

国家社科基金资助期刊

中文社会科学引文索引(CSSCI)来源期刊

中国人文社会科学期刊AMI综合评价核心期刊

全国中文核心期刊 / RCCSE中国权威学术期刊(A+)

华东地区优秀期刊 / 山东省新闻出版奖·报纸期刊奖期刊

# 山东社会科学<sup>®</sup>



## Shandong Social Sciences

### 2024 3 (总第343期)



# 山东社会科学

月刊 1987年5月创刊

## 国外马克思主义研究

- (5) 从支配到和解:法兰克福学派关于启蒙主体的批判与重构
- 陈文旭 刘 涵
- (14) 论东欧新马克思主义理论研究中的多重现实问题
- 隽鸿飞 王思楠
- (21) 青年卢卡奇政治自觉建构的伦理转向
- 卢卡奇过渡时期文本的马克思主义特质分析
- 李 晶

## 文艺理论与批评新探索

- (31) “民族国家共同体”意识下的现代中国性别诗学观探析
- 孙桂荣
- (40) 由新见法国藏汉籍珍本《批点聊斋志异》论何守奇聊斋评点的特色及价值
- 任增强
- (50) 文学实验与灵魂探险
- 论残雪的文学创作
- 尹相雯

## 历史学研究

- (58) 全面抗战时期中共地方政权中的党团制度、“三三制”与党政关系
- 马思宇
- (68) 华北敌后战场的小学“伪化”与“反伪化”斗争
- 徐传博
- (80) 北朝时期东北民族交往交流交融内在逻辑探析
- 马业杰

## 哲学研究

- (89) “亲亲相隐”难题的马克思诠释
- 姜 涌 崔健民
- (97) 从数字资本逻辑走向人本逻辑:数字劳动推动人的自由全面发展
- 焦成焕 魏艳平

(106) 生态文明赋能共同富裕的理论逻辑、内在机理及协同路径 钟清莲 刘 华

经济研究新视野

(114) 中国古代文明开放型经济思想的逻辑演进与现实借鉴 刘 斌 朱晓梅

(127) 绿色技术创新促进了我国城市出口产品质量升级吗? 黎元生 陈 华

(135) 创新激励理论演进与展望 程新生 张时颖

文化与传媒研究

(145) 新时代中国对外融通话语体系的构建逻辑与现实面向 杨永军 张彩霞

(156) 家庭生命历程事件的代际支持:实现路径与运行逻辑 吴 帆 闫本超

(166) 从愿景到现实:数字文明的建构困境与中国应对 孙 倩 毕洪业

法学研究

(174) “双碳”政策视阈下认购碳汇司法裁判的逻辑与规范化进路  
——以坚持生态保护和修复的优先地位为视角 梁 平 张沁峰

(183) 论刑事司法人工智能的实质化人工干预 张式泽

投稿邮箱

政治、文化:lyt0379@ 163.com  
sunzhich@ 126.com

哲学、法学:wszhou66@ 126.com  
zhangjing\_1114@ 163.com

文学、传媒:sdluxiaofang@ 163.com

经济、管理:caoshouxin2020@ 163.com

历史学:liaojiguang@ 126.com

社会学:sdshkxshx@ 163.com



# 绿色技术创新促进了我国城市 出口产品质量升级吗？

黎元生 陈 华

**[摘 要]** 党的二十大报告提出“加快发展方式绿色转型”，强调“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”。使用 2001—2013 年中国海关与城市匹配数据，探究城市绿色技术创新对其出口产品质量的影响。研究表明，城市绿色技术创新水平的提升显著促进了出口产品质量升级。异质性研究表明，绿色技术创新对于中部城市、非沿海地区城市、非省会城市以及金融市场化程度较高城市的出口产品质量的提升作用更显著。机制研究表明，城市层面绿色技术创新主要通过提升城市全要素生产率和固定投入效率两个渠道促进出口产品质量升级。据此，应发挥绿色技术创新对出口产品质量的促进作用，尤其要注重提高全要素生产率和固定投入效率。同时，针对城市异质性特征，制定更具针对性和灵活性的政策。

**[关键词]** 绿色技术创新；出口产品质量；全要素生产率；固定投入效率

**[中图分类号]** F752.62; F273.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1003-4145[2024]03-0127-08

DOI:10.14112/j.cnki.37-1053/c.2024.03.018

## 一、引言与文献综述

推动出口产品质量升级是促进国内国际双循环、建设制造强国和贸易强国、推动经济高质量发展的重要举措。从数据上看，2023 年中国货物贸易进出口总额高达 41.76 万亿元，有望连续 7 年稳居世界第一，其中出口额为 23.77 万亿元<sup>①</sup>。相比之下，我国出口产品质量和出口增加值竞争力依然不高，《全球竞争力报告 2023》显示，相关项目中国仅排第 21 名，我国“大而不强”的贸易地位亟需改善<sup>②</sup>。在此背景下，如何提升出口产品质量，破解我国价值链低端锁定之困，成为各界关注的热点问题。

