品满足了一定的质量标准，从而向消费者发出有关产品质量较高的信号，进而减轻消费者对产品质量的担忧，并增加有效需求（Greaker, 2006）<sup>[19]</sup>。这一需求既包括国内需求，也包括国外需求。国外需求的增加一方面意味着企业出口的概率或出口企业的数量增加（扩展边际）；另一方面意味着企业出口额上升（集约边际）。“波特假说”认为适宜的环境政策有助于企业进行技术革新。环境技术标准的实施既可以显著增加企业的出口需求（Chakraborty, 2017），也可以帮助企业展现产品的环境友好属性，进而增加产品的差异化价值、提高竞争优势（Nishitani and Itoh, 2016）<sup>[20]</sup>，进而从需求激励渠道鼓励企业进行绿色创新。鉴于此，本文提出：

假说1：环境贸易措施通过需求激励机制影响企业绿色创新。

### 2. 命令驱动机制

降低能耗、保护环境以及促进经济可持续发展是政策制定者的现实诉求，环境贸易措施是我国政府为转变经济和贸易发展方式而采取的积极行动之一。除了建议性技术规范，部分环境贸易措施具有强制性，要求在境内生产或销售的产品必须符合特定标准或规范。2017年发布的《轻型汽车能源消耗量标识 第1部分：汽油和柴油汽车》，规定了轻型汽车能源消耗量标识的内容、格式、材质和粘贴要求；2019年的《单元式空气调节机能效限定值及能效等级》规定了单元式空气调节机的能效等级、技术要求和试验方法。这些技术规范对企业来说都是强制性规定。强制性环境贸易举措相当于给企业施加了一种外部压力，这些具体的环境技术规范要求所有生产相关产品的企业必须接受，为应对这些技术规范、达到规定标准，企业不得不购置相关设备并增加研发投入，包括研发资金和研发人员投入，以继续生产或销售。强制命令型环境规制具有较强的创新引致效应，当面临严格的环境规制时，企业会积极通过增加创新以应对由环境规制带来的成本（康志勇等，2020）<sup>[21]</sup>。横向比较来看，受到政策影响的企业将会比没有受到影响的企业具有更高的创新投入（Calel and Dechezleprêtre, 2016）<sup>[22]</sup>。因此，相比受“建议型”环境标准影响的企业来说，受到“强制型”环境贸易措施影响的企业绿色创新水平可能更高。鉴于此，本文提出：

假说2：环境贸易措施通过命令驱动机制影响企业绿色创新。

## 三、计量模型、数据来源与变量定义

### （一）计量模型构建

为了考察环境贸易措施对我国企业绿色创新的影响，本文构建如下计量模型：

$$y_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TBT_{it} + \rho X_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \gamma_d + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在上式中,  $f$  表示企业,  $i$  表示企业所属行业,  $t$  表示时间。 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\rho$  均是待估参数。 $\gamma_i$ 、 $\gamma_t$  及  $\gamma_d$  分别是行业、年份和省份固定效应;  $\varepsilon_{fit}$  是误差项。 $y_{fit}$  为被解释变量, 采用上市公司的绿色专利获得数量衡量。 $TBT_{it}$  是本文的核心解释变量, 若  $i$  行业在  $t$  年受到环境贸易措施的影响, 则  $i$  行业内企业在  $t$  年及之后的年份取值为 1, 在  $t$  年之前的年份取值为 0。受到我国环境贸易措施影响的企业为处理组, 这类企业至少有一种 HS6 位码产品遭受过环境贸易措施影响, 从来没有受到环境贸易措施影响的企业作为控制组。因为包含了时间固定效应和行业固定效应, 所以该变量系数表示双重差分的结果, 衡量了我国环境贸易措施对企业绿色创新的净影响。

## (二) 数据来源及处理

本文使用的数据主要来源于 2009—2019 年万德 (Wind) 数据库、S&P GMI、中国研究数据服务平台 (CNRDS) 以及 WTO EDB。

### 1. 被解释变量 ( $y$ )

(1) 企业创新水平。关于企业创新的衡量, 已有研究主要采用专利申请数量 (吴伟伟和张天一, 2021)<sup>[23]</sup>、专利获得数量 (孟庆斌等, 2019)<sup>[24]</sup> 和研发投入 (蔡庆丰等, 2020)<sup>[25]</sup> 等指标, 鉴于本文主要评估环境贸易措施对实质性创新的影响, 所以主要采用企业专利获得数量 ( $hdpat$ ) 衡量企业的整体创新水平。(2) 企业绿色创新。本文重点关注环境贸易措施的创新效应, 因为环境贸易措施主要涉及生态环境相关举措, 所以相比企业整体创新水平, 绿色创新应该对该措施更加敏感, 而上市公司财务报表中尚无绿色研发投入费用的计量和披露。有鉴于此, 本文采用绿色专利获得数量 ( $hdgrepat$ ) 作为企业绿色创新的测量指标。

其中,  $hdpat = \ln(\text{发明数量} + \text{实用新型数量} + \text{外观设计数量} + 1)$ ,  $hdgrepat = \ln(\text{绿色发明数量} + \text{绿色实用新型数量} + 1)$ 。在稳健性检验中, 分别将专利申请数量 ( $pat$ ) 和绿色专利申请数量 ( $grepat$ ) 作为企业创新和绿色创新的替代指标进行敏感性分析, 结果保持不变。为了尽可能避免反向因果关系以及考虑到企业创新的延迟性, 被解释变量均采用  $t+1$  期。数据来源于 CNRDS。

