

# 环境标志认证、出口持续时间与企业出口韧性

张兵兵<sup>1,2</sup>, 王 宁<sup>1</sup>, 曹历娟<sup>1</sup>

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210000;  
2. 南京农业大学 资源环境与发展研究院, 江苏 南京 210000)

**摘要:** 环境标志认证作为典型的自愿型环境规制措施, 是政府积极构建多元主体参与的生态环境治理体系的重要体现。文章首先厘清了环境标志认证影响企业出口持续时间的内在机理及作用机制; 然后, 利用2000—2014年中国工业企业数据库、中国海关数据库和生态环境部公布的通过环境标志认证企业名单的匹配数据, 以环境标志认证为准自然实验, 运用双重差分模型(DID)识别其影响企业出口持续时间的政策净效应。结果发现: 环境标志认证可以显著延长企业出口持续时间, 且该结论在进行安慰剂检验、变换样本及排除其他政策干扰等多重情景下依然稳健; 环境标志认证对企业出口持续时间的影响因企业融资约束水平高低、行业污染程度差异和地区数字经济发展水平不同而存在显著异质性。机制检验发现, 环境标志认证虽然会增加遵循成本使得企业出口持续时间下降, 但可以通过缓解信息不对称和倒逼技术创新两条渠道延长企业出口持续时间。进一步的拓展性分析表明, 出口韧性的提升对环境标志认证影响企业出口持续时间具有正向调节效应。因此, 持续扩大环境标志认证的覆盖范围, 不断完善环境标志认证的制度设计, 不仅是增强企业出口持续时间的有效手段, 也是稳定贸易关系并促进经济高质量发展的重要抓手。

**关键词:** 环境标志认证; 出口持续时间; 出口韧性; 信息不对称

**中图分类号:** F752.62 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2024)11-0111-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20240828.201

## 一、引 言

维持长期稳定的贸易关系拥有比开拓新市场更大的贸易潜力(Brenton等, 2010; Besedeš和Prusa, 2011), 持续的在位出口也因此成为企业增强出口稳定性的关键(Reyes等, 2014)。近年来, 我国企业在追求持续稳定的出口市场方面收获颇丰, 但同时也存在出口持续时间较短的问题, 这日益成为制约我国出口贸易高质量发展的短板。相关数据显示, 我国出口企业持续时间均值仅为1.6年, 甚至未及工业企业平均存续时间的20%(陈勇兵等, 2012; 胡胜兰, 2019)。企业出口持续时间的延长, 不仅有利于保障我国出口贸易增长的可持续性与稳定性, 更有利于推进贸易强国和高质量发展目标的实现。

收稿日期: 2023-12-28

**基金项目:** 江苏省社会科学基金重大项目“新质生产力与产业深度转型升级研究”(24ZD005); 农村现代化视阈下的中国农村经济管理理论创新研究(2024JZDZ061); 江苏省高校哲学社会科学实验室——南京农业大学“大食物安全治理与政策智能实验室”

**作者简介:** 张兵兵(1984—), 男, 河南新乡人, 南京农业大学经济管理学院教授, 南京农业大学资源与环境发展研究院研究员;  
王 宁(1998—), 男, 山东烟台人, 南京农业大学经济管理学院硕士研究生;  
曹历娟(1981—)(通讯作者), 女, 江苏洪泽人, 南京农业大学经济管理学院副教授。

根据异质性贸易理论,生产率和交易成本是影响企业做出进入或者退出市场决策的关键,也是决定企业出口持续时间长短的重要因素(Melitz, 2003)。当外部环境改变了出口企业的生产率或者交易成本时,企业出口持续时间也将随之改变。为有效促进经济绿色转型,我国于 1993 年提出环境标志认证政策。不同于传统的命令控制型环境规制,环境标志认证是在企业自愿申请前提下,政府将部分环境规制权让渡给第三方主体,委托其向符合认证技术要求的企业核发《证明商标用证》。该政策的实施可以通过增加遵循成本、倒逼企业创新和缓解信息不对称这三个渠道影响企业出口持续时间,具体体现为:首先,环境标志认证迫使企业将部分资本用于防污减排或满足其他环保要求,即通过提高企业遵循成本增加了企业退出市场的概率,缩短了企业出口持续时间。其次,创新是延长企业出口持续时间的重要因素之一(孙楚仁等, 2023),环境标志认证的“波特效应”通过倒逼企业技术创新,提升企业劳动生产率,延长企业出口持续时间。最后,环境标志认证展示了企业对环境可持续性的承诺,并能够提供关于产品生命周期、环境影响和可持续发展的详细信息,有助于减少信息不对称,降低进口国因产品环境属性的不确定而衍生的交易成本,延长企业出口持续时间。

与本文研究密切相关的一类文献关注环境标志认证引致的污染治理效应和经济效应。绝大部分学者的研究表明,环境标志认证有助于降低污染排放,改善环境治理(Walter 和 Chang, 2020)。相关研究进一步指出,环境标志可以通过提高企业的环境合法性,促进外部资源获取和积累(Li 等, 2017)以及优化企业资源配置(Ren 等, 2022),提高企业环境绩效。此外,部分学者聚焦于环境标志认证引致的经济效应,包括改善企业财务绩效(Wang 等, 2015)、提升企业销售水平(Oh 等, 2020)和生产率(Wen 和 Lee, 2020)。与本文研究主题相关的另一支文献是围绕企业出口持续时间的影响因素展开。研究表明,资本密集度的提高(Ilmakunnas 和 Nurmi, 2010)、出口产品复杂度的提升(赵瑞丽等, 2016)、进口中间品的质量改善(李宏兵等, 2021)、人均 GDP 增加(邵军, 2011)、数字化转型(孙楚仁等, 2023)、贸易中介的发展(胡昭玲和高晓彤, 2022)、贸易政策不确定性的下降(胡馨月等, 2021)、人工智能的应用(綦建红和蔡震坤, 2022)等均对延长企业出口持续时间有显著的正向影响。

本文将 2000—2014 年中国工业企业数据库、中国海关数据库和生态环境部公布通过环境标志认证的企业名单相匹配,并以环境标志认证为准自然实验,运用双重差分模型(DID)考察其对企业出口持续时间的影响。研究表明:环境标志认证可以显著延长企业出口持续时间,且该结论在进行安慰剂检验、变换样本及排除其他政策干扰等多重情景下依然稳健;环境标志认证对企业出口持续时间的影响因企业融资约束水平、是否为高技术企业、行业污染程度、地区数字经济发展水平、地区人力资本高低和出口目的地不同而具有显著异质性。机制检验发现,环境标志认证虽然会使企业产生遵循成本,对企业出口的维系产生不利影响,但却可以通过缓解信息不对称和倒逼技术创新延长企业出口持续时间。进一步拓展性分析表明,出口韧性的提升会强化环境标志认证对企业出口持续时间的促进作用。