出口产品质量一直是学界研究的重点和难点问题。基于不同角度，学者们对出口产品质量的影响因素进行了一定研究。宏观层面，研究发现外商投资<sup>③</sup>、政府财政政策<sup>④</sup>、产业集聚<sup>⑤</sup>等都会显著地影响出口产品质量。此外，一些学者从中间品角度考察企业出口产品质量的影响因素，他们发现很多

**作者简介：**黎元生，男，经济学博士，福建师范大学经济学院教授、博士生导师。

陈 华（通讯作者），男，福建师范大学经济学院博士研究生。

**基金项目：**本文系福建省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心重大项目“促进人与自然和谐共生——习近平在福建工作期间关于现代化建设的探索与实践”（项目编号：FJ2023XZZ005）、福建省社会科学基金青年项目“数字技术赋能福建乡村特色优势产业高质量发展的作用机制与路径研究”（项目编号：FJ2023C044）的阶段性成果。

①据海关统计数据，[https://www.gov.cn/yaowen/shipin/202401/content\\_6925752.htm](https://www.gov.cn/yaowen/shipin/202401/content_6925752.htm)，发布时间：2024 年 1 月 12 日，访问时间：2024 年 3 月 2 日。

②世界竞争力研究中心：《全球竞争力报告 2023》，2023 年 6 月 20 日，<https://worldcompetitiveness.imd.org/countryprofile/CN/wcy>，访问时间：2024 年 2 月 8 日。如果从分项来看，报告认为，中国的优势在于庞大的市场规模和宏观经济稳定性。在市场规模上，中国国内和出口市场相结合得到了 100 分，位居该项第一。但在创新、机制建设、产品市场效率、金融市场发展等指标上得分较低，导致综合排名下降。我国外贸呈现出规模大而产品质量竞争力较低的局面。

③李坤望、王有鑫：《FDI 促进了中国出口产品质量升级吗？——基于动态面板系统 GMM 方法的研究》，《世界经济研究》2013 年第 5 期。

④张杰、翟福昕、周晓艳：《政府补贴、市场竞争与出口产品质量》，《数量经济技术经济研究》2015 年第 4 期。

⑤苏丹妮、盛斌、邵朝对：《产业集聚与企业出口产品质量升级》，《中国工业经济》2018 年第 11 期。

企业特别是发展中国家的企业难以进入发达国家市场,主要原因在于这些企业难以在相同成本下使用本国的中间投入品生产出满足目的国所需的高质量产品<sup>①</sup>。因此,发达国家的高质量中间投入品进入国内市场可以助力国内企业实现出口产品的质量升级。

当前,我国已进入高质量发展阶段,持续的技术创新逐渐成为推动出口产品质量升级的重要途径<sup>②</sup>。在我国经济绿色转型背景下,外贸高质量发展对技术创新提出了更高的要求,绿色技术创新也日益受到关注。绿色技术这一概念最早于1994年由E.Brawn等学者提出,被界定为能够降低环境污染水平,同时也能节约能源使用的技术<sup>③</sup>。从驱动力来看,绿色技术创新动因主要来自环境规制<sup>④</sup>。当然也有很多学者研究发现,环境规制对企业绿色技术创新的影响不确定,甚至会存在抑制作用<sup>⑤</sup>。此外,市场化水平<sup>⑥</sup>、家族企业发展<sup>⑦</sup>等也是影响绿色技术创新的重要因素。

绿色技术创新是否会影响城市层面出口产品质量?具体的作用机制如何?这些问题的回答对于加快推进高质量发展具有重要的理论与现实意义。但是学界目前鲜有直接研究绿色技术创新与城市层面出口产品质量关系的文献。目前除少数学者直接探究技术创新与出口产品质量关系外,大部分学者还是将技术创新作为中介变量,探究其他诸如制造业服务化等对出口产品质量的影响<sup>⑧</sup>。相比已有研究,本文主要的边际贡献包括:(1)从理论和实证层面深入探究绿色技术创新与出口产品质量的关系,为拓展绿色技术创新及国际贸易相关领域研究做了有益探索。(2)本文使用城市层面数据,将城市因素综合考虑在内,丰富了现有研究。(3)从全要素生产率和固定投入效率角度出发,探究绿色技术创新提升城市出口产品质量的具体作用机制,为相关部门制定政策提供建议。