### 2. 核心解释变量: 环境贸易措施 ( $TBT$ )

本文的核心解释变量  $TBT_{it}$  表示是否受到环境贸易措施的影响, 若  $i$  行业在  $t$  年受到环境贸易措施的影响, 且企业属于  $i$  行业, 则  $i$  行业内企业在  $t$  年及之后的年份取值为 1, 否则为 0。该数据来源于 WTO EDB。WTO EDB 记录了 1995 年以来 WTO 成员通报的所有关于环境的贸易措施, 也提供了基于受影响行业的细分代码、贸易措施持续时间、针对国别、措施种类以及实施目的等 (Lim et al., 2020)<sup>[26]</sup>, 鉴于 2009—2019 年期间该数据库提供了针对各项环境贸易措施的详细信息分类表格, 更有可比性, 因此本文的数据区间选为 2009—2019 年。

WTO EDB 提供的受影响行业的数据是基于 HS 行业编码, 需要得到 HS 行业编码下上市公司细分行业数据。具体做法如下: 首先, 我们利用 S&P GMI<sup>①</sup> 筛选出中

①S&P GMI 提供了来自 216 个国家 (地区) 的企业数据, 包括企业所属 SIC4 位码行业、国别、区域以及财务数据。

国内地上市公司所属的 SIC4<sup>①</sup> 位码下细分行业数据；其次，根据 Pierce 和 Schott (2012)<sup>[27]</sup> 的数据匹配 SIC4 位码与 HS6 位码，获得上市公司所属的 HS6 位码行业数据。将上市公司 4 位 SIC 产品分类对应到 6 位 HS 产品分类，这可能造成识别上不够精准。但是，鉴于上市公司所属 HS6 位产品层面的数据不可得，我们无法获得上市公司所属 6 位 HS 产品层面的分类，只能通过 SIC4 位码与 HS6 位码的匹配获得上市公司所属的细分行业信息。

### 3. 控制变量 ( $X$ )

式 (1) 中  $X$  表示关于企业创新影响因素的控制变量，变量的选取参考了已有文献。(1) 企业规模 ( $\ln size$ )。使用企业总资产的自然对数衡量。(2) 企业年龄 ( $\ln setage$ )。使用当年年份减去成立年份加 1 之后取自然对数衡量。(3) 产权性质 ( $ownership$ )。若企业属于“中央国有企业”或“地方国有企业”，则定义该变量取值为 1，否则为 0。在稳健性检验部分，本文还引入了以下变量进行控制：(4) 政府补贴 ( $subsidy$ )。采用政府对企业补贴占销售额的比例衡量，缺值用 0 补齐。(5) 出口密度 ( $exportd$ )。参考冯根福等 (2021)<sup>[28]</sup>，出口密度采用海外收入占营业收入的比重衡量，缺值设为 0。(6) 融资约束 ( $absfinc$ )。借鉴吴秋生和黄贤环 (2017)<sup>[29]</sup> 的研究，采用 SA 指数法衡量融资约束： $-0.737asset + 0.043asset^2 - 0.04setage$ ，其中  $asset = \ln$  (企业总资产/1000000)，总资产单位为元，由此计算出的 SA 指数为负，再对其取绝对值，绝对值越大表示该企业面临的融资约束越严重。上述数据均来自 Wind 数据库。

企业数据与环境贸易措施数据匹配之后的样本经过如下筛选：剔除金融行业上市公司，剔除企业年龄为负的样本；此外，因为通过 S&P GMI 可以获得 SIC4 位码分类的行业下有哪些企业，所以最终得到的上市公司所属细分行业数据包括了上市公司涉及的所有 SIC4 位码行业，为避免公司存在多个非主业对估计结果造成干扰，剔除 1 家公司对应多个 SIC4 位码行业的公司样本，仅保留 1 家公司对应 1 个 SIC4 位码行业的样本。经过上述处理，本文最终获得 1063 家上市公司，共计 11490 个有效观测样本。表 2 为本文主要变量的描述性统计。

表 2 主要变量描述性统计

| 变量符号         | 变量名称     | 样本量   | 均值      | 标准差    | 最小值     | 最大值     |
|--------------|----------|-------|---------|--------|---------|---------|
| $hdpat$      | 专利获得数量   | 11490 | 1.2320  | 1.6271 | 0.0000  | 8.7504  |
| $hdgrepat$   | 绿色专利获得数量 | 11490 | 0.3146  | 0.7550 | 0.0000  | 6.7178  |
| $TBT$        | 环境贸易措施   | 11490 | 0.4344  | 0.4957 | 0.0000  | 1.0000  |
| $\ln size$   | 企业规模     | 9274  | 21.1838 | 1.3459 | 15.5968 | 27.4677 |
| $\ln setage$ | 企业年龄     | 11391 | 2.5521  | 0.5695 | 0.0000  | 4.1744  |
| $ownership$  | 产权性质     | 11490 | 0.1513  | 0.3583 | 0.0000  | 1.0000  |
| $subsidy$    | 政府补贴     | 11490 | 0.0187  | 0.4070 | -0.0038 | 26.7810 |
| $exportd$    | 出口密度     | 11490 | 0.1403  | 0.2266 | 0.0000  | 1.0000  |
| $absfinc$    | 融资约束     | 9263  | 3.6142  | 0.3358 | 1.3062  | 5.7041  |