本文可能的边际贡献在于:第一,不同于以往研究大多从经济因素视角考察其对企业出口持续时间的影响,本文聚焦于环境标志认证这一典型的自愿型环境规制,并以环境标志认证为准自然实验,深入考察了其影响企业出口持续时间的政策净效应。第二,明晰了环境标志认证可以通过增加遵循成本、倒逼企业创新和缓解信息不对称三个渠道影响企业出口持续时间的作用机制。第三,揭示了出口韧性在环境标志认证对企业出口持续时间影响中的调节作用,较为全面地厘清了环境标志认证对企业出口稳定性的影响。

## 二、政策背景与理论假说

### (一)政策背景

1978年,联邦德国的“蓝色天使”计划是国际上第一个环境标志计划。此后,诸多发达国家逐步推出了各自的环境标志。1988年,加拿大环境部开展了“环境选择”(ECP)计划。1990年,奥地利联邦环境部实施了“生态标志树”计划,并由奥地利消费者信息协会负责标志认证工作。1992年,法国推出NF环境标志(NF Environment Mark),并由法国标准化协会承担其认证和检测工作。北欧白天鹅认证(The Nordic Swan Ecolabel)是世界上第一个多国合作式的环境标志计划。它于1989年由北欧部长会议决议发起,包含挪威、瑞典、冰岛、芬兰等国,形成了一套独立公正的标志认证制度。

与国际生态标志计划相对应,中国环境标志计划(简称十环标志)始创于1993年,于1994年5月17日正式实施,至今已有30年的历史,已形成了一套相对完善的政策体系。具体来看,1994年7月颁布的《中国环境标志产品认证委员会章程(试行)》明确规定了中国环境标志产品认证委员会是国家对中国环境标志实施认证的唯一机构;2005年发布的《中国环境标志产品认证收费执行细则》进一步规范了中国环境标志产品认证工作,并制定了产品认证统一定价的收费细则;2008年环境保护部制定的《中国环境标志使用管理办法》进一步明晰了认证机构的条件、标志的使用和管理方法以及对认证机构的监管方式等内容。

总体来看,我国环境标志认证是以国际ISO14000为蓝本,将其中的相关要求和原则引入认证标准中,并根据中国国情进行适应性调整,最终依据GB/T24020-2000(ISO14020)进行认证管理。具体的环境标志认证流程包括:①产品检测阶段。根据产品的审核要求,明确检测需要的样品数,封样后送检。②系统检查阶段。确保企业的生产行为满足环境标准,实现清洁生产。③监督检验阶段。保证通过认证的产品能够持续符合环境标准的要求。目前,我国环境标志认证的产品种类有100多种,涵盖汽车、电子设备、装饰材料、纺织、服装、包装用品、纸制品、日用化学品和轻工业产品等。

### (二)理论机制

环境标志认证政策是兼具自愿型与市场型特征的环境规制措施,其本质在于通过对符合环境和质量标准的产品授予环境标志标识的方式,推动绿色消费以促进可持续生产,从而实现企业、产业甚至整个社会经济的绿色转型。基于上述特征,该政策的实施可能会对企业出口行为产生以下影响:从自愿型特征来看,获取环境信息标志属于企业的主动行为,这意味着企业为了获得认证,会更自觉地开展绿色技术革新,积极主动采纳清洁生产技术和工艺。相对于命令控制方式下的被动执行,创新行为上的主动性能更有效地提升出口企业生产率,帮助其在出口市场上获取竞争优势。从市场型特征来看,获取环境标志认证标识是打破进出口双方信息不对称,帮助企业扩大国际市场需求的重要途径。我国的环境标志认证与国际上的生态标志计划一脉相承,且在后续推进环境认证标志的国际互认互通上也取得了长足进展。早在2005年,我国就已经与德国、澳大利亚等国签署了互认合作和代理协议,并积极参与GEN(全球环境标志网)、GED(全球环境产品声明网)当中。因此,出口产品一旦获得标识,其绿色属性便得到了中国以及互认国家政府及指定机构的信用担保,助力企业较为快速地建立绿色品牌形象,从而减少出口的信息交易成本。当然,对出口企业而言,参与环境标志认证本身也会增加成本,包括因参与认证而产生的管理费用以及因技术创新而增加的资本投入等,并引致企业遵循成本和出口交易成本的上升。生产率和交易成本是影响企业做出进入或者退出市场决策的关键,也是决定

企业出口持续时间长短的重要因素(Melitz, 2003)。环境标志认证所引发的创新效应将有利于延长企业出口持续时间。此外,信息不对称得以缓解后所实现的交易成本下降也有利于延长企业出口持续时间,但遵循成本的上升却会起到相反的作用。因此,环境标志认证政策对出口持续时间的最终影响取决于上述三方面效应的综合。据此,本文提出如下假说:

假说 1: 环境标志认证对企业出口持续时间的的影响方向具有不确定性,取决于创新效应和成本效应的相对大小。

适当的环境规制能够倒逼企业进行技术创新,提高生产效率,降低生产成本,实现企业环境绩效与经济绩效的“双赢”(Porter 和 Linde, 1995)。环境标志认证是一种自愿型环境规制,与命令控制型相比,具有更强的灵活性,更容易激发企业的环保主动性与创新积极性,因此也更加契合波特效应(Jiang 等, 2020)。具体而言,获得环境标志认证的产品,不仅需要符合质量要求,还需要满足低毒少害、节约资源等环境标准。为达到认证要求,企业会主动在资源利用、能源消耗、废物处理等各个环节进行研发,寻求新的环保技术和改进方案,从而提升企业创新水平。以绿色印刷为例,继 2010 年原新闻出版总署和原环境保护部签署《实施绿色印刷战略合作协议》之后,2011 年《关于实施绿色印刷的公告》的出台对印刷生产设备、原辅材料以及出版物、包装装潢等印刷产品生产的全过程提出了具体要求,并明确以环境标志产品标准作为绿色印刷的技术依据。仅在绿色印刷认证体系建立后的 5 年内,就有 1085 家印刷企业通过改进生产工艺获得了中国环境标志绿色印刷认证,近 40% 的出版社采用了绿色印刷技术,有效地推动了印刷企业甚至印刷产业的绿色转型升级。<sup>①</sup>企业创新水平的提升,有助于企业提高生产率,扩大出口盈利,延长其出口持续时间(Ugur 和 Vivareli, 2021)。据此,本文提出如下假说:

假说 2: 环境标志认证通过引领企业技术创新延长企业出口持续时间。

环境规制之下,企业会增加投入以实现去污减排或其他环保目标,导致其生产成本的增加(Gollop 和 Roberts, 1983),环境标志认证作为一种环境规制措施自然也不例外。一方面,根据中国现行的环境标志认证程序要求,企业需要向第三方机构提起认证申请,并委托其对企业产品进行检测、对工厂进行审核、对生产环节进行现场检查等,由此产生的认证机构费用、审核和监督费用均由企业承担;另一方面,环境标志认证涵盖产品的整个生命周期,包括原材料采购、生产制造、产品使用以及废弃处理等环节,认证标准包括产品环境性能、资源利用效率、能源消耗、环境污染物排放等多方面(Ren 等, 2022)。为了通过环境标志认证,企业需要在生产的各个环节进行改进和调整,包括采购更节能减排的新型设备和改进生产工艺等,以确保其产品或服务符合认证要求。上述改进和调整行为通常需要企业追加额外的投资以及承担更高的遵循成本(盛丹和张国峰, 2019),而遵循成本的增加抬高了企业出口的生产率门槛,对企业出口持续性产生抑制作用。据此,本文提出如下假说:

假说 3: 环境标志认证引致的企业遵循成本上升会缩短企业出口持续时间。

环境标志认证可通过提供第三方认证来解决贸易双方之间的信息不对称,降低企业的信息成本。国际市场上的买家,尤其是发达国家的买家,越来越多地关注产品的清洁化生产,并且普遍认为发展中国家的出口企业国际信誉较低,对其生产的清洁化程度缺乏认可(房帅等, 2020)。信息不对称逐渐成为影响企业出口持续时间的重要贸易壁垒(Osnago 等, 2018; 施炳展等, 2023),而提供有资质的第三方认证是解决上述问题的重要手段。环境标志认证政策下,由

<sup>①</sup> 资料来源:《认清环境标志 践行绿色生活》,《光明日报》,2017 年 6 月 17 日 09 版。

政府指派第三方认证机构对企业生产活动进行一系列评估和检测,最终确保产品或服务符合特定的环境标准。通过认证的企业将标志贴在商品上,可向国外消费者传递该产品符合特定环境保护要求的信息,其实质就是企业利用政府或政府指定机构的信誉为其产品清洁化程度提供证明,消除贸易双方在该问题上的信息不对称。我国长期持续致力于推动中国的环保认证与国际接轨,不仅与澳大利亚、韩国、日本、新西兰、德国等国家环境机构签署了互认合作和代理协议,还积极参与 GEN 和 GED 当中,这使得我国企业出口的环境信息不对称状况得到进一步缓解,为企业跨越绿色贸易壁垒提供了强劲的支撑。因此,环境标志认证能消除国内外环境信息的不对称,降低企业出口时的交易成本,从而有利于促进企业出口以及延长企业出口持续时间。据此,本文提出如下假说:

假说 4: 环境标志认证通过缓解信息不对称延长企业出口持续时间。

### 三、模型构建、指标选取与数据来源

#### (一)模型构建

精准的识别策略是评估环境标志认证对企业出口持续时间影响的重要前提。对此,本文将获得环境标志认证的企业设定为实验组,利用倾向得分匹配法对实验组进行匹配,在剩余企业中选择与实验组具有相似特征但未获得认证的企业作为对照组,以此缓解自选择偏差。具体而言,本文选取企业年龄、杠杆率、出口依存度、劳动生产率、企业融资能力、企业规模和企业盈利能力这些可观测变量作为协变量,对处理组和控制组企业进行半径倾向得分匹配,并在 PSM 基础上,运用多期双重差分模型(DID)识别环境标志认证影响企业出口持续时间的政策净效应。基准模型如下:

$$outcome = \beta_0 + \beta_1 policy_{it} + \beta X_{it} + \eta_i + \eta_t + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $outcome$  表示风险概率;  $policy_{it}$  为环境标志认证政策的虚拟变量;  $X_{it}$  为一系列控制变量;  $\eta_i$ 、 $\eta_t$  和  $\eta_{it}$  分别表示企业固定效应、年份固定效应以及行业×年份固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

#### (二)指标选取与数据来源

1. 被解释变量: 出口持续时间( $outcome$ )。现有文献通常采用离散时间生存分析模型,将出口风险概率( $outcome$ )表征为出口持续时间进行实证分析(陈勇兵等, 2012; 陈晓华和沈成燕, 2015), 本文同样如此。具体而言,若在一段出口关系中能够观测到企业退出出口市场,则将退出年份的  $outcome$  赋值为 1, 其余年份为 0; 若出口片段存在缺失,即无法得知企业在样本期间内是否退出出口市场,则每年的  $outcome$  均为 0。

2. 核心解释变量: 本文根据企业是否进行环境标志认证设定本文的核心解释变量( $policy$ )。根据生态环境部提供的认证年份, 本文将企业认证当年及之后年份的  $policy$  赋值为 1, 否则为 0。

3. 控制变量: 企业年龄( $age$ ), 用企业当年所处年份减去开业年份加 1 取对数衡量; 杠杆率( $leverage$ ), 用企业负债占资产比重衡量; 企业融资能力( $capability$ ), 用固定资产与总资产之比取对数衡量; 企业劳动生产率( $kl$ ), 用企业实际固定资产净值与从业人员数的比值取对数衡量; 企业出口依存度( $intern$ ), 用企业出口额占企业工业总产值的比重取对数衡量。

#### (三)数据来源

本文主要使用了两个数据库: 一是 2000—2014 年中国工业企业数据库; 二是 2000—2014 年中国海关贸易数据库。首先, 对中国工业企业数据库进行如下清洗: ① 补齐缺失指标。借鉴聂辉

华等(2012)的做法,对部分年份工业增加值和中间投入进行估计。②数据剔除。剔除缺失、零值和负值的样本。其次,对中国海关企业数据库进行清洗。剔除企业名称、企业代码、HS 编码缺失和交易额小于 50 美元、交易数量小于 1 的样本。最后,将中国工业企业数据库、中国海关企业数据库和环境标志认证企业名单进行匹配。变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

| 变量                | 中文名称     | 观测值     | 平均值    | 标准差   | 最小值     | 最大值    |
|-------------------|----------|---------|--------|-------|---------|--------|
| <i>outcome</i>    | 企业出口风险概率 | 348 033 | 0.244  | 0.429 | 0       | 1      |
| <i>age</i>        | 企业年龄     | 348 033 | 2.187  | 0.550 | 0       | 4.190  |
| <i>leverage</i>   | 企业杠杆率    | 348 033 | 0.532  | 0.252 | -5.192  | 6.538  |
| <i>capability</i> | 企业融资能力   | 348 033 | -1.471 | 0.884 | -11.622 | 0      |
| <i>kl</i>         | 企业劳动生产率  | 348 033 | 3.482  | 2.856 | 0.001   | 12.816 |
| <i>intern</i>     | 企业出口依存度  | 348 033 | 2.884  | 2.102 | -10.912 | 14.303 |