## 二、理论分析与研究假设

根据经典的质量内生决定理论模型,企业出口产品质量主要由企业生产率和固定投入效率决定<sup>⑨</sup>。下面我们进一步讨论绿色技术创新对全要素生产率和固定投入效率的影响。

从本质上来看,绿色技术创新是技术创新的一种形式。罗丽英和齐月的研究表明,技术创新水平是提升我国企业出口产品质量的重要途径<sup>⑩</sup>。作为技术创新的重要表现形式,绿色技术创新也应具有促进企业出口产品质量提升的效应。从事绿色技术创新活动的企业,其技术水平、环保能力和竞争力均将获得提升,能够改善原有产品结构,设计和生产质量更高的产品。接下来,从全要素生产率和固定投入效率两个方面具体阐述绿色技术创新影响出口产品质量的机制。

首先,生产率方面。第一,市场规模效应。一方面,企业使用绿色工艺技术进行生产可以满足国内市场对绿色产品的需求,扩大国内市场份额。另一方面,使用绿色工艺技术有助于促进企业全球价值链攀升、提升国际竞争力、获得更大的海外市场。第二,资源配置效应。区域绿色技术创新水平提

①H. Fan, Y. A. Li, and S. R. Yeaple, "On the Relationship between Quality and Productivity: Evidence from China's Accession to the WTO," in *Journal of International Economics*, Vol. 110 (2018), pp.28-49.

②罗曲如晓、臧睿:《自主创新、外国技术溢出与制造业出口产品质量升级》,《中国软科学》2019年第5期。

③E. Braun, and D. Wield, "Regulation as a Means for the Social Control of Technology," in *Technology Analysis & Strategic Management*, Vol. 3(1994), pp.259-272.

④陶锋、赵锦瑜、周浩:《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》,《中国工业经济》2021年第21期。

⑤王锋正、姜涛:《环境规制对资源型产业绿色技术创新的影响——基于行业异质性的视角》,《财经问题研究》2015年第8期。

⑥汪明月、李颖明、王子彤:《技术和市场双重不确定性下企业绿色技术创新及绩效》,《系统管理学报》2021年第2期。

⑦马骏、朱斌、何轩:《家族企业何以成为更积极的绿色创新推动者?——基于社会情感财富和制度合法性的解释》,《管理科学学报》2020年第9期。

⑧祝树金、谢煜、段凡:《制造业服务化、技术创新与企业出口产品质量》,《经济评论》2019年第6期。

⑨施炳展:《中国企业出口产品质量异质性:测度与事实》,《经济学(季刊)》2014年第13期。

⑩罗丽英、齐月:《技术创新效率对我国制造业出口产品质量升级的影响研究》,《国际经贸探索》2016年第4期。

升带来的直接结果,就是使资源更多地从低生产率企业向高生产率企业流动,这种产业内部的资源配置效应将带来行业整体生产效率的提升<sup>①</sup>。第三,成本节约效应。绿色技术创新不仅可以在前期降低能源等要素的投入,节约资源成本,而且可以在后期减少废弃物排放量,降低除污成本。除此之外,使用绿色技术可以提升企业的绿色声誉,有助于企业更好地获得金融机构信贷支持,进而降低企业融资成本。

其次,固定投入效率方面。现有研究表明,绿色技术创新改变了制造业生产工艺,使其兼具产品制造、能源转换、废弃物消纳和资源化功能,提高了资源综合利用率和循环使用率<sup>②</sup>。可以说,在当前绿色经济、低碳经济背景下,绿色技术创新是提升企业固定投入效率的关键性因素。微观层面,企业可以通过绿色工艺和绿色流程提升自身的绿色制造能力以及能源资源投入利用效率。工艺视角下的绿色技术创新以工艺改造、技术升级等为主要途径,提高生产过程中对原材料和能源的利用效率并降低与之相关的环境成本,这无疑会提升企业固定投入效率。产业层面,原毅军等研究发现,加强绿色技术创新有利于推进污染密集型制造业向清洁型制造业的转型升级<sup>③</sup>。这也将提升地区产业层面整体的固定投入效率,从而促进地区出口产品质量。据此,本文提出以下假说:

假说 1:绿色技术创新能够促进城市出口产品质量提升。

假说 2:绿色技术创新通过生产率途径影响城市出口产品质量。

假说 3:绿色技术创新通过固定投入效率途径影响城市出口产品质量。

### 三、研究设计

#### (一) 模型构建

本文以城市层面的出口产品质量作为被解释变量,以城市层面绿色技术创新水平作为解释变量进行实证回归。基准模型如下:

$$Quality_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_{ct} + \alpha_2 Controls_{ct} + v_c + v_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $Quality_{ct}$  为城市  $c$  在年份  $t$  的出口产品质量;  $Green_{ct}$  为城市  $c$  在年份  $t$  的绿色技术创新水平;  $Controls_{ct}$  为城市层面的一系列控制变量;  $\alpha_0$  为常数项;  $v_c$  与  $v_t$  分别为个体固定效应和年份固定效应;  $\varepsilon_{ct}$  为误差扰动项。

#### (二) 变量设置

1. 被解释变量。本文被解释变量为城市出口产品质量 (Quality), 由城市内部企业出口产品质量加权平均得到。现有文献对于企业层面出口产品质量的测算主要包括出口产品单位价值法、产品特征法、供给需求法与需求信息反推法等四种方法。其中,需求信息反推法因其测算产品质量更精准、可操作性强而被广泛使用。具体地,本文参考施炳展<sup>④</sup>的研究对出口产品质量进行测算。

对于海关 HS6 位码下的某种类产品  $j$  而言,企业  $i$  在  $t$  年向出口目的国  $m$  出口  $j$  的数量为:

$$q_{ijmt} = p_{ijmt}^{-\sigma} \lambda_{ijmt}^{\sigma-1} \frac{E_{imt}}{P_{imt}} \quad (2)$$

其中,  $q$  表示产品的数量,  $p$  表示产品的价格,  $\lambda$  表示产品的质量,  $\sigma > 1$  表示产品种类间的替代弹性,  $E$  表示消费者支出,  $P$  表示价格指数。

对方程的左右两边同时取对数,进行整理后可以得到如下回归方程式:

①原毅军、戴宁:《基于绿色技术创新的中国制造业升级发展路径》,《科技与管理》2017年第1期。

②原毅军、谢荣辉:《产业结构调整、技术进步与污染减排》,《中国人口·资源与环境》2012年第22期。

③原毅军、陈喆:《环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级》,《科学学研究》2019年第10期。

④施炳展:《中国企业出口产品质量异质性:测度与事实》,《经济学(季刊)》2014年第13期。

$$\ln q_{ijmt} = \chi_{mt} - \sigma \ln p_{ijmt} + \varepsilon_{ijmt} \quad (3)$$

其中,  $\chi_{mt}$  是“出口国—年份”两维虚拟变量, 可以控制出口目的国地理距离、收入水平与总体价格指数;  $\ln p_{ijmt}$  表示企业出口产品的价格;  $\varepsilon_{ijmt} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{ijmt}$ , 是包含产品质量信息的残差项。通过 OLS 方法估计上述模型即可得到残差项, 再据此推导出产品的出口质量。因为本文对于产品质量的计算是建立在产品层面的, 已包含了出口产品的技术复杂度等产品特征。

在对公式(3)进行估计时需要注意两点: 首先, 公式中未考虑产品种类多元化这一特征, 因此本文在估计过程中加入了企业出口产品种类数来控制企业产品种类多元化带来的异质性。其次, 公式中的产品质量与产品价格是相关的, 可能产生内生性问题。因此, 参考施炳展<sup>①</sup>对于工具变量的构建方式, 采用企业在出口国以外的其他出口国的出口产品的平均价格, 作为企业在出口国  $m$  的出口产品价格的工具变量。之后使用 OLS 方法对公式(3)进行回归, 可得产品质量的具体计算公式为:

$$quality_{ijmt} = \ln \hat{\lambda}_{ijmt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{ijmt}}{(\sigma - 1)} = \frac{\ln q_{ijmt} - \ln \hat{q}_{ijmt}}{(\sigma - 1)} \quad (4)$$

其中, 替代弹性  $\sigma$  的取值为 3。由公式(4)可以测算每个企业在每个出口国每个年度出口的某种 HS6 位码产品的质量。在将产品质量加总到整体层面以获得整体质量之前, 参考施炳展的研究<sup>②</sup>, 对产品质量进行标准化处理。

关于产品质量加总到企业层面的方法, 具体公式如下:

$$quality_{it} = \sum_{mj \in \Omega} \left( \frac{v_{ijmt}}{\sum_{jmt \in \Omega} v_{ijmt}} \times \frac{quality_{ijmt} - \min quality_{ijmt}}{\max quality_{ijmt} - \min quality_{ijmt}} \right) \quad (5)$$