①SIC 属于较老的、划分国内经济行为的行业分类标准，1997 年之前美国采用标准行业分类 (SIC) 对国内经济行为进行分类，1997 年之后开始采用北美行业分类体系 (NAICS)。

## 四、实证结果及分析

## (一) 基准估计结果

表3是本文的基准估计结果,列(1)—(4)均控制了行业、年份和省份固定效应,列(3)和列(4)加入了企业规模、成立年龄和所有权作为控制变量。估计结果显示,对于绿色专利获得数量而言,核心解释变量  $TBT$  前面系数显著为正;而对于专利获得数量来说,  $TBT$  前面系数不显著。也就是说,我国环境贸易措施使企业的绿色创新水平显著提升,而对一般创新水平没有显著影响。具体而言,环境贸易措施使相关行业上市公司的绿色创新水平平均提高了7个百分点,且在加入控制变量后,结果保持稳健。可能的解释为,“技术法规或规范”是环境贸易措施的主要形式(参见表1)。一方面,通过设定进出口的技术标准,限制不合标准的国外加工品进入本国市场,可以提升国内最终品的生产质量,并深化国内企业产品的竞争优势,激发国内、国外市场对我国产品的需求,这有助于提高上市公司的资金充裕程度,并最终使上市公司在进行技术创新方面更加从容。另一方面,为了达到新的环境贸易标准,企业不得不投入更多的人力要素和资本要素进行技术更新,以提升自身的绿色创新水平。环境贸易措施对企业专利获得数量的影响不显著,说明我国的环境贸易措施对企业的非绿色创新没有实质影响。可能的原因在于:环境贸易措施主要对进出口产品设定了环境友好、资源节约的技术标准,这对企业进行绿色创新具有较大的激励作用,而对其他类型的企业创新影响有限。

表3 基准估计结果

| 变量          | $hdpat_{t+1}$      | $hdgrepat_{t+1}$    | $hdpat_{t+1}$         | $hdgrepat_{t+1}$      |
|-------------|--------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
|             | (1)                | (2)                 | (3)                   | (4)                   |
| $TBT$       | 0.1005<br>(0.0807) | 0.0734*<br>(0.0419) | 0.0621<br>(0.0629)    | 0.0710*<br>(0.0404)   |
| $lnsize$    |                    |                     | 0.7480***<br>(0.0300) | 0.3258***<br>(0.0283) |
| $lnsetage$  |                    |                     | 0.3034***<br>(0.0768) | -0.0102<br>(0.0597)   |
| $ownership$ |                    |                     | 0.1157<br>(0.1056)    | 0.0337<br>(0.0625)    |
| 行业固定效应      | 是                  | 是                   | 是                     | 是                     |
| 年份固定效应      | 是                  | 是                   | 是                     | 是                     |
| 省份固定效应      | 是                  | 是                   | 是                     | 是                     |
| 样本量         | 10 339             | 10 339              | 8 211                 | 8 211                 |
| $R^2$       | 0.1666             | 0.1072              | 0.4331                | 0.3081                |

注:括号内数字表示企业层面聚类的稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。限于篇幅,未报告常数项回归结果,备索,下表同。

## (二) 平行趋势检验

为了验证平行趋势假设,本文借助事件分析法考察。如果平行趋势假设成立,

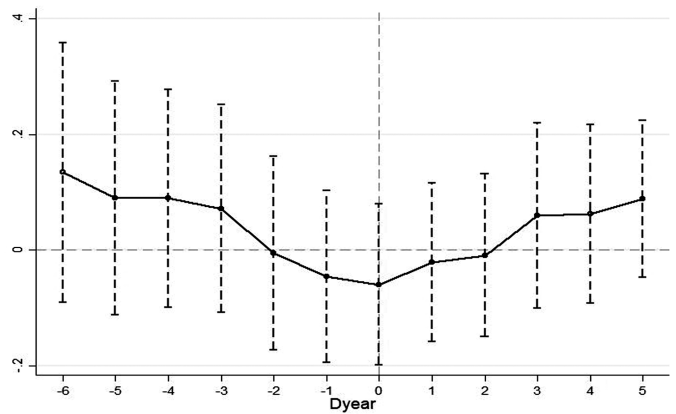


那么环境贸易措施对上市公司绿色创新的影响只会发生在政策实施之后，而在实施之前，受影响企业与不受影响企业的变动趋势应该不存在显著差异。回归模型如下：

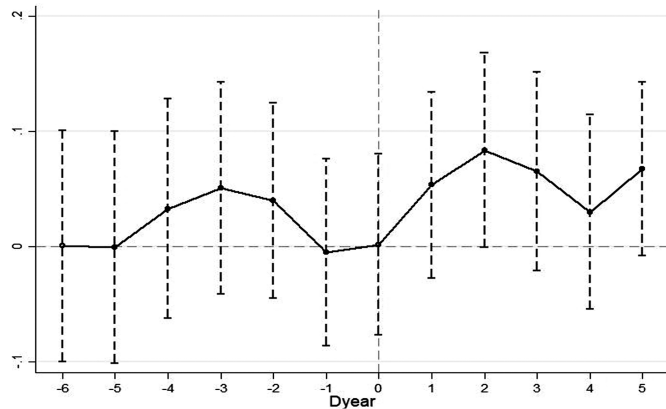
$$y_{fit+1} = \beta + \sum_{n=-6}^6 \beta_n ERT_{i,t+n} + \rho X_{fit} + \gamma_i + \gamma_t + \gamma_d + \varepsilon_{fit} \quad (2)$$

