

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

康志勇 汤学良 刘馨

摘要：环境、出口和创新是当下中国经济发展的热点问题。然而，研究三者综合关系的“波特假说”并未取得一致结论。本文利用2005—2013年中国工业企业数据和中国企业专利数据，在识别行政命令型、市场激励型和公众自主参与型三种环境规制政策的基础上，对环境规制、企业创新和出口行为关系进行了经验分析，对三类“波特假说”进行系统检验，即检验环境规制是否可以促进企业创新？何种类型的环境规制能更加有效地促进企业创新？环境规制是否可以通过促进企业创新间接促进企业出口，达到优化环境和发展贸易的双赢目标？研究发现，“弱波特假说”在行政命令型与公众自主参与型环境规制上成立；对于市场激励型环境规制则未能检验出“弱波特假说”；三种类型环境规制都体现出与企业创新的非线性关系，因此认为“狭义波特假说”成立；在行政命令型与公众自主参与型环境规制下可以通过倒逼企业创新来提升企业出口竞争力，即“强波特假说”成立。本文的结论为制定更加科学合理的环境保护政策以实现环境与出口贸易双赢提供参考建议。

关键词：环境规制；波特假说；企业创新；出口

[中图分类号] F832.6 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 02-0125-17

引言

出口是中国经济高速增长的主要引擎。自1979年改革开放，特别是加入WTO以来，中国出口增长迅速，在剔除了价格因素后，年平均增长率约为16%^①。2009年中国出口规模超越德国，成为世界第一出口大国；2018年在复杂严峻的国际经济贸易环境下，中国出口总值达2.48万亿美元，实现新跨越。全球价值链分工体系与中国廉价资源优势的有效结合使中国实现出口和经济高速增长目标的同时，也

[收稿日期] 2019-01-13

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国政府创新补贴的绩效研究”(15YJC790039)；江苏省社会科学基金项目“基于市场竞争与政府补贴协同视角的企业创新绩效评价研究”(17EYB009)。

[作者信息] 康志勇：扬州大学商学院副教授；汤学良（通讯作者）：扬州大学商学院讲师 225009 电子邮箱 tang_xue_liang@126.com；刘馨：扬州大学商学院讲师。

①根据《中国统计年鉴》数据计算所得。

付出了巨大的资源、能源和环境的代价。中国一次能源总消耗量约占全球总能耗的1/5,但只创造全球1/10左右的GDP,单位GDP能耗约为全球平均水平的2.5倍、美国的3.5倍和日本的7倍。环境污染,特别是空气状况的恶化也日益严重。根据2013年1月《中华人民共和国国家环境分析》报告,中国500个大型城市中达到世界卫生组织空气质量标准的城市数量不足1%,特别是近年来中国中东部地区出现大范围雾霾天气更是引发了全社会对经济发展过程中环境污染问题的高度关注。加强环境治理、降低环境污染,建设“美丽中国”已成为当下全社会普遍共识。改善环境的急迫诉求,要求中国出口的发展不能囿于传统增长模式,必须充分考虑环境的承载能力和环境保护,走以创新驱动为核心、环境友好型的可持续发展道路。

新古典主义认为,严苛环境管制短期内有助于消除经济活动对环境的不良影响,但会增加企业生产成本,增加企业负担,抑制企业发展,拖累宏观经济增长(Blackman et al., 2010)^[1]。许多人担心日趋严格的环境监管也将损害中国企业在国际市场中的竞争力。但“波特假说”给出了另外一种可能,Porter和Linde(1995)^[2]在一个动态的分析框架下讨论环境规制对企业竞争力的影响,严格的环境规制所导致的生产要素价格和成本的增加可以激发企业工艺创新和产品创新,并获得相应创新的补偿以抵补因环境规制而增加的成本,从而导致其国际竞争力的提升。因此从动态角度看,合理的环境规制设计能够激励被规制企业进行技术创新,从而部分或完全抵消由环境规制所带来的规制成本,提升企业竞争力,实现环境优化与企业竞争力提升的双赢结果(Porter, 1991)^[3]。Jaffe和Palmer(1997)^[4]将“波特假说”拓展为“弱波特假说”“强波特假说”和“狭义波特假说”三类。“弱波特假说”认为环境规制能刺激企业进行技术创新;“强波特假说”认为环境规制引发技术创新所带来的收益超过成本,因此有助于促进企业出口;“狭义波特假说”认为只有适当的环境规制才能刺激企业从事技术创新。“波特假说”的提出引发了大量的实证研究。Jaffe和Palmer(1997)检验了环境规制对行业研发支出和专利申请数的影响,发现环境规制显著促进了行业研发支出,但对专利申请没有显著的影响。也有学者发现了环境规制与环境相关专利申请之间存在正相关关系(Arimura et al., 2007^[5]; Johnstone et al., 2010^[6])。Calel和Dechezleprêtre(2016)^[7]基于欧洲排放交易政策的研究发现,受到监管的企业比未受监管的企业拥有更高的创新投入。Manderson和Kneller(2012)^[8]以及Nesta等(2014)^[9]对“弱波特假说”的实证研究都发现环境规制对创新产生积极影响,即“弱波特假说”成立。