#### 四、实证结果分析

##### (一)基准回归结果

表 2 为基准回归的估计结果。列(1)为未纳入控制变量的估计结果,可以发现核心解释变量 *policy* 的估计系数显著为负。列(2)–列(4)为依次纳入企业年龄、企业劳动生产率、企业出口依存度、融资能力和杠杆率控制变量后的估计结果,可以发现, *policy* 的估计系数均显著为负。基准回归结果表明,环境标志认证可以显著降低企业出口风险概率,延长企业出口持续时间。

表 2 基准回归

|                       | <i>Outcome</i>       |                     |                      |                      |
|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                       | (1)                  | (2)                 | (3)                  | (4)                  |
| <i>policy</i>         | -0.0651**(-2.5476)   | -0.0624**(-2.4493)  | -0.0678***(-2.6956)  | -0.0677***(-2.6932)  |
| <i>age</i>            |                      | 0.0472*** (11.3027) | 0.0467*** (11.1782)  | 0.0470*** (11.2420)  |
| <i>kl</i>             |                      |                     | -0.0144***(-12.4983) | -0.0143***(-12.4609) |
| <i>intern</i>         |                      |                     | -0.0342***(-41.3635) | -0.0341***(-41.2706) |
| <i>capability</i>     |                      |                     |                      | -0.0023(-1.4601)     |
| <i>leverage</i>       |                      |                     |                      | -0.0187***(-3.4956)  |
| <i>_cons</i>          | 0.1766*** (279.9212) | 0.0721*** (7.7766)  | 0.2256*** (21.9011)  | 0.2312*** (21.3997)  |
| 年份固定效应                | 控制                   | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 行业×年份                 | 控制                   | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 企业固定效应                | 控制                   | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| <i>obs</i>            | 301 833              | 301 833             | 301 833              | 301 833              |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.401                | 0.401               | 0.408                | 0.408                |

注:括号内的数值为系数的*t*统计量; \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著;回归结果聚类到企业层面的标准误。下同。

##### (二)平行趋势检验

处理组和控制组满足平行趋势检验是运用双重差分模型的重要前提。对此,本文进行了平行趋势检验,结果如图 1 所示。以环境标志认证的当年为基期,连续折线反映的是政策边际效应。可以看出,在政策实施之前的估计系数围绕 0 上下波动且均不具有统计显著性。这说明政策发生前,处理组和控制组满足平行趋势假定。

### (三)稳健性检验

基准回归的结果显示,环境标志认证有利于降低企业出口风险概率。接下来,本文将从模型变换、样本数据筛选、排除政策干扰、安慰剂检验等多个维度进行实证检验,确保结论的稳健性。

#### 1. 排除同期政策干扰

考虑到样本区间内企业出口持续时间可能还会受一些其他政策的干扰,本文搜寻了与研究样本期间存在重叠且可能会影响企业出口持续时间的相关政策:①我国 2004 年、

2007 年以及 2008 年实施的增值税改革试点政策。这些政策的推行可以有效降低企业生产成本,促进企业进行投资,增强企业市场竞争力,从而延长企业出口持续时间。②2003 年原国家环境保护总局出台的清洁生产标准政策。该政策设置初衷是为了贯彻《中华人民共和国环境保护法》和《中华人民共和国清洁生产促进法》,推动我国环境规制从“末端治理”向“过程控制”的转变。该政策的实施有助于企业资源从剔除产品向新增产品汇聚,实现资源在企业内部不同产品之间的优化配置(胡浩然, 2019)。这将较大幅度提升企业的出口竞争力并降低其退出市场的风险,从而增加企业出口持续时间。③2008 年实施的“四万亿”经济刺激政策。该政策旨在全方位提振中国宏观经济,涵盖了扩大内需、促进经济增长的十项举措,而其中的重点之一便是增强对高技术产业化建设以及产业技术进步的支持力度。就出口企业而言,该举措不仅会降低其生产成本,还能推动其开展技术创新,这将极大促进企业出口持续时间延长。④2011 年实施的碳排放交易试点政策。为了实现碳减排以及配额购买成本的降低,碳排放交易试点政策可能会迫使企业去研发并采纳更为节能环保的新技术和设备。技术的改进短期内会增加企业成本,但长期来看,却能够提升企业的生产效率和产品质量(胡珺等, 2023),进而增强其出口竞争力,延长出口持续时间。

为排除这四项政策的干扰,本文分别使用以下方法进行处理:①设立增值税改革试点地区虚拟变量( $dum1$ ), 2004 年我国将东北三省作为第一批试点地区, 2007 年又批复 26 个老工业基地城市, 2008 年增值税改革试点范围进一步扩大,内蒙古东部 5 盟市加入了试点范围。若企业  $i$  所在的省份(或城市)为试点地区且在政策发生当年及之后的年份,则  $dum1$  取值为 1, 否则取值为 0。②清洁生产行业标准政策虚拟变量( $dum2$ ), 若企业  $i$  所在行业受到政策影响且在政策发生当年及之后的年份,则  $dum2$  取值为 1, 否则取值为 0。③由于 2008 年“四万亿”经济刺激政策是面向全国的,为了排除这项政策的干扰,本文剔除 2008 年的样本进行回归。④设立碳排放交易试点政策虚拟变量( $dum3$ ), 若企业  $i$  所在地区在政策当年及之后年份设定为碳排放交易试点地区,则  $dum3$  取值为 1, 否则取值为 0。

将增值税改革试点地区虚拟变量( $dum1$ )、清洁生产行业标准虚拟变量( $dum2$ )、删除年份为 2008 年的样本以及碳排放交易虚拟变量( $dum3$ )加入基准回归模型之中,控制上述四项政策实施可能带来的政策冲击。估计结果显示,  $policy$  的估计系数均显著为负。这意味着设立增值税改革试点地区、清洁生产行业标准、2008 年我国“四万亿”经济刺激政策以及碳排放交易试点政策的实施,并没有改变环境标志认证政策对企业出口风险概率的负向影响。<sup>①</sup>