其中， $ERT_{i,t+n}$  表示  $i$  行业是否受到环境贸易措施影响的虚拟变量，如果我国在  $n$  年前出台了针对  $i$  行业的环境贸易措施，那么  $ERT_{i,t+n}$  取值为 1，系数刻画第  $t+n$  年该政策的影响。因此， $\beta_0$  为政策实施当期的效果， $\beta_{-6}$  到  $\beta_{-1}$  表示政策实施之前 1—6 期的效果， $\beta_1$  到  $\beta_6$  表示政策实施之后 1—6 期的效果，其中  $n=-6$  包含政策冲击前第 6 年及之前的观测值， $n=6$  包含政策冲击后第 6 年及之后的观测值。其他变量定义与回归模型 (1) 相同，标准误为稳健标准误，并在企业层面聚类。

为避免多重共线性，令  $n=6$  作为基准组。如果  $\beta_{-6}$  到  $\beta_{-1}$  与 0 没有显著区别则说明平行趋势假说成立。 $\beta_n$  系数的大小及其 95% 的置信区间见图 2，横坐标表示数据年份与冲击年份的差值，纵坐标表示  $\beta_n$  的估计结果。图 2 显示， $\beta_{-6}$  到  $\beta_{-1}$  的值在 0 附近波动，且在统计上与 0 没有显著差异，这说明平行趋势假说成立，即处理组和控制组在政策实施之前可比。



(a) 企业专利获得数量



(b) 企业绿色专利获得数量

图 2 平行趋势检验

## (三) 稳健性检验

## 1. 更换指标

考虑到文献中也经常采用绿色专利申请数量作为企业绿色创新的衡量指标(王馨和王营, 2021)<sup>[30]</sup>, 本文分别采用专利申请数量(*pat*)和绿色专利申请数量(*gopat*)度量企业创新和绿色创新, 进行稳健性检验, 所得结果列于表4列(1) — (2), 对绿色专利申请数量来说, 环境贸易措施前面系数显著为正, 而对专利申请数量而言系数不显著, 这与基准回归结果保持一致, 说明本文回归结果稳健。

## 2. 剔除极端值

首先, 将上市公司专利获得数量、绿色专利获得数量高于95%分位或低于5%分位的样本分别删除, 进行稳健性检验, 所得结果参见表4列(3) — (4); 其次, 鉴于中美贸易摩擦的发生, 2019年也可能是极端值, 并影响本文的估计结果, 因此, 在剔除极端值的基础上, 进一步删除2019年的样本, 表4列(5) — (6)为估计结果, 与基准回归一致, 表明本文的结果具有可信性。

表4 更换指标和剔除极端值的稳健性检验结果

| 变量               | <i>pat</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>gopat</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>hdpat</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>hdgopat</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>hdpat</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>hdgopat</i> <sub><i>t</i>+1</sub> |
|------------------|----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|--------------------------------------|------------------------------------|--------------------------------------|
|                  | (1)                              | (2)                                | (3)                                | (4)                                  | (5)                                | (6)                                  |
| <i>TBT</i>       | 0.0284<br>(0.0685)               | 0.0803*<br>(0.0461)                | 0.0473<br>(0.0574)                 | 0.0486**<br>(0.0195)                 | 0.0246<br>(0.0609)                 | 0.0427**<br>(0.0207)                 |
| <i>lnsize</i>    | 0.8189***<br>(0.0320)            | 0.3994***<br>(0.0310)              | 0.5922***<br>(0.0277)              | 0.1403***<br>(0.0092)                | 0.5860***<br>(0.0283)              | 0.1360***<br>(0.0093)                |
| <i>lnsetage</i>  | 0.3148***<br>(0.0822)            | -0.0067<br>(0.0648)                | 0.3633***<br>(0.0653)              | 0.0491**<br>(0.0199)                 | 0.3599***<br>(0.0666)              | 0.0525***<br>(0.0200)                |
| <i>ownership</i> | 0.1647<br>(0.1133)               | 0.0554<br>(0.0763)                 | 0.0625<br>(0.0986)                 | 0.0294<br>(0.0335)                   | 0.0767<br>(0.1010)                 | 0.0338<br>(0.0339)                   |
| 行业固定效应           | 是                                | 是                                  | 是                                  | 是                                    | 是                                  | 是                                    |
| 年份固定效应           | 是                                | 是                                  | 是                                  | 是                                    | 是                                  | 是                                    |
| 省份固定效应           | 是                                | 是                                  | 是                                  | 是                                    | 是                                  | 是                                    |
| 样本量              | 8 211                            | 8 211                              | 7 651                              | 7 644                                | 6 715                              | 6 705                                |
| R <sup>2</sup>   | 0.4395                           | 0.3261                             | 0.3336                             | 0.1777                               | 0.3327                             | 0.1782                               |

## 3. 改变固定效应及引入其他变量

由于控制不同的固定效应通常会影响到估计结果, 所以我们进一步考虑控制企业、年份层面的固定效应, 并将标准误聚类在行业层面进行估计<sup>①</sup>, 所得结果参见表5列(1) — (2)。此外, 考虑到政府补贴、出口及融资约束也可能对企业创新具有重要影响, 表5列(3)和列(4)加入了政府补贴(*subsidy*)、出口密度(*exportd*)和融资约束(*absfinc*)作为控制变量。结果与基准估计一致。