在进一步的研究中,衍生出对于不同规制作用效果的讨论,即“狭义波特假说”。Majumdar和Marcus(2001)^[10]提出,“创新友好”的环境规制政策,即灵活的政策更有利于鼓励企业研发新的流程或新产品;相反僵硬的环境规制政策则不利于企业研发创新(Lopez Gamero et al., 2010)^[11]。Jaffe等(2002)^[12]和Brouhle等(2013)^[13]认为以交易许可等为代表的市场化环境规制对发明、创新以及环境友好型技术的扩散拥有较为显著的积极作用。Ambec等(2013)^[14]认为基于市场并且灵

活的规制比环境标准、排放限额等基于命令—控制的直接管制更有助于企业创新。但 Testa 等 (2011)^[15] 的研究则给出了相反的结论,设计优良的直接管制(行政性规制)对企业创新及无形绩效的积极影响最为显著,而经济手段(市场型规制)则会对企业经济绩效产生负面效应。关于环境规制与企业出口的研究,即“强波特假说”的研究结论也并不一致。Costantini 和 Crespi (2008)^[16] 和 Costantini 和 Mazzanti (2012)^[17] 基于欧洲制造业数据的研究发现,环境规制并未制约企业的出口竞争力,特别是能源税政策还促进了竞争力的提升。Rubashkina 等 (2015)^[18] 也认为适度的环境规制能够促进一国贸易规模的扩张 (Tsurumi et al., 2015)^[19]。但也有研究认为环境规制对出口没有影响或有负面影响。Grossman 和 Krueger (1991)^[20] 发现墨西哥宽松的环境规制并没有显著促进产业的比较优势的形成。Cole 等 (2003)^[21] 以及 Arouri 等 (2012)^[22] 基于不同国家的样本研究也发现,环境规制对贸易模式或贸易总量没有影响。Cagatay 和 Mihci (2006)^[23] 以及 Hering 和 Poncet (2014)^[24] 的研究则指出,环境规制强度对出口具有显著的负面影响。

国内相关的研究主要集中在环境规制与创新以及环境规制与出口两个方面。对环境规制与创新的研究多数支持“弱波特假说”成立(黄德春和刘志彪,2006^[25];蒋为,2015^[26])。Zhao 和 Sun (2015)^[27] 基于省际层面的研究发现,市场型环境规制能促进企业技术创新。余伟等 (2017)^[28] 研究发现,环境规制对企业研发投入有显著的促进作用,但是环境规制的研发投入引致效应十分有限。沈能等 (2012)^[29]、李勃昕等 (2013)^[30] 以及蒋伏心等 (2014)^[31] 还发现环境规制强度和技术创新之间存在非线性关系。关于环境规制是否有利于企业出口的研究则是争论不断。陆旻 (2009)^[32] 认为,一国通过降低环境规制水平无法有效获得污染密集型行业的贸易比较优势。任力和黄崇杰 (2015)^[33] 以及黄小兵和黄静波 (2015)^[34] 的研究发现,中国的环境规制强度与出口贸易之间存在显著的负相关关系。李玉楠和李廷 (2012)^[35] 研究认为环境规制不仅不利于出口,且出口量和环境规制强度之间存在“U”型的关系。但也有不少研究持有相反的观点。例如,李小平等 (2012)^[36]、傅京燕和赵春梅 (2014)^[37] 以及王杰和刘斌 (2016)^[38] 的研究发现,环境规制对企业出口具有显著的促进作用。康志勇等 (2018)^[39] 基于中国万家“节能减碳”政策的研究则发现,环境规制与企业出口之间存在倒“U”型关系。