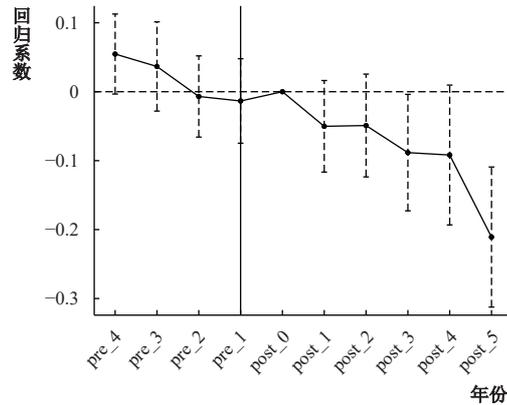


图 1 平行趋势检验

<sup>①</sup> 限于篇幅,本文没有列出排除同期干扰部分的稳健性检验结果, 备索。

## 2. 工具变量法

通过构建实验组与对照组来识别环境标志认证的政策净效应，虽能在一定程度上缓解模型自身潜在的内生性问题，但仍需满足实验组的随机性假设。对此，本部分采用构建工具变量的方法进行处理。具体而言，本文构建公共图书馆图书总藏量与社会福利相关行业从业人员数的交互项作为工具变量。公共图书馆图书总藏量可体现一个地区的文化水平，而文化水平提高有助于增强环保意识，从而推动企业进行环境认证；城市的社会福利水平提高，将推动居民关注更高层次的需求，如生活质量、身心健康和生态环境等，进而倒逼企业深化 ESG 理念，主动参与环境认证。交互项并不直接影响企业出口持续时间，满足外生性要求。IV 的估计系数在 1% 水平上显著，满足相关性条件；弱工具变量检验值为 52.640，大于 Stock-Yogo 在 10% 显著水平上的阈值 16.38，表明不存在弱工具变量问题。工具变量第二阶段的回归结果显示，核心解释变量 *policy* 的估计系数依然显著为负，说明在缓解了潜在内生性问题后，环境标志认证仍然能够显著降低企业出口风险概率，延长出口持续时间。<sup>①</sup>

## 3. 安慰剂检验

为了进一步检验结论的稳健性，本文还进行了安慰剂检验。图 2 为 1000 次随机生成处理组估计系数的核密度及其对应的 *P* 值分布。可以发现，回归系数的均值接近 0，估计系数分布区间为(-0.05, 0.05)，而真实估计系数-0.0677 在图中显然独立于分布之外，且绝大部分 *P* 值大于 0.1。这表明企业退出风险概率的降低确实是由政策冲击造成的，从而验证了基准回归结论的稳健性。

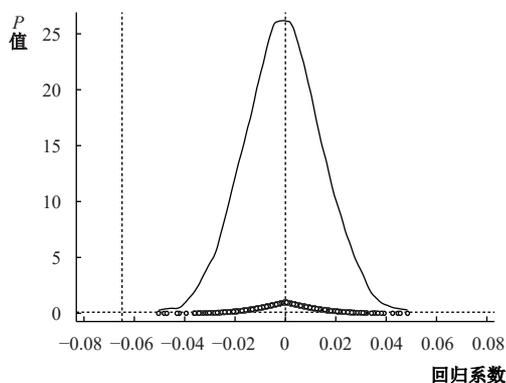


图 2 安慰剂检验

## 4. 异质性处理效应检验

当运用多期双重差分模型识别政策净效应时，一个潜在的问题是可能存在“异质性处理效应”(Heterogeneous Treatment Effects)，从而影响估计结果的准确性，即同一政策冲击对不同个体产生的效果具有差异性(de Chaisemartin和 D’Haultfœuille, 2020)。因此，本文借鉴 Sun 和 Abraham(2021)的方法，采用 IW 估计量(Interaction-Weighted Estimator)重新进行动态效应检验以缓解异质性处理效应产生的影响。结果如图 3 所示，基于 SA 方法的 IW 估计量系数和显著性有所变动，但总体结论稳健。这表明在考虑异质性处理效应的情况下，本文采用多时期 DID 模型的结论依然是稳健的。

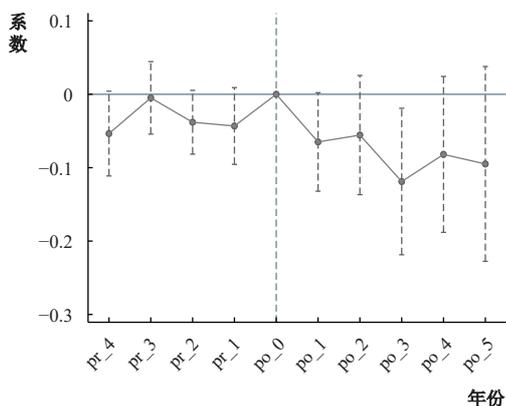


图 3 交互加权估计动态效应检验

## 5. 其他稳健性检验

本文还进行了如下稳健性检验：①采用 cloglog、logit 和 probit 模型对解释变量和被解释变

<sup>①</sup> 限于篇幅，本文没有列出工具变量法部分的稳健性检验结果，备索。

量重新进行回归。从回归结果可知,更换不同模型对回归结果进行重新估计,*policy* 变量的估计系数均一致显著为负。本文也展示了所有解释变量的平均边际效应,结果显示边际效应都是显著的,并且和线性回归的系数相差不大,这也能证明本文的结论是稳健的。②基准回归的结果还有可能会受到样本极端值的影响。因此,本文对研究样本分别进行 1% 的缩尾和断尾处理,然后再进行实证检验。可以发现,环境标志认证对企业出口风险概率仍然存在显著负向影响,核心结论依然成立。此外,通过环境标志认证的企业来自不同行业,为了消除行业之间带来的系统差异,本文保留与通过认证的企业所在行业相同的企业样本进行重新估计。实证结果显示,*policy* 的估计系数依旧显著为负,这说明基准回归结论依然呈现出较好的稳健性。③影响分析结果的一个重要因素是样本持续时间的分布情况。为此,本文进行了样本范围的调整,对不同分布的样本进行重新估计。对此,本文保留第一个出口持续时间段和单个出口持续时间段的企业样本重新回归(赵瑞丽等, 2016; 李宏兵等, 2021)。可以发现,核心解释变量 *policy* 的估计系数均一致显著为负,这说明基准回归结论依然呈现出较好的稳健性。①

#### (四)异质性分析②

##### 1. 企业层面异质性分析

环境标志认证之下,遵循成本以及技术研发成本的提升将挤占企业资产,而融资约束的宽松程度直接关乎企业生产率的高低,进而决定企业出口持续时间的长短。参照欧定余和魏聪(2016)的研究,本文使用应收账款净额占总资产比重作为融资约束的代理变量。具体的回归结果如表 3 列(1)与列(2)所示,环境标志认证对低融资约束企业的出口持续时间有显著促进作用,而对高融资约束企业的影响则不显著。此外,本文借鉴吴敏等(2021)的研究,通过划分高技术企业和低技术企业考察环境标志认证对不同技术水平企业出口持续的影响。具体的回归结果如表 3 列(3)与列(4)所示,环境标志认证对低技术企业的出口持续时间有显著的促进作用,但对高技术企业的影响却并不明显。相比于高技术企业,低技术企业产品同质化程度较高,在市场竞争中原本处于不利地位,因此更愿意借助环境标志认证的创新效应构建新的竞争优势,延长出口持续时间。