①由于存在共线性, 所以企业产权变量(*ownership*)在估计时被忽略。

表5 改变固定效应和引入新变量的稳健性检验结果

| 变量               | $hdpat_{i+1}$         | $hdgrepat_{i+1}$      | $hdpat_{i+1}$         | $hdgrepat_{i+1}$       |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
|                  | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                    |
| <i>TBT</i>       | 0.0343<br>(0.0565)    | 0.0940**<br>(0.0395)  | 0.0610<br>(0.0628)    | 0.0693*<br>(0.0400)    |
| <i>lnsize</i>    | 0.6190***<br>(0.0837) | 0.2234***<br>(0.0555) | 0.7818***<br>(0.0380) | 0.4012***<br>(0.0409)  |
| <i>lnsetage</i>  | 0.6407***<br>(0.2183) | -0.0320<br>(0.0835)   | 0.5398***<br>(0.1291) | 0.5167***<br>(0.1153)  |
| <i>ownership</i> |                       |                       | 0.1037<br>(0.1060)    | 0.0065<br>(0.0602)     |
| <i>subsidy</i>   |                       |                       | 0.0018<br>(0.0144)    | 0.0073<br>(0.0077)     |
| <i>exportd</i>   |                       |                       | -0.0292<br>(0.1317)   | -0.0955<br>(0.0687)    |
| <i>absfinc</i>   |                       |                       | -0.4136**<br>(0.2054) | -0.9205***<br>(0.2509) |
| 行业固定效应           | 否                     | 否                     | 是                     | 是                      |
| 年份固定效应           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                      |
| 省份固定效应           | 否                     | 否                     | 是                     | 是                      |
| 企业固定效应           | 是                     | 是                     | 否                     | 否                      |
| 样本量              | 8 211                 | 8 211                 | 8 211                 | 8 211                  |
| R <sup>2</sup>   | 0.7476                | 0.6937                | 0.4341                | 0.3290                 |

注：列（1）—（2）括号内为聚类到 SIC2 分位行业的稳健标准误，列（3）—（4）括号内为企业层面聚类的稳健标准误。

## 五、机制检验

### （一）需求激励机制

本文构建中介效应模型对需求激励机制进行验证<sup>①</sup>，采用企业是否出口、出口收入、国内营业收入以及企业利润作为市场需求的中介变量。具体模型设定如下：

$$y_{fit+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TBT_{it} + \rho X_{fit} + \gamma_i + \gamma_t + \gamma_d + \varepsilon_{fit} \quad (3)$$

$$M = \delta_0 + \delta_1 TBT_{it} + \rho X_{fit} + \gamma_i + \gamma_t + \gamma_d + \varepsilon_{fit} \quad (4)$$

$$y_{fit+1} = \phi_0 + \phi_1 TBT_{it} + \phi_2 M + \rho X_{fit} + \gamma_i + \gamma_t + \gamma_d + \varepsilon_{fit} \quad (5)$$

其中， $M$  代表中介变量， $bi\_export$  表示企业是否出口，借鉴杨菁菁等（2019）<sup>[31]</sup> 的衡量方法，如果企业有海外营业收入则设  $bi\_export$  为 1，否则为 0； $lnexport$  代表企业出口收入，采用企业海外收入加 1 之后取对数表示（缺失按 0 计算）； $lnde\_sale$  表示国内营业收入，计算方法为营业收入与海外收入的差额加 1 之后再取对数； $lnprofit$  表示企业利润，也经对数处理。检验结果显示在表 6。第（1）列以  $bi\_export$  为因变量，发现  $TBT$  的估计系数显著为正，即环境贸易措施显著提高了上市公司的出口概率。第（2）列报告了以  $lnexport$  为因变量的回归结果，发

①由于环境贸易措施只对企业绿色创新影响显著，所以本文机制分析的被解释变量均为企业绿色创新。

现环境贸易措施使企业的海外收入显著增加。第(3) — (4)列分别为企业的国内营业收入以及企业利润对环境贸易措施的回归结果,可以发现环境贸易措施前面的系数并不显著,说明环境贸易措施对企业的境内收入及营业利润影响不明显。(5) — (6)列为因变量对基本自变量和中介变量回归的结果,  $bi\_export$  及  $lnexport$  前面系数为正,且分别通过了1%的显著性检验,说明海外出口需求在我国环境贸易措施影响企业绿色创新中扮演着重要的中介作用,即环境贸易措施通过需求激励机制影响企业绿色创新。验证了假说1。