从上述相关文献可以看出,自20世纪90年代“波特假说”提出以来,相关争论主要集中在何种环境规制能更加有效地促进创新以及环境规制是否有利于出口两个方面。笔者认为,现有研究框架的不统一、环境规制指标的单一以及微观企业数据的不足是造成研究结论不统一的三个主要因素。首先,现有研究主要集中在环境规制与创新以及环境规制与出口行为这两者的关系上,鲜有文献能对“弱波特假说”“狭义波特假说”以及“强波特假说”同时进行全面系统的检验;其次,现有研究对环境规制的衡量比较单一,多采用了工业治污投资或治污运行费用、废水排放达标率等单一指标,未能全面地体现地区环境规制强度;最后,目前关于环境规制对出口行为以及竞争力影响的分析多以 Heckscher-Ohlin -Vanek (HOV) 模型

或者引力模型为基础,基于微观企业数据、特别是对中国微观企业的研究少之又少。微观企业既是创新和出口的主体,也是诱发环境问题的微观基础,异质性企业必然会在很多方面存在不同的环境行为。基于上述因素,本文利用中国2005—2013的企业数据,对三类“波特假说”在中国是否成立进行检验,为实现中国出口贸易增长和环境改善双赢提供经验证据。

一、模型设定与数据处理

(一) 计量模型设定与识别策略

本文分以下步骤逐次对中国情景下“弱波特假说”“狭义波特假说”以及“强波特假说”是否成立进行检验:首先,构建基本的回归方程,检验环境规制强度对企业创新行为的影响,即检验“弱波特假说”是否成立;其次,借助本文设定的三种环境规制变量及其平方项,检验不同的环境规制及其强度对企业创新行为的影响,即检验“狭义波特假说”是否成立;最后,借助中介模型,检验环境规制强度是否诱发企业创新进而促进出口,即检验“强波特假说”是否成立。

1. 对“弱波特假说”及“狭义波特假说”的检验

在参考现有文献以及数据样本特征的基础上,本文设定如下检验方程分别对“弱波特假说”和“狭义波特假说”进行检验:

$$Innovation_{ijkt} = \alpha_1 Regulation_{kt-1} + \beta X + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中, $Innovation_{ijkt}$ 表示省份 k 属于行业 j 的企业 i 在 t 年的创新行为; $Regulation_{kt-1}$ 是本文重点关注的解释变量——环境规制强度,度量省份 k 在 $t-1$ 年环境规制的程度。 X 为一系列控制变量,具体而言包括:技术水平(TFP),企业的创新研发决策往往具有自选性,本文使用OP半参数方法计算,具体估算方法可参见康志勇等(2018)的研究;企业年龄(Age),处于生命周期的不同阶段的企业会有不同的创新策略和研发行为;企业规模($Size$),众多研究均发现企业员工数是影响企业创新活动的重要因素,因此本文采用企业员工人数的对数表示;工资水平($Salary$),较高的人均工资意味着较高的人力资本水平,有利于企业的研发活动;政府补贴($Subsidy$),政府补贴是影响企业研发行为的重要因素,本文使用企业是否获得政府财政补贴作为代理变量;金融支持($Loan$),众多研究指出金融市场的支持对于企业研发创新有着显著的影响,本文使用企业是否存在利息支出作为获得金融支持的变量;企业出口($Export$),控制企业出口活动所蕴含的“干中学”效应和竞争效应,这两种效应均会对企业创新研发产生影响,本文使用出口值除以销售额以控制出口活动的影响;企业所处的行业竞争因素(HHI),定义为按照二分位行业企业的销售额计算的行业赫芬达尔—赫希曼指数。此外,还考虑控制了企业的所有制($Ownership$)、行业($Industry$)、省份地区($Province$)和年份($Year$)等固定效应。

2. 对“强波特假说”的检验

在完成上述检验后,借助中介效应模型检验“强波特假说”是否成立,研究

环境规制强度对制造业企业出口行为的直接影响以及环境规制强度通过创新对制造业企业出口行为的间接影响。

$$ex_{ijkt} = c \times Regulation_{kt-1} + X^* + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

$$Innovation_{ijkt} = a \times Regulation_{kt-1} + X^* + \varepsilon_{ijkt} \quad (3)$$

$$ex_{ijkt} = c' \times Regulation_{kt-1} + b \times Innovation_{ijkt} + X^* + \varepsilon_{ijkt} \quad (4)$$