表 3 企业层面异质性分析

|                       | (1)<br>高融资约束        | (2)<br>低融资约束        | (3)<br>高技术     | (4)<br>低技术          |
|-----------------------|---------------------|---------------------|----------------|---------------------|
| <i>policy</i>         | -0.0457(-1.0560)    | -0.0888*(-2.4771)   | 0.0277(0.3756) | -0.0608*(-2.0708)   |
| <i>cons</i>           | 0.1977*** (10.4814) | 0.2566*** (16.0612) | 0.0491(0.8041) | 0.2469*** (21.9246) |
| 控制变量                  | 控制                  | 控制                  | 控制             | 控制                  |
| 年份固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制             | 控制                  |
| 行业×年份                 | 控制                  | 控制                  | 控制             | 控制                  |
| 企业固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制             | 控制                  |
| <i>obs</i>            | 131 242             | 139 172             | 16 752         | 273 563             |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.437               | 0.438               | 0.518          | 0.412               |

##### 2. 行业层面异质性分析

为了探究不同污染程度下环境标志认证对企业出口持续时间的的影响差异,本文根据污染强度的不同将样本划分为重污染行业和轻污染行业进行分析(王杰和刘斌, 2014)。回归结果如表 4

① 限于篇幅,本文没有列出其他稳健性检验的具体实证结果,备案。

② 限于篇幅,本文没有列出异质性分析的具体实证结果,备案。

列(1)与列(2)所示,相比于重污染行业,轻污染行业内企业退出出口市场的概率受环境标志认证的负向影响更加显著。由于轻污染行业相较于重污染行业更容易通过技术创新和环境管理达到环保标准,因此环境标志认证政策对该行业内企业的创新效应更为突出,而遵循环保标准所导致的成本增加也相对较小,更有利于提升其出口的可持续性。此外,为了探究不同行业竞争程度下环境标志认证对企业出口持续时间的影响差异,本文借鉴蔡竞和董艳(2016)的研究,用赫芬达尔指数来衡量行业竞争程度。回归结果如表4列(3)与列(4)所示,处于竞争激烈行业中的企业,环境标志认证对其出口持续时间的影响更为显著,而处于竞争性较弱行业中的企业,所受影响则不显著。因为市场竞争越激烈,企业通过环境标志认证政策推动技术创新、提升生产效率的动力就越强,进而越有助于延长出口持续时间。

表 4 行业层面异质性分析

|                       | (1)<br>重污染行业        | (2)<br>轻污染行业        | (3)<br>低竞争行业       | (4)<br>高竞争行业        |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| <i>policy</i>         | -0.0367(-0.8290)    | -0.0627*(-1.9959)   | -0.0543(-0.8664)   | -0.0548*(-1.9588)   |
| <i>_cons</i>          | 0.2445*** (10.6201) | 0.2221*** (17.7950) | 0.1759*** (5.1843) | 0.2033*** (16.9627) |
| 控制变量                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 年份固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 行业×年份                 | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 企业固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| <i>obs</i>            | 63 422              | 230 263             | 36 574             | 242 689             |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.406               | 0.410               | 0.454              | 0.404               |

### 3. 地区层面异质性分析

本文利用地区互联网上网人数反映一个地区的数字经济发展水平,回归结果见表5列(1)与列(2)所示,在高互联网地区实施环境标志认证对企业出口风险概率的影响显著为负,而在低互联网发展地区企业实施环境标志认证对企业出口风险概率的影响不显著。互联网技术为企业提供了有效的信息共享平台,有效降低了国内外市场参与者之间的信息壁垒。互联网高度发达的地区更能发挥环境标志认证政策在降低信息不对称方面的作用,从而减少企业退出出口市场的风险。同时,本文使用教育水平反映一个地区的人力资源情况,回归结果如表5列(3)与列(4)所示,高人力资本地区实施环境标志认证对企业出口风险概率的影响显著为负,而在低人力资本地区,这一影响并不显著。高水平的人力资本为企业研发提供了智力支持,使得处于高人力资本地区的企业在环境标志认证政策的激励下,表现出更加显著的技术创新效应,从而延长企业的出口持续时间。

表 5 地区层面异质性分析

|                       | (1)<br>低互联网         | (2)<br>高互联网         | (3)<br>高人力资本       | (4)<br>低人力资本        |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| <i>policy</i>         | -0.0398(-1.0915)    | -0.1087*(-1.8499)   | -0.0721*(-1.8302)  | -0.0497(-1.3226)    |
| <i>_cons</i>          | 0.2441*** (11.0260) | 0.2446*** (14.5828) | 0.1485*** (6.8862) | 0.2805*** (20.3024) |
| 控制变量                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 年份固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 行业×年份                 | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 企业固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| <i>Obs</i>            | 153 833             | 122 655             | 124 368            | 160 263             |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.495               | 0.418               | 0.425              | 0.423               |

#### 4. 目的地层面异质性分析

国际环境标志认证体系一脉相承,在很多国家或地区之间已实现互认互通。获取环境标志认证能助力我国出口企业在已实施该制度的目的地市场中赢得更高的消费者认可度,进而降低企业向实施地出口的信息成本,延长出口持续时间。回归结果如表6列(1)与列(2)所示,环境标志认证对出口到实施地的企业出口风险概率具有显著负向影响,而对出口到未实施地的企业影响不显著。此外,本文针对出口目的地是否是欧盟成员国进行了异质性分析。回归结果如表6列(3)与列(4)所示,当出口目的地是非欧盟国家时,环境标志认证的政策影响显著,而当目的地是欧盟国家时则不显著。可能的原因是,欧盟是全球最早提出环境标志认证计划的经济体,其实施的生态管理与审核系统被视为全世界最为严格的环境管理工具。这意味着,能够出口到欧盟市场的企业,其产品的环保性能和质量水平已经达标甚至超过欧盟国家的要求。因此,获得中国环境标志认证对企业的创新效应较小,对出口持续时间的边际影响有限甚至并不显著。

表6 目的地层面异质性分析

|                       | (1)<br>实施地          | (2)<br>未实施地         | (3)<br>欧盟          | (4)<br>非欧盟          |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| <i>policy</i>         | -0.1259***(-3.1665) | -0.0166(-0.4152)    | 0.0057(0.0896)     | -0.0682*(-2.3500)   |
| <i>_cons</i>          | 0.2358***(-15.4560) | 0.2291***(-11.9189) | 0.2737***(-8.8001) | 0.2257***(-18.0553) |
| 年份固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 行业×年份                 | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| 企业固定效应                | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                  |
| <i>obs</i>            | 154 543             | 105 334             | 39 929             | 230 620             |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.439               | 0.471               | 0.495              | 0.428               |