其中,  $quality_{it}$  表示企业层面的产品出口质量,  $v_{ijmt}$  表示企业  $i$  对于出口国  $m$  的出口价值量。企业层面的产品质量最后以对数形式进入回归方程。基于上面得到的企业层面的出口产品质量水平, 以企业出口额进行加权平均就可以得到城市层面的出口产品质量<sup>③</sup>:

$$Quality_{ct} = \sum_{i \in \Omega} \frac{value_{it}}{value_{it}} quality_{it} \quad (6)$$

2. 核心解释变量。本文核心解释变量是城市绿色技术创新水平 (Green), 采用城市绿色发明专利数量作为其代理变量, 并对城市绿色发明专利数量取对数。在稳健性检验部分, 本文还使用城市绿色发明数量占全部技术发明专利数量的比重来衡量城市绿色技术创新水平。

3. 控制变量。为了尽可能避免遗漏变量偏误, 本文控制以下影响因素: 城市地区生产总值 (GDP), 根据国际贸易引力模型, 经济规模会对一国贸易产生影响; 城市第二产业比重 (Second), 产业结构差异会影响资源配置效率以及企业生产率; 人力资本 (HC), 人力资本积累会影响城市技术创新水平, 促进出口产品质量提升; 外商直接投资水平 (FDI), 对外开放会优化资源配置, 纾解融资约束, 本文使用城市当年实际使用外资规模取对数作为代理变量。此外, 在稳健性检验部分, 本文进一步控制了城市层面的其他变量: 城市平均工资水平 (Wage\_av)、城市  $SO_2$  排放量 ( $SO_2$ )、人口密度 (Density)、固定资产投资占城市 GDP 的比重 (FAI)、城市每万人在校本科生人数 (College)、科研教育外的地方财政支出占 GDP 比重 (Government)。对所有名义变量均以 2001 年为基期进行了平减, 对 GDP、Wage\_av、 $SO_2$  等变量做了取对数处理。

### (三) 数据来源

本文样本数据主要来源于四个数据库。企业自身的特征数据来自中国工业企业数据库; 企业出

①施炳展:《中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实》,《经济学(季刊)》2014 年第 13 期。

②施炳展:《中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实》,《经济学(季刊)》2014 年第 13 期。

③不失一般性, 后文实证过程中对该指标取对数使用。



口数据来自中国海关进出口贸易数据库;城市层面的数据来自《中国城市统计年鉴》;绿色创新专利数据来自中国研究数据服务平台。最后选择四个样本的共同区间 2001—2013 年<sup>①</sup>作为研究期。国际通用商品分类有 HS1996、HS2002、HS2007、HS2012 共四个版本。本文样本区间内,上述四个版本编制的的数据均有所涉及,为方便数据处理,本文将后三个版本统一转换为 HS1996 版本。关于数据匹配,本文首先将中国工业企业数据库与中国海关进出口贸易数据库进行匹配,再按照企业所在城市与城市层面数据进行匹配,最终得到 275 个城市 2001—2013 年共计 3097 个样本数据(非平衡面板数据)。变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

| 变量名称                  | 观测值数 | 平均值      | 标准差    | 最小值    | 最大值    |
|-----------------------|------|----------|--------|--------|--------|
| <i>Quality</i>        | 3488 | 0.6137   | 0.2629 | 0      | 1      |
| <i>Green</i>          | 2950 | 2.568    | 1.732  | 0      | 9.171  |
| <i>GDP</i>            | 3213 | 15.712   | 1.023  | 12.672 | 19.191 |
| <i>Second</i>         | 3212 | 48.876   | 10.624 | 15.7   | 91     |
| <i>HC</i>             | 3144 | 12.86841 | 1.5051 | 3.3196 | 16.506 |
| <i>FDI</i>            | 3148 | 9.453    | 1.837  | 2.484  | 14.336 |
| <i>Wage_av</i>        | 3212 | 42.556   | 52.632 | 1.36   | 691.73 |
| <i>SO<sub>2</sub></i> | 2741 | 10.687   | 1.019  | 4.159  | 13.434 |
| <i>Density</i>        | 3215 | 5.835    | 0.829  | 1.548  | 7.904  |
| <i>FAI</i>            | 3212 | 0.522    | 0.236  | 0.063  | 3.115  |
| <i>College</i>        | 1208 | 4.79     | 1.029  | 1.163  | 7.147  |
| <i>Government</i>     | 2760 | 0.81     | 0.047  | 0.506  | 0.948  |