中介效应模型表明, 如果将解释变量 $Regulation_{kt-1}$ 对被解释变量 ex_{ijkt} 的影响进行分解, 不仅含有 $Regulation_{kt-1}$ 对 ex_{ijkt} 的直接影响, 还包含通过中间变量 $Innovation_{ijkt}$ 对 ex_{ijkt} 产生的间接影响, 那么 $Innovation_{ijkt}$ 就是中介变量, 即中介变量是解释变量对被解释变量发生间接作用的内部传导媒介。方程组 (2) — 方程 (4) 中: ex_{ijkt} 表示企业出口规模; 系数 c 捕捉环境规制强度对出口的净效应; 系数 a 捕捉环境规制强度对创新的影响; 系数 b 分离创新对出口的影响; 系数 a 和 b 的乘积称为中介效应, 识别环境规制强度对出口的创新效应; 系数 c' 为剔除创新效应后环境规制强度对出口的剩余效应。本文拟用中介模型来检验“强波特假说”是否成立。理论上, 中介效应分析的前提是变量间存在明确的 (理论上或事实上的) 因果关系 (Kenny et al., 2003)^[40], 否则结果很难解释。“强波特假说”关于“环境规制强度→技术创新→企业出口行为”的逻辑关系恰恰可以通过中介变量来捕捉某种内部机制。根据中介效应检验的原理, 首先构造环境规制强度对出口强度 (ex) 的回归方程 (2), 检验规制变量的系数是否显著。若系数不显著则表明二者之间没有稳定关系, 中介效应也就无从谈起; 若回归系数显著, 则进行第二步。第二步是构建环境规制对中介变量企业创新 ($Innovation$) 的回归方程 (3) 以及环境规制和企业创新同时对出口强度 (ex) 的回归方程 (4), 检验中介效应是否存在。如果方程 (3) 和方程 (4) 中环境规制的系数均显著, 且方程 (4) 中介变量企业创新的系数显著, 则为部分中介效应; 如果方程 (3) 中环境规制的系数显著, 方程 (4) 中介变量企业创新的系数显著但环境规制强度的系数不显著, 则为完全中介效应。

(二) 变量定义与估算

环境规制强度 ($RE, Regulation$): 针对最为核心的解释变量的设定, 本文根据张江雪等 (2015) 的处理方法, 采用行政命令型、市场激励型和公众自主参与型三类指标来刻画中国各省份的环境规制强度。(1) 行政命令型环境规制。本文采用各个省份“三同时”项目环保投资总额占工业增加值比重作为行政命令型环境规制的度量。“三同时”制度是指一切新建、改建和扩建的基本建设项目 (包括小型建设项目)、技术改造项目、自然开发项目以及可能对环境造成损害的其他工程项目, 其中防治污染和其他公害的设施和其他环境保护设施, 必须与主体工程同时设计、同时施工、同时投产, 是中国首创的一项具有中国特色并行之有效的环境管理制度。(2) 市场激励型环境规制。本文选取各个省份的“排污费收入占工业增加值比重”作为市场激励型环境规制的度量。根据谁污染谁治理的原则, 要求一切向环境排放污染物的单位和个体经营者, 应当依照政府的规定和标准缴纳一定的费用, 以使其污染行为造成的外部费用内部化, 促使污染者采取措施控制污染。

这项政策是典型的市场激励型环境规制政策。(3) 公众自主参与型环境规制。本文选取各省份“环境信访来信总数”的自然对数衡量公众参与型环境规制的强度。公众参与涉及相关利益的规制决策具有重要的价值,是公众表达环境利益的有效途径,规制决策更能积极回应各种利益主体的需求,也有利于改善规制的质量。

企业创新行为 (*Innovation*): 根据研究中国企业创新研发行为的现有文献,一般采用研发投入、新产品产值以及专利水平作为衡量企业创新行为的代理变量。基于本文所采用的工业企业数据库 2007 年以后的数据不再提供企业研发投入数据。因此,本文采用新产品产值占销售额的比重来表示企业创新行为,样本时间跨度为 2005—2011 年。其次,本文在工业企业数据库的基础上匹配了中国企业专利数据库,考虑到相比于发明专利和实用新型专利,外观设计专利所内涵的创新能力最低,因此剔除外观设计专利,采用每年企业发明专利和实用新型专利的授权量衡量企业创新行为,专利数据样本时间跨度是 2005—2013 年。