表6 环境贸易措施影响企业绿色创新的机制检验

| 变量                       | $bi\_export_{t+1}$    | $lnexport_{t+1}$      | $lnde\_sale_{t+1}$  | $lnprofit_{t+1}$    | $hdgrepat_{t+1}$       | $hdgrepat_{t+1}$       | $hdgrepat_{t+1}$      |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
|                          | (1)                   | (2)                   | (3)                 | (4)                 | (5)                    | (6)                    | (7)                   |
| <i>TBT</i>               | 0.0477 **<br>(0.0233) | 0.9873 **<br>(0.4440) | -0.0031<br>(0.0628) | -0.0214<br>(0.0442) | 0.0649<br>(0.0407)     | 0.0638<br>(0.0408)     | 0.0669 *<br>(0.0403)  |
| $bi\_export$             |                       |                       |                     |                     | 0.1253 ***<br>(0.0334) |                        |                       |
| $lnexport$               |                       |                       |                     |                     |                        | 0.0073 ***<br>(0.0020) |                       |
| <i>TBT</i> × <i>comp</i> |                       |                       |                     |                     |                        |                        | 0.4136 **<br>(0.2007) |
| <i>comp</i>              |                       |                       |                     |                     |                        |                        | -0.2379<br>(0.2186)   |
| 控制变量                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                   | 是                      | 是                      | 是                     |
| 行业固定效应                   | 是                     | 是                     | 是                   | 是                   | 是                      | 是                      | 是                     |
| 年份固定效应                   | 是                     | 是                     | 是                   | 是                   | 是                      | 是                      | 是                     |
| 省份固定效应                   | 是                     | 是                     | 是                   | 是                   | 是                      | 是                      | 是                     |
| 样本量                      | 8 211                 | 8 211                 | 5 813               | 7 666               | 8 211                  | 8 211                  | 8 211                 |
| R <sup>2</sup>           | 0.2131                | 0.2557                | 0.6816              | 0.5219              | 0.3117                 | 0.3122                 | 0.3086                |

## (二) 命令驱动机制

参考王桂军和卢潇潇(2019)<sup>[32]</sup>的做法,将影响企业绿色创新的强制性命令变量(*comp*)嵌入到式(1)中,检验环境贸易措施通过强制性命令对企业绿色创新的影响机制,模型设定为:

$$y_{fit+1} = \phi_0 + \phi_1 TBT_{it} + \phi_2 TBT_{it} \times comp_{it} + \phi_3 comp_{it} + \rho X_{fit} + \gamma_i + \gamma_t + \gamma_d + \varepsilon_{fit} \quad (6)$$

在式(6)中,*comp*表示强制性命令<sup>①</sup>,主要关注交互项*TBT*×*comp*系数的统计显著性,其他变量定义与式(1)一致。表6第(7)列给出了强制性命令对环境贸易措施的企业绿色创新效应影响机制验证结果。可以发现,交互项系数显著为正,说明强制命令型技术标准可以显著增强环境贸易措施对企业绿色创新的推动效应。因此,假说2环境贸易措施可以通过命令驱动机制影响企业绿色创新得到验证。

①通过关键词查找案件,如果我国实施的环境贸易措施中含有“mandatory”、“compulsory”或“obligation”,那么就认定为强制性命令措施,设*comp*为1,否则为0。

总体来说,环境贸易措施可以通过提升出口市场需求的需求驱动机制和强制性的命令驱动机制来促进企业进行绿色创新。

## 六、异质性分析

### (一) 对不同性质企业的影响

因企业发明专利获得数量受环境贸易措施影响不显著,所以本部分重点估计企业绿色专利获得数量,分别分析环境贸易措施对不同企业获得的绿色发明数量(*greinvig*)及绿色实用新型数量(*greumig*)的影响程度。根据企业性质,把“中央国有企业”和“地方国有企业”归为国有企业,其余企业归为非国有企业。表7(1)—(4)列分别报告了国有企业、非国有企业绿色创新受环境贸易措施的影响情况。估计结果表明,对非国有企业而言,环境贸易措施前面的估计系数均显著为正,而国有企业环境贸易措施估计系数不显著。这说明环境贸易措施显著提高了非国有企业的绿色创新水平,而对国有企业的影响较小。这与刘诗源等(2020)<sup>[33]</sup>的研究接近。国有企业多为垄断型企业,在融资及政策方面相比非国有企业都具有明显的优势,且国有企业高管晋升相对非市场化,导致国企高管较为保守,缺乏实施创新项目的足够动力,因此在面临外部冲击时,非国有企业具有更大的动机通过实施绿色创新体现产品的差异化价值,以增加自身的竞争优势。

表7 环境贸易政策对不同类型企业绿色创新的影响

| 变量               | 国有企业                          |                              | 非国有企业                         |                              | 高新技术行业                        |                              | 非高新技术行业                       |                              |
|------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
|                  | <i>greinvig<sub>t+1</sub></i> | <i>greumig<sub>t+1</sub></i> | <i>greinvig<sub>t+1</sub></i> | <i>greumig<sub>t+1</sub></i> | <i>greinvig<sub>t+1</sub></i> | <i>greumig<sub>t+1</sub></i> | <i>greinvig<sub>t+1</sub></i> | <i>greumig<sub>t+1</sub></i> |
|                  | (1)                           | (2)                          | (3)                           | (4)                          | (5)                           | (6)                          | (7)                           | (8)                          |
| <i>TBT</i>       | 0.0196<br>(0.0151)            | 0.0630<br>(0.0447)           | 0.0121**<br>(0.0060)          | 0.0340**<br>(0.0172)         | 0.0261**<br>(0.0106)          | 0.0509*<br>(0.0287)          | -0.0001<br>(0.0064)           | 0.0270<br>(0.0202)           |
| <i>lnsize</i>    | 0.0292***<br>(0.0073)         | 0.0829***<br>(0.0209)        | 0.0295***<br>(0.0031)         | 0.1181***<br>(0.0091)        | 0.0380***<br>(0.0054)         | 0.1319***<br>(0.0154)        | 0.0265***<br>(0.0033)         | 0.1089***<br>(0.0097)        |
| <i>lnsetage</i>  | -0.0045<br>(0.0322)           | -0.0052<br>(0.1176)          | 0.0035<br>(0.0054)            | 0.0260<br>(0.0167)           | -0.0051<br>(0.0111)           | 0.0214<br>(0.0304)           | 0.0069<br>(0.0058)            | 0.0366*<br>(0.0201)          |
| <i>ownership</i> |                               |                              |                               |                              | -0.0159<br>(0.0150)           | -0.0356<br>(0.0456)          | 0.0177<br>(0.0126)            | 0.0694*<br>(0.0385)          |
| 行业固定效应           | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            |
| 年份固定效应           | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            |
| 省份固定效应           | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            | 是                             | 是                            |
| 样本量              | 1 380                         | 1 402                        | 6 265                         | 6 308                        | 2 756                         | 2 828                        | 4 889                         | 4 882                        |
| R <sup>2</sup>   | 0.1184                        | 0.2272                       | 0.0586                        | 0.1511                       | 0.0773                        | 0.1958                       | 0.0718                        | 0.1619                       |