#### (五)机制检验

前文理论分析表明,环境标志认证既可能通过增加生产中的遵循成本而缩短企业出口持续时间,也可能通过促进技术创新和减少信息不对称来延长企业出口持续时间。接下来,本文将对上述三个机制进行实证检验。回归结果如表7所示,列(1)为遵循成本效应的机制检验结果。根据前文假说,环境标志认证的推行导致企业在生产过程中承担更高的遵循成本,这种生产成本的增加可能会导致企业的出口持续时间缩短。本文借鉴李磊和刘博聪(2022)的方法,用企业管理费用除以工业总产值并取对数来衡量企业生产中的遵循成本。观察列(1)后可以看出,*policy*的估计系数显著为正,这表明环境标志认证增加了企业的遵循成本。

借鉴王守坤和范文诚(2024)的研究,本文选取企业绿色专利数量作为企业技术创新水平的代理指标,通过对企业绿色专利申请数量取对数予以衡量。观察表7列(2)后可以看出,*policy*的估计系数显著为正,这表明环境标志认证可以提升企业技术创新能力。

表7列(3)为缓解信息不对称的机制检验。在全球对环境问题的关注度不断升温的背景下,绿色贸易措施对中国出口的制约作用日益凸显,逐渐成为重要的贸易壁垒。根据杨大楷等(2002)的研究,贸易双方在环境信息上的不对称会加大绿色贸易壁垒的制约力,进而增加出口受阻风险。环境信息的不对称程度越高,企业所面临的绿色贸易壁垒的约束就越大,其退出出口市场的概率也相应增加。因此,本文选用绿色贸易壁垒作为衡量环境信息不对称的代理指标,并借鉴Bao和Qiu(2012)的研究方法,利用以保护资源、环境和人类健康为目标的TBT(技术性贸易壁垒)通报次数来反映绿色贸易壁垒的强度。在数据处理方面,本文利用2000—2014年的中国

WTO TBT/SPS 通报咨询网获取中国遭遇成员国通报商品的 HS 四位编码,从中国海关数据库中找出通报年份中向通报发起国出口相关商品的企业,将各企业面临的产品通报次数进行加总,作为衡量企业遭遇绿色贸易壁垒强度的指标。通报次数越多,表明企业遭受的绿色贸易壁垒越强。观察列(3)的结果可以发现, *policy* 的估计系数在 10% 水平上显著为负,这说明环境标志认证可以显著降低企业绿色贸易壁垒。

表 7 机制检验

|                       | (1)<br><i>cost</i>    | (2)<br><i>green patent</i> | (3)<br><i>green barrier</i> |
|-----------------------|-----------------------|----------------------------|-----------------------------|
| <i>policy</i>         | 0.0752*(2.0521)       | 0.1936*** (3.1541)         | -0.0354*(-1.8000)           |
| <i>_cons</i>          | -2.9205***(-145.7295) | 0.2645*** (17.8995)        | 0.1147*** (10.8379)         |
| 控制变量                  | 控制                    | 控制                         | 控制                          |
| 年份固定效应                | 控制                    | 控制                         | 控制                          |
| 行业×年份                 | 控制                    | 控制                         | 控制                          |
| 企业固定效应                | 控制                    | 控制                         | 控制                          |
| <i>obs</i>            | 300 228               | 301 833                    | 301 833                     |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.794                 | 0.606                      | 0.420                       |

## 五、拓展性分析

在贸易环境不确定性背景下,企业能否实现稳定出口不仅取决于出口持续时间长短,当遭遇风险冲击时,企业抗风险能力和快速恢复能力,即出口韧性,也是不可或缺的。而出口韧性的提升能够助力企业更有效地应对市场变化,降低出口风险,从而有利于延长企业出口持续时间,具体表现为出口韧性越强的企业,越能够抵御外部冲击,保持出口的连贯性。那么,在评估环境标志认证对企业出口持续时间的影响时,还应将出口韧性在其中发挥的调节作用纳入考量。为此,本文将进一步探究出口韧性在环境标志认证影响企业出口持续时间过程中的调节效应,为全面提升中国出口的稳定性和持续性提供决策参考。

本文以 2008 年国际金融危机为基准,借鉴贺灿飞和陈韬(2019)的方法,以企业当年出口增长率与 2008 年出口增长率的差值来衡量“后金融危机时期”的出口韧性,该值越大表明出口韧性越高。由于需要以 2008 年的数据作为后续比较的基准,因此本部分将样本起始时间定为 2009 年。此外,刘慧和綦建红(2021)的研究发现,尽管企业出口额在金融危机冲击的数年内出现了显著波动,但到 2013 年已回归至平稳状态,因此本部分把 2013 年设定为样本截止时间。如表 8 列(1)与列(2)所示,无论是否加入控制变量,出口韧性与环境标志认证的交互项估计系数均在 1% 水平上显著为负。这说明,在环境标志认证对企业出口持续时间产生影响的过程中,出口韧性具有正向调节作用,能够起到强化效果。

表 8 拓展性分析

|                       | (1)<br><i>outcome</i> | (2)<br><i>outcome</i> |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>policy</i>         | -0.0129(-0.2399)      | -0.0243(-0.4849)      |
| 交互项                   | -0.0167***(-2.9121)   | -0.0147***(-2.7413)   |
| 出口韧性                  | -0.0129(-0.2399)      | -0.0243(-0.4849)      |
| <i>_cons</i>          | 0.1275*** (93.7511)   | 0.2533*** (4.9943)    |
| 控制变量                  | 否                     | 控制                    |
| 年份固定效应                | 控制                    | 控制                    |
| 行业×年份                 | 控制                    | 控制                    |
| 企业固定效应                | 控制                    | 控制                    |
| <i>obs</i>            | 51 674                | 51 674                |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.478                 | 0.491                 |

## 六、结论与启示

环境标志认证作为一种典型的自愿型环境规制措施会对企业出口持续时间产生重要影响。本文利用 2000—2014 年中国工业企业数据库、中国海关数据库和生态环境部公布的通过环境标志认证企业名单的匹配数据,以环境标志认证为准自然实验,运用双重差分模型(DID)识别其影响企业出口持续时间的政策净效应。主要结论为:第一,环境标志认证能够显著降低企业出口风险概率,延长出口持续时间,该结论在进行变换模型、排除政策干扰、安慰剂检验、更换样本、考虑异质性处理效应等多重情景下依然稳健。第二,环境标志认证对企业出口持续时间的影响因企业融资约束水平、是否为高技术企业、行业污染程度、地区数字经济发展水平、地区人力资本高低和出口目的地不同而具有显著异质性。第三,机制检验发现,环境标志认证既可以通过增加生产成本使得企业出口持续时间下降,也可以通过缓解信息不对称和倒逼技术创新延长企业出口持续时间。第四,在环境标志认证对企业出口持续时间的促进作用上,出口韧性的提升具有显著的强化效应。