(三) 内生性问题的讨论与解决

克服可能的内生性问题是保证上文计量模型结论可靠的重要条件。本文面临的内生性问题主要来自于两个方面:第一,作为解释变量各省份的地区环境规制强度与作为被解释变量的企业新产品数量及专利数量之间可能存在的逆向因果关系造成的内生性问题。第二,由于遗漏某种重要的影响变量导致的内生性问题。针对第一种可能的内生性问题,本文认为,从中国各个省份的地区环境规制强度看,相对于各地区分散的企业,环境规制应该在很大程度上属于外生性变量,企业只能被动地接受政策,并不能对规制政策进行干预,因此可以认为并不会因为严重的逆向因果关系带来内生性问题。针对第二种可能的内生性问题,我们在计量方程中尽可能地纳入了一系列既有文献强调的影响因素,还纳入了省份虚拟变量和年份虚拟变量的交乘项,用来控制不同地区在不同年份的外部经济环境的变化对企业行为的影响。同时,还纳入行业的虚拟变量,来控制行业所受政策差异造成的影响。这些控制变量的引入可以有效缓解因可能的遗漏变量所导致的内生性问题。另外,对于所有的回归检验,本文均在自变量的取值上作了滞后 1 年的处理。

(四) 数据来源与处理

本文使用的企业样本全部来自于中国工业企业数据库(2005—2013年),该数据库由国家统计局收集和维护,是分析研究中国工业企业问题的权威数据资源。工业企业数据库包括了中国的国有工业企业和年销售额超过 500 万人民币的非国有工业企业,收集的变量数目超过 100 个,尤其以企业的财务数据为主。本文数据存在 GB/T4754—2002(2003—2012年)和 GB/T4754—2011(2013年)两套国民经济行业分类标准,本文将 GB/T4754—2011 调整为 GB/T4754—2002 中的行业大类。企业专利数据来源于中国国家专利局发布的 1985—2013 年所有工业企业的专利数据库。本文利用中国国家统计局发布的 2005—2013 年间规模以上工业企业数据库所有企业的中文名称作为匹配工具,来对国家专利局数据库中的所有样本数据进行匹配。其中,25000 多个样本企业中文名称存在误差错漏现象,我们通过手工和网上信息查询对之加以处理识别配对,以提高匹配效率和样本的可靠性。环境规制方

面的数据来源于各年《中国环境统计年鉴》《中国环境统计年报》《中国统计年鉴》，由于西藏部分统计指标缺失，本文研究对象将西藏剔除在外。

中国工业企业数据库中有些变量的数值可能是某些企业错报或者漏报的，本文根据下面两个原则删除部分企业：（1）关键的财务指标不能漏报否则删除该企业，如总资产、固定资产净值余额、销售收入、工业总产值等；（2）企业的雇佣员工人数不能低于8人，否则删除该企业。此外，根据一般公认会计原则删除了不满足下列原则的企业：（1）总资产不能少于流动资产；（2）总资产不能少于总的固定资产；（3）总资产必须大于固定资产净值余额；（4）每个企业的企业代码不能缺失，并且同一年内必须唯一；（5）企业的创建时间必须有效，例如创建年是2013年以后或者创建月小于1或者大于12等都是无效的创建时间，删除创建时间无效的企业；（6）企业的销售收入必须大于500万人民币。经过上述处理后，样本中包含的企业数量为1937971家。

表1 主要变量的定义与描述性统计

变量名称	计算方法	均值	最大值	最小值	标准差
出口 (<i>Export</i>)	企业出口额除以销售额	0.1596	0.9997	0	0.3330
创新 (<i>NP</i>)	企业新产品产值除以销售额	0.0323	0.1838	0	0.1547
发明专利授权量	发明专利授权量的对数	0.5529	10.4526	0	0.8713
实用新型专利授权量	新型专利授权量的对数	0.8986	8.3497	0	1.0889
行政命令型环境规制 <i>RE1</i>	“三同时”项目环保投资总额占工业增加值比重	3.6544	5.78836	0.1988	0.8473
市场激励型环境规制 <i>RE2</i>	排污费收入占工业增加值比重	0.0964	0.88120	0.0092	0.0653
公众自主参与型环境规制 <i>RE3</i>	环境信访来信总数的对数	9.7159	11.73824	3.9120	1.2692
全要素生产率 (<i>TFP</i>)	<i>OP</i> 方法计算	6.9561	12.7978	0.0018	1.1848
企业年龄 (<i>Age</i>)	观测年份减去企业创建年份	11.4483	100	1	8.3168
企业规模 (<i>Size</i>)	企业员工数，取自然对数	4.7417	12.2009	2.079	1.0814
人均工资 (<i>Salary</i>)	全年应付工资总额/企业员工数	32.3542	10963.9	0.00464	234.5080
补贴强度 (<i>Subsidies</i>)	企业补贴额/销售额	0.0044	0.0085	0	2.4328
金融支持 (<i>Loan</i>)	有利息支出为1，没有利息支出为0	0.7225	1	0	0.4477
行业竞争程度 (<i>HHI</i>)	4位代码行业，按HHI标准公式计算	0.0021	0.9134	0.0001	0.0024