四、实证结果

(一) 基准回归

首先,我们使用样本数据对本文的基准观点进行了验证,回归结果如表 2 所示。

表 2 基准回归结果

|                     | (1)                 | (2)                 | (3)                    |
|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|
| 变量名称                | Quality             | Quality             | Quality                |
| <i>Green</i>        | 0.0237*** (0.00376) | 0.0203*** (0.00399) | 0.0151*** (0.00478)    |
| <i>GDP</i>          |                     |                     | -0.00654(0.0135)       |
| <i>Second</i>       |                     |                     | -0.00196*** (0.000522) |
| <i>HC</i>           |                     |                     | 0.0112** (0.00482)     |
| <i>FDI</i>          |                     |                     | 0.00332(0.00362)       |
| <i>Constant</i>     | 0.625*** (0.0134)   | 0.644*** (0.111)    | 0.664*** (0.221)       |
| <i>Observations</i> | 3109                | 3097                | 2987                   |
| <i>Number of id</i> | 277                 | 275                 | 268                    |
| <i>YearFE</i>       | YES                 | YES                 | YES                    |
| <i>ProvinceFE</i>   | NO                  | YES                 | YES                    |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内数值为聚类稳健标准误;“YES”表示控制了相应的固定效应。下表同。

由表 2 可以看出,在三列回归结果中,城市绿色技术创新水平变量的系数始终为正,且在 1% 水平高度显著,初步验证了本文的假说 1。加入的控制变量中,第二产业比重系数显著为负,表明城市第

<sup>①</sup>由于数据可获得性等原因,目前海关数据在 2013 年后无法保证数据样本的质量,参照学界通常做法,我们主要使用 2013 年及以前的样本数据,也将本文研究区间定位于 2001 年至 2013 年。



二产业比重对出口产品质量可能存在负向影响效应。而人力资本变量系数显著为正,表明城市人力资本水平的提升有助于提升出口产品质量。

## (二) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 城市层面的其他控制变量影响识别。首先加入了城市平均工资水平、城市 SO<sub>2</sub> 排放量、人口密度、固定资产投资水平、每万人在校本科生人数等变量进行回归检验。在考虑更多城市因素后,核心解释变量的系数依然显著为正,这表明本文基准结论依然成立。

2. 基于微观数据的再检验。直接考虑城市层面绿色技术创新水平对城市内部企业层面出口产品质量的影响<sup>②</sup>,回归结果显示,在将变量口径细化到企业层面后,核心解释变量的系数依然显著为正,这说明本文基准结论依然成立。

3. 替换核心解释变量。用城市绿色发明专利占总发明专利比重作为解释变量重新进行回归,结果显示,新的解释变量虽然在系数大小和显著性方面有变化,但是依然显著为正,这进一步支持了本文的基准结论。

## (三) 内生性问题处理<sup>③</sup>

经济发展水平高、出口产品质量高的城市可能本身也会有较高的绿色技术水平,这可能会导致双向因果问题。为了解决这一问题,本文使用城市绿色技术创新水平变量滞后一期作为工具变量重新进行回归,基准结论没有受到大的影响。此外,虽然使用前一年数据较大程度上缓解了反向因果引起的内生性问题,但是仍可能存在因遗漏变量引起的内生性问题。参照李雅婷等<sup>④</sup>、王雅丽等<sup>⑤</sup>的方法,本文以企业所在地区的河流总面积作为工具变量进行回归。该工具变量的使用可较好地满足相关性和外生性要求。进一步地,本文使用两阶段工具变量模型(IV2SLS)进行回归,第二阶段的回归结果表明,绿色技术创新依然对城市出口产品质量存在显著的正向提升作用。而第一阶段结果表明工具变量对绿色技术创新在1%水平上具有正向影响。弱工具变量识别检验 AR 和 Wald 统计值均显著,这表明工具变量的选择是有效的。该部分结果表明本文基准结论是较为稳健的。

## (四) 异质性分析

1. 东部、中部、西部地区。按照企业所属省份,本文将总样本分为东部地区、中部地区和西部地区三个子样本,对应的回归结果见表3第(1)—(3)列。结果显示,只有中部地区样本组核心解释变量的系数显著为正。这说明样本期内,绿色技术创新仅显著促进了中部地区城市的出口产品质量升级,对于西部和东部地区城市的影响不大。可能的原因是东部地区对外出口贸易发展较快,绿色技术创新所带来的产品质量升级的空间较小;西部地区一直以来出口贸易相对薄弱,与出口相关的配套措施不足;而中部地区则具备绿色技术创新推动出口产品质量升级的坚实基础。

2. 沿海地区与非沿海地区。出口贸易离不开海港,沿海城市发展出口贸易优势得天独厚。为进一步考察区位因素对本文核心结果的影响,将样本分为沿海地区和非沿海地区两个子样本分别进行回归,结果见表3第(4)—(5)列。结果显示,仅非沿海地区子样本回归系数显著为正,表明绿色技术创新仅显著促进了非沿海地区城市出口产品质量升级。