注:绿色发明获得数量、绿色实用新型获得数量均经过离群值剔除(删除高于95%或低于5%的样本)及数字化处理。

### (二) 对不同行业属性的影响

高新技术行业来自科技部对高新技术领域的认定,并参考权小锋等(2020)<sup>[34]</sup>的研究,将以下几个行业确定为高新技术行业:“计算机、通信和其他电子设备制

造业”“医药制造业”“铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业”“化学纤维制造业”“化学原料和化学制品制造业”“仪器仪表制造业”“软件和信息技术服务业”，其余行业划入非高新技术行业。表7列（5）—（8）报告了区分行业类型样本后的估计结果，在高新技术行业样本中，环境贸易措施前面系数显著为正；而在非高新技术行业样本中，无论对绿色发明还是绿色实用新型获得数量来说，环境贸易措施的影响均不显著。一方面，高新技术行业对研发创新高度依赖，这使得其对以绿色技术标准为代表的的环境贸易措施更加敏感；另一方面，高新技术行业中的企业一般具备较强的技术创新能力，靠其高新技术积累，在面临政策冲击时，可以较快反应并进一步做出提升绿色创新水平的应对。

## 七、结论与启示

本文基于2009—2019年间中国环境贸易措施及上市公司专利数据，利用双重差分模型实证检验了中国环境贸易措施对企业绿色创新的影响及其作用机制。本文的研究结果表明：第一，中国环境贸易措施显著提高了企业绿色创新水平，而对企业整体创新水平的提升影响不显著。第二，需求激励机制和命令驱动机制是环境贸易措施影响企业绿色创新的重要渠道，通过增加企业的出口需求，及通过强制型命令给企业施加外部压力，环境贸易措施显著提高了企业获得的绿色专利数量。第三，在企业异质性方面，中国环境贸易措施对企业绿色创新的促进作用在非国有企业更为明显；在行业异质性方面，受环境贸易措施影响，高新技术行业的绿色发明获得数量及绿色实用新型获得数量上升较为明显。

基于以上研究结果，本文提出如下政策建议：首先，善用环境贸易措施促进绿色贸易发展。在面外国企业碳转移、污染转移的不当贸易往来时，中国政府应善用、巧用环境贸易措施，致力于为国内企业构建绿色环保的市场环境，积极推动绿色贸易标准的健全，完善强制性绿色标准认证制度，推动企业加强绿色技术创新投入，提升国内企业的绿色创新能力，并最终促进绿色贸易发展。其次，加快完善绿色贸易政策体系。考虑到需求激励是环境贸易措施发挥作用的重要途径之一，国有企业及非高新技术企业的绿色创新对环境贸易措施不敏感，这可能是由于环境贸易措施对这些企业的需求引致作用不足所致，为此应加快建立和完善国内环境标准和技术规范体系，积极参与国际标准互认，激发企业创新的内生动力。

### [参考文献]

- [1] KHATUN F. Environment Related Trade Barriers and the WTO [R]. East Asian Bureau of Economic Research Trade Working Papers, No. 22292, 2009.
- [2] CHAKRABORTY P. Environmental Standards, Trade and Innovation: Evidence from a Natural Experiment [J]. Environment and Development Economics, 2017, 22 (4): 414-446.
- [3] VIGANI M, RAIMONDI V, OLPER A. International Trade and Endogenous Standards: the Case of GMO regulations [J]. World Trade Review, 2012, 11 (3): 415-437.
- [4] OLPER A, CURZI D, PACCA L. Do Food Standards Affect the Quality of EU Imports? [J]. Economics Letters,