注：描述性统计均根据中国工业企业数据库计算所得。

二、实证经验结果与分析

（一）“弱波特假说”检验结果

从本文使用的样本数据特征来看，有一个问题必须加以关注，样本企业中只有约10%的企业有新产品产出，这就表明样本数据中因变量中存在大量零值，可能会导致回归结果产生偏误。Tobit模型恰好能够很好地处理零值问题。表2中第1、3、5列分别是基于行政命令型环境规制、市场激励型环境规制和公众自主参与型

环境规制对“弱波特假说”的检验。本文进一步引入了环境规制的平方项，检验“狭义波特假说”是否成立，同时也能考虑是否存在监管过度或监管不足的非线性问题，具体结果见表2中的第2、4、6列。

从表2第1列的结果可知，整体上行政命令型环境规制对企业新产品产出有正向影响，回归系数为0.074且在1%的水平上通过了显著性检验。这一结果验证了“弱波特假说”在行政命令型环境规制上成立。但基于市场激励型环境规制的检验(第3列)，市场激励型环境规制与企业新产品产值比的系数为负相关关系，但未能通过显著性检验。估计结果说明，中国的排污费制度对企业创新行为未能起到积极的作用，相反还具有负面效应。从第5列的结果可知，整体上公众自主参与型环境规制对企业新产品产值也具有正向影响，回归系数为0.188且在1%的水平上通过了显著性检验；这一结果也验证了“弱波特假说”在公众自主参与型环境规制上成立。综合1、3、5检验的结果，可以得出结论，行政命令型环境规制与公众自主参与型环境规制有利于企业新产品创新行为，即“弱波特假说”成立。笔者认为，市场激励型环境规制未能检验出对企业创新的倒逼作用的可能原因在于：第一，排污

表2 “弱波特假说”与“狭义波特假说”检验结果

变量	行政命令型环境规制 (RE1)		市场激励型环境规制 (RE2)		公众自主参与型环境规制 (RE3)	
	1	2	3	4	5	6
Regulation	0.074*** (25.40)	-0.522*** (-51.22)	-0.029 (-1.14)	1.757*** (26.33)	0.188*** (99.79)	0.472*** (24.99)
RE ²		0.077*** (59.52)		-3.463*** (-26.82)		-0.001*** (-16.89)
TFP	0.015*** (6.32)	0.006*** (3.75)	0.008*** (5.03)	0.014*** (8.29)	0.032*** (19.01)	0.031*** (18.17)
Age	0.007*** (40.40)	0.007*** (40.63)	0.006*** (38.19)	0.006*** (37.12)	0.006*** (34.74)	0.006*** (34.82)
Size	0.152*** (84.32)	0.153*** (85.35)	0.148*** (82.43)	0.149*** (83.29)	0.145*** (81.40)	0.145*** (81.74)
Salary	0.0001*** (5.15)	0.0001*** (5.77)	0.0001*** (5.35)	0.0001*** (6.28)	0.00007*** (3.29)	0.00007*** (3.37)
Subsidies	0.059** (2.47)	0.044* (1.78)	0.055** (2.25)	0.052** (2.10)	0.070*** (3.00)	0.069*** (3.00)
Loan	0.002 (0.97)	0.001 (0.52)	0.002 (1.15)	0.002 (1.13)	0.002 (0.98)	0.002 (0.99)
EX	0.067*** (13.08)	0.068*** (13.58)	0.098*** (19.67)	0.103*** (20.83)	0.049*** (9.90)	0.056*** (11.26)
HHI	1.549*** (27.90)	1.513*** (27.42)	1.451*** (26.06)	1.429*** (25.64)	1.449*** (26.38)	1.450*** (26.39)
	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year×Provin	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Indus_4	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.820*** (-145.34)	-1.840*** (-77.19)	-2.565*** (-138.40)	-2.755*** (-138.31)	-4.369*** (-159.63)	-6.222*** (-54.27)
sigma	0.846***	0.840***	0.848***	0.847***	0.830***	0.829***
N	769 780	769 780	769 780	769 780	769 780	769 780