<sup>①</sup>限于篇幅,稳健性检验结果未列出,留存备案。

<sup>②</sup>需要说明的是,在该稳健性检验中,我们将被解释变量从城市层面出口产品质量替换为企业层面出口产品质量,研究城市层面绿色技术创新对企业出口产品质量的影响。在回归过程中,我们也加入了一些企业层面的控制变量,如企业存在时间(Time)、企业融资水平(Financing)、企业规模(Log\_size)、外资企业和国有企业虚拟变量(Forfirm;Stfirm)、企业资本密集度(Kratio)等。

<sup>③</sup>限于篇幅,内生性检验结果未列出,留存备案。

<sup>④</sup>李雅婷、张竹、武常岐:《绿色创新能否助力中国企业跨国并购?:组织合法性视角》,《世界经济研究》2023年第4期。

<sup>⑤</sup>王雅莉、侯林歧、朱金鹤:《文明城市创建如何“催生”企业“道德血液”?——基于企业社会责任视角的分析》,《财经研究》2022年第6期。

表 3 异质性分析结果

|                     | (1)       | (2)        | (3)        | (4)        | (5)       | (6)      | (7)        | (8)             | (9)             |
|---------------------|-----------|------------|------------|------------|-----------|----------|------------|-----------------|-----------------|
| 变量名称                | 西部地区      | 中部地区       | 东部地区       | 沿海地区       | 非沿海地区     | 省会城市     | 非省会城市      | 金融市场化程<br>度较低地区 | 金融市场化程<br>度较高地区 |
| <i>Green</i>        | 0.0119    | 0.0244 **  | 0.00840    | 0.00936    | 0.0221 ** | 0.0149   | 0.0227 *** | -0.00375        | 0.0498 ***      |
|                     | (0.0143)  | (0.0116)   | (0.00752)  | (0.00682)  | (0.0108)  | (0.0281) | (0.00562)  | (0.0123)        | (0.0181)        |
| <i>Constant</i>     | -0.342 ** | -0.352 *** | -0.501 *** | -0.393 *** | -0.240 ** | -0.326   | -0.434 *** | -0.655          | -0.521          |
|                     | (0.170)   | (0.119)    | (0.0817)   | (0.0673)   | (0.121)   | (0.264)  | (0.0894)   | (0.515)         | (0.824)         |
| <i>Observations</i> | 582       | 996        | 1,093      | 1,373      | 1,298     | 319      | 2,352      | 736             | 440             |
| <i>R-squared</i>    | 0.065     | 0.029      | 0.029      | 0.020      | 0.028     | 0.027    | 0.017      | 0.021           | 0.015           |
| <i>Number of id</i> | 73        | 100        | 100        | 129        | 144       | 30       | 243        | 215             | 152             |
| <i>YearFE</i>       | YES       | YES        | YES        | YES        | YES       | YES      | YES        | YES             | YES             |
| <i>ProvinceFE</i>   | YES       | YES        | YES        | YES        | YES       | YES      | YES        | YES             | YES             |

3.省会城市与非省会城市。省会城市与非省会城市在经济发展水平、科技发展水平以及市场化程度等方面都有很大差异,为此,我们将样本按照是否为省会城市分为两个子样本分别进行回归,结果见表3第(6)―(7)列。结果显示,非省会城市组别系数显著为正,表明绿色技术创新有效提高了非省会城市出口产品质量。而省会城市技术发展水平相对比较高,绿色技术创新所带来的产品质量升级空间较小,故促进作用不显著。

4.金融市场化程度较低与较高地区。作为一项重要的企业投资行为,出口严重依赖金融市场水平以及融资环境。本文使用樊纲和王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》中“要素市场发展程度”指数作为地区层面金融市场发展水平的代理变量。该指数主要从三个方面进行了评估:金融业市场化、人力资源供应情况和技术成果市场化。其中,金融业市场化指数是本文关注的重点。按照金融业市场化指数中位数将样本分为两个子样本分别进行回归,结果见表3第(8)―(9)列。结果显示,仅金融市场化程度较高地区样本回归系数显著为正,表明绿色技术创新仅显著促进了金融市场化程度较高地区的出口产品质量升级。

五、进一步研究:影响机制分析

根据理论模型的推导结果,本文提出绿色技术创新主要通过生产率和固定投入效率两个途径影响城市出口产品质量升级。我们参考施炳展和邵文波<sup>①</sup>的设置,采用企业全要素生产率作为生产率渠道的代理变量,并采用创新投入效率作为固定投入效率渠道的代理变量。参考温忠麟和叶宝娟<sup>②</sup>的做法,本文使用中介效应模型进行检验:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Green_{it} + \alpha_2 controls_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

$$Quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 Green_{it} + \beta_2 M_{it} + \beta_3 controls_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