- 2014, 122 (2): 233-237.
- [5] TIMINI J, CONESA M. Chinese Exports and Non-Tariff Measures: Testing for Heterogeneous Effects at the Product Level [J]. *Journal of Economic Integration*, 2019, 34 (2): 327-345.
- [6] 张肇中, 王磊. 技术标准规制、出口二元边际与企业技术创新 [J]. *科学学研究*, 2020, 38 (1): 180-192.
- [7] BALDWIN R. Regulatory Protectionism, Developing Nations and a Two-Tier World Trade System [R]. CEPR Discussion Papers, No. 2574, 2000.
- [8] GHODSI M, STEHRER R. Non-tariff Measures and the Quality of Imported Products [R]. WIIW working papers, No. 189, 2020.
- [9] 何欢浪, 张娟, 章韬. 中国对外反倾销与企业创新——来自企业专利数据的经验研究 [J]. *财经研究*, 2020, 46 (2): 4-20.
- [10] 江永红, 陈鼻楠. 中国出口退税政策对环境保护有正面影响吗? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30 (7): 100-106.
- [11] 崔琦, 张江雪, 魏玮, 贺玲. 限制固体废弃物进口的环境与经济效应 [J]. *环境经济研究*, 2019, 4 (1): 71-85.
- [12] 孙瑾, 丁冉, 王杰镭. 关于可持续贸易的研究进展 [J]. *经济学动态*, 2020 (8): 131-145.
- [13] BANERJEE R, GUPTA K. The Effect of Environmentally Sustainable Practices on Firm R&D: International evidence [J]. *Economic Modelling*, 2019, 78: 262-274.
- [14] 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.
- [15] NAGHAVI A. The Role of Green Tariffs in Environmental Harmonization [R]. University College Dublin Working papers, No. 200407, 2004.
- [16] 谢杰, 陈锋, 陈科杰, 戴赵琼. 贸易政策不确定性与出口企业加成率: 理论机制与中国经验 [J]. *中国工业经济*, 2021 (1): 56-75.
- [17] 胡麦秀, 薛求知. 外生性的技术——环境壁垒对企业技术创新的激励机制 [J]. *上海经济研究*, 2007 (11): 15-21.
- [18] 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.
- [19] GREAKER M. Eco-labels, Trade and Protectionism [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2006, 33 (1): 1-37.
- [20] NISHITANI K, ITOH M. Product Innovation in Response to Environmental Standards and Competitive Advantage: A Hedonic Analysis of Refrigerators in the Japanese Retail Market [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 113: 873-883.
- [21] 康志勇, 汤学良, 刘馨. 环境规制、企业创新与中国企业出口研究——基于“波特假说”的再检验 [J]. *国际贸易问题*, 2020 (2): 125-141.
- [22] CALEL R, DECHEZLEPRÊTRE A. Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2016 (98): 173-191.
- [23] 吴伟伟, 张天一. 非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究 [J]. *管理世界*, 2021, 37 (3): 137-160+10.
- [24] 孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗? ——基于企业员工视角的经验证据 [J]. *管理世界*, 2019, 35 (11): 209-228.
- [25] 蔡庆丰, 陈熠辉, 林焜. 信贷资源可得性与企业创新: 激励还是抑制? ——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据 [J]. *经济研究*, 2020, 55 (10): 124-140.
- [26] LIM A H, MATHUR S, SUK G. Trade and Environment: What can We Learn from Trade Policy Reviews? [R]. WTO Staff Working Papers, ERSD-2020-06, 2020.

- [27] PIERCE J R, SCHOTT P K. A Concordance Between U. S. Harmonized System Codes and SIC/NAICS Product Classes and Industries [J]. *Journal of Economic and Social Measurement*, 2012, 37 (1-2): 61-96.
- [28] 冯根福, 郑明波, 温军, 张存炳. 究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新——基于九大中文经济学权威期刊和 A 股上市公司数据的再实证 [J]. *中国工业经济*, 2021 (1): 17-35.
- [29] 吴秋生, 黄贤环. 财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解 [J]. *中国工业经济*, 2017 (9): 156-173.
- [30] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. *管理世界*, 2021, 37 (6): 173-188+11.
- [31] 杨菁菁, 周绚勃, 朱密. 多元化经营、出口业务与企业创新: 基于沪深 A 股上市公司的经验分析 [J]. *国际经贸探索*, 2019, 35 (12): 85-101.
- [32] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级 [J]. *中国工业经济*, 2019 (3): 43-61.
- [33] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗? ——基于企业生命周期理论的检验 [J]. *经济研究*, 2020, 55 (6): 105-121.
- [34] 权小锋, 刘佳伟, 孙雅倩. 设立企业博士后工作站促进技术创新吗——基于中国上市公司的经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2020 (9): 175-192.

(责任编辑 蒋荣兵)

## China's Environmental Trade Measures and Enterprise Green Innovation

ZHAO Wenxia LIU Hongkui

**Abstract:** As an important part of trade system innovation in the green transition period, environmental trade measures play an important role in coordinating economic development and environmental protection. Based on the 2009-2019 environmental trade measures and patents data of listed companies in China's A-share market, this paper uses the difference-in-differences approach to explore the impact of China's environmental trade measures on enterprise green innovation. It finds that environmental trade measures will significantly improve the green innovation level of domestic listed companies, but have little impact on the overall innovation of enterprises. This conclusion remains valid after a series of robustness tests. The influencing mechanism test reveals that the promotional effect of environmental trade measures on green innovation can be realized through promoting exports, and by implementing compulsory certification. Heterogeneity analysis reveals that the innovation promotion effect of environmental trade measures is only significant in non-state-owned enterprises and in high-tech industries. This research provides empirical evidence for evaluating the innovative effect of environmental trade measures in recent years, and illuminates potential policy developments for the formulation of green trade standards and the reform and adjustment of green trade systems in China.

**Keywords:** Environmental Trade Measures; Listed Companies; Green Innovation; Difference-in-Differences