上述研究结论对进一步完善和强化环境标志认证制度,从微观层面贯彻落实绿色新发展理念并促进企业稳定贸易关系具有一定的政策启示:第一,持续降低环境标志认证成本,强化企业参与认证的内生动力。政府可以通过专门的税收减免政策或对获得环境标志认证的企业给予研发补贴等,积极引导企业主动参与认证。第二,持续完善环境标志认证制度,“因企而异”制定差异化政策组合。本文的研究结论表明,环境标志认证对企业出口持续时间的影响存在显著异质性。对于高融资约束企业,政府可以设立专项绿色基金,用于支持获得环境标志认证企业的环保项目和清洁技术改造,或对符合条件的企业提供绿色信贷支持,降低企业融资成本。对于重污染企业,政府应当在环境标志认证制度中设置更为严格的认证标准和更全面的环保要求,这不仅能够确保这些企业在获得认证前必须采取足够的环保措施,还能够通过认证机制引导其向绿色、清洁的生产方式转变。第三,构建综合性信息平台,加强国际合作交流,促进环境标志互认互通。本文还发现,出口韧性提升对环境标志认证影响企业出口持续时间具有正向促进作用。因此,政府可以通过与更多国家或地区的认证机构建立合作协商机制,推动环境标志认证的互认互通,降低认证标准不同而带来的重复认证成本,提升企业出口韧性。

### 主要参考文献:

- [1]蔡竞,董艳. 银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2016, (11): 96-111.
- [2]陈勇兵,李燕,周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J]. 经济研究, 2012, (7): 48-61.
- [3]房帅,田珺,程睿智. 外国直接投资、比较优势与发展中国家产品出口持续时间[J]. 世界经济研究, 2020, (7): 120-134.
- [4]贺灿飞,陈韬. 外部需求冲击、相关多样化与出口韧性[J]. 中国工业经济, 2019, (7): 61-80.
- [5]胡珺,方祺,龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 经济研究, 2023, (4): 77-94.
- [6]胡馨月,宋学印,陈晓华. 不确定性、互联网与出口持续时间[J]. 国际贸易问题, 2021, (4): 62-77.
- [7]胡昭玲,高晓彤. 企业贸易网络对出口恢复的影响研究[J]. 世界经济, 2022, (5): 113-136.
- [8]李宏兵,谷均怡,赵春明. 进口中间品质量、成本加成与中国企业持续出口[J]. 经济与管理研究, 2021, (6): 26-42.
- [9]刘慧,綦建红. 外需冲击下多元化策略如何影响企业出口韧性[J]. 国际经贸探索, 2021, (12): 4-19.

- [10] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5): 142-158.
- [11] 欧定余, 魏聪. 融资约束、政府补贴与研发制造企业的生存风险[J]. 经济科学, 2016, (6): 63-74.
- [12] 盛丹, 张国峰. 两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J]. 管理世界, 2019, (2): 24-42.
- [13] 孙楚仁, 李媚媚, 陈瑾. 数字化转型是否延长了企业出口产品持续时间[J]. 国际贸易问题, 2023, (4): 56-71.
- [14] 王守坤, 范文诚. 金融可得性与碳排放——来自金融地理结构的宏观与微观证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, (1): 67-89.
- [15] 吴敏, 刘冲, 黄玖立. 开发区政策的技术创新效应——来自专利数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, (5): 1817-1838.
- [16] 杨大楷, 魏巧琴, 彭晓播. 跨国直接投资进入壁垒研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2002, (5): 88-91.
- [17] 赵瑞丽, 孙楚仁, 陈勇兵. 最低工资与企业出口持续时间[J]. 世界经济, 2016, (7): 97-120.
- [18] Bao X H, Qiu L D. How do technical barriers to trade influence trade?[J]. *Review of International Economics*, 2012, 20(4): 691-706.
- [19] Besedeš T, Prusa T J. The role of extensive and intensive margins and export growth[J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 96(2): 371-379.
- [20] Brenton P, Saborowski C, von Uexkull E. What explains the low survival rate of developing country export flows?[J]. *The World Bank Economic Review*, 2010, 24(3): 474-499.
- [21] de Chaisemartin C, D'Haultfœuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [22] Gollop F M, Roberts M J. Environmental regulations and productivity growth: The case of fossil-fueled electric power generation[J]. *Journal of Political Economy*, 1983, 91(4): 654-674.
- [23] Ilmakunnas P, Nurmi S. Dynamics of export market entry and exit[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2010, 112(1): 101-126.
- [24] Jiang Z Y, Wang Z J, Zeng Y Q. Can voluntary environmental regulation promote corporate technological innovation[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(2): 390-406.
- [25] Li J X, He H, Liu H S, et al. Consumer responses to corporate environmental actions in China: An environmental legitimacy perspective[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 143(3): 589-602.
- [26] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [27] Reyes J D, Varela G, McKenna M. Information for export survival: An analysis of Georgian export performance and survival in international markets[J]. *World Bank-Economic Premise*, 2014, 151: 1-7.
- [28] Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
- [29] Walter J M, Chang Y M. Environmental policies and political feasibility: Eco-labels versus emission taxes[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2020, 66: 194-206.
- [30] Wang L H, Cui Z Y, Liang X Y. Does it pay to be green? Financial benefits of environmental labeling among Chinese firms, 2000-2005[J]. *Management and Organization Review*, 2015, 11(3): 493-519.
- [31] Wen H W, Lee C C. Impact of environmental labeling certification on firm performance: Empirical evidence from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 255: 120201.

# Environmental Labeling Certification, Export Duration, and Firm Export Resilience

Zhang Bingbing<sup>1,2</sup>, Wang Ning<sup>1</sup>, Cao Lijuan<sup>1</sup>

(1. *College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210000, China*; 2. *Institute of Resources Environment and Development, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210000, China*)

**Summary:** Environmental labeling certification, as a voluntary environmental regulation tool, represents an important initiative by the government to establish a multi-stakeholder environmental governance system. This paper explores the mechanisms through which environmental labeling certification affects the duration of firm export activities. Using the matched data from the Chinese Industrial Enterprises Database (2000–2014), Chinese Customs, and eco-label certified firms released by the Ministry of Ecology and Environment, this paper treats environmental labeling certification as a quasi-natural experiment and applies a DID model to identify its net effect on export duration. The results show that environmental labeling certification significantly extends export duration. The findings are robust across placebo tests, alternative sample specifications, and adjustments for potential policy interference. The impact of environmental labeling certification on export duration varies significantly depending on corporate financial constraints, industry pollution intensity, and regional levels of digital economy development. Mechanism testing reveals that while environmental labeling certification can increase compliance costs and reduce export duration, it also mitigates information asymmetry and stimulates technological innovation, leading to longer export duration. Further expansion analysis suggests that export resilience improvement positively moderates the impact of environmental labeling certification on export duration. Therefore, expanding the coverage of environmental labeling certification and improving its institutional design are effective means to enhance export duration, stabilize trade relations, and promote high-quality economic development.

**Key words:** environmental labelling certification; export duration; export resilience; information asymmetry

(责任编辑 景 行)