其中,  $M_{it}$  为中介变量,包括生产率和固定投入效率。其他设定与基准模型保持一致。

(一) 生产率机制

本文采用 LP 法对企业全要素生产率进行测算估计,城市层面生产率由企业全要素生产率按照出口额加权平均得到。回归结果见表4第(1)―(2)列。结果显示,列(1)绿色技术创新变量的系数显著为正,表明绿色技术创新可以提升城市层面生产率水平。进一步,将生产率作为解释变量与绿色技术创新一起放进基准模型中,回归结果见列(2),可以看到,绿色技术创新和全要素生产率变量系数依然显著为正,本文基准结论保持不变,验证了假说2。

①施炳展、邵文波:《中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角》,《管理世界》2014年第9期。  
②温忠麟、叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014年第5期。

## (二) 固定投入效率机制

参考诸竹君等<sup>①</sup>的做法,本文选取企业新产品产值比重作为衡量企业创新投入效率的代理变量。但是,中国工业企业数据库 2011—2013 年的数据中企业的新产品产值数据缺失,故采用 2001—2010 年数据计算企业创新投入效率。同样的,城市层面固定投入效率由加权平均得到。回归结果见表 4 第(3)—(4)列。列(3)的结果表明绿色技术创新可以提升城市层面固定投入效率。同时,将固定投入效率作为解释变量与绿色技术创新一起放进基准模型中,回归结果见列(4),可以看到,绿色技术创新和固定投入效率变量系数依然显著为正,假说 3 得以验证。

表 4 影响机制分析

|                     | (1)                | (2)                 | (3)               | (4)                 |
|---------------------|--------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| 变量名称                | 全要素生产率             | 城市出口产品质量            | 固定投入效率            | 城市出口产品质量            |
| <i>log_tfp_city</i> |                    | 0.0264*** (0.00699) |                   |                     |
| <i>Green</i>        | 0.0447*** (0.0144) | 0.0196*** (0.00502) | 0.0761** (0.0334) | 0.0250*** (0.00586) |
| <i>inno_city</i>    |                    |                     |                   | 0.0310*** (0.00333) |
| <i>Constant</i>     | 1.761*** (0.404)   | -0.420*** (0.122)   | 3.404*** (0.141)  | -0.510*** (0.132)   |
| <i>Observations</i> | 2671               | 2671                | 2102              | 2100                |
| <i>Number of id</i> | 273                | 273                 | 270               | 270                 |
| <i>YearFE</i>       | YES                | YES                 | YES               | YES                 |
| <i>ProvinceFE</i>   | YES                | YES                 | YES               | YES                 |

## 六、结论与启示

优化贸易结构,培育贸易竞争新优势,实现贸易高质量发展是新形势下我国对外贸易发展的要求与目标。绿色技术创新正在成为实现我国经济高质量发展的核心要素和动力源泉。本文主要研究了绿色技术创新对城市层面出口产品质量的影响。研究表明,绿色技术创新能够显著提升城市出口产品质量。机制研究表明,绿色技术创新可以通过提高城市全要素生产率和固定投入效率来提升城市出口产品质量。

在经济发展方式绿色转型的大背景下,本文研究结论具有如下政策启示。第一,重视绿色技术创新对提升出口产品质量的关键作用,通过加大绿色技术研发投入、优化绿色技术创新环境等措施,推动绿色技术与出口产业深度融合。第二,针对城市异质性特征,政策制定应更具针对性和灵活性。对于中部地区城市,推动绿色技术转移和扩散,提升出口产品质量竞争力;对于非沿海城市,加大技术研发投入,推进外贸企业生产方式绿色低碳转型;对于非省会城市,通过优化资源配置、激发创新活力等方式,提高绿色技术创新能力;对于金融市场化程度较高地区的城市,发挥金融服务支撑作用,为绿色技术创新和出口贸易提供资金保障。第三,注重提高全要素生产率和固定投入效率,以实现出口产品质量的全面提升。具体来说,通过加强企业技术改造、推进产业升级、提高资源利用效率等方式,提高全要素生产率;通过优化固定资产投资结构、提高投资效益等方式,提高固定投入效率。

(责任编辑:曹守新)

<sup>①</sup>诸竹君、黄先海、王煌:《产品创新提升了出口企业加成率吗》,《国际贸易问题》2017年第7期。