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号中的数字为双尾检验的t值。

费用的征收，与排污量密切相关，而排污量的检测成本相对较高，导致排污费用的征收未能对企业形成真正的环境规制压力；第二，正因为排污量的检测难以准确度量，排污费用的征收就存在着一定的寻租空间，进一步削弱了市场激励型环境规制的约束；第三，为了当地 GDP 的增长，可能会扭曲排污费用的征收。

（二）“狭义波特假说”的检验结果

“狭义波特假说”意在说明不同的环境规制政策和规制强度在倒逼企业创新上的作用可能会有差异。实际上，从政策类型看，表 2 中的第 1、3、5 列的回归结果已经证明了三类环境规制政策中，行政命令型和公众自主参与型环境规制能够有效地刺激企业的创新，但无法捕捉到市场激励型环境规制政策的倒逼作用。从规制强度看，本文则进一步引入了三种政策规制强度的平方项进行检验，回归结果见表 2 中的第 2、4、6 列。根据回归结果，可以发现市场激励型和公众自主参与型环境规制强度与企业创新成果之间呈倒“U 型”关系，而行政命令型环境规制强度与创新之间呈“U 型”关系。对比第 1、3、5 列的回归结果，可以更为深入地讨论规制强度与企业研发创新行为的作用。

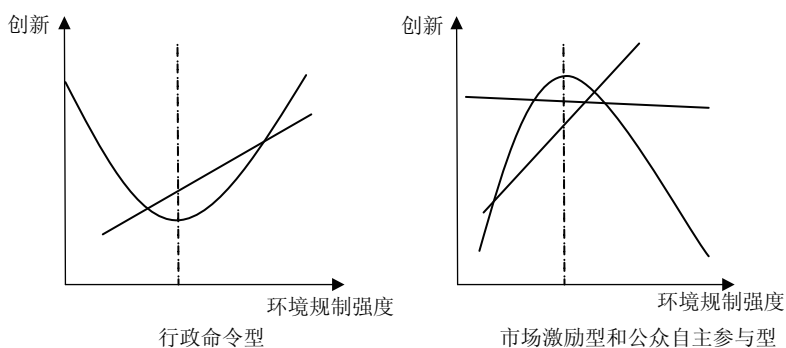


图 1 环境规制强度与企业创新

首先，看行政命令型环境规制强度与企业创新的关系（见图 1 左），含二次项的回归结果说明该种规制政策下存在着无效的环境规制强度区域：即环境规制强度较小时，行政命令型环境规制将无助于提升企业的创新水平；而越过一定的政策强度临界值之后，行政命令型环境规制才能够倒逼企业创新。当用环境规制强度的一次项拟合时，行政命令型环境规制对企业创新的影响显著为正，说明基本上中国的各个省份在行政命令型环境规制强度上都越过了无效区域，进入到了有效区域。其次，看市场激励型和公众自主参与型的环境规制强度与企业创新的关系（见图 1 右），两种政策类型下环境规制强度均与创新呈倒“U 型”关系，说明较大的环境规制强度无法倒逼企业创新，存在过犹不及的可能；在临界值范围以内，即政策强度较小时将有助于刺激企业的创新。但从仅包含一次项的拟合结果看，反映出市场激励型和公众自主参与型环境规制政策在实施上的差异。从表 2 第 5 列的结果可以看出，公众自主参与型环境规制强度对企业创新整体上的影响呈正向趋势，说明中国大多数省份的公众自主参与型环境规制强度均落在环境规制强度的有效区域中。而在表 2 第 3 列的结果中，市

场激励型环境规制强度对企业创新整体上是负向影响 (t 小于 -1 , 不能完全忽视显著性), 说明存在着相当部分省份的市场激励型环境规制强度落入了过犹不及的区域, 这可能与前文所分析的市场激励型环境规制政策的不足有较大关系。

(三) “强波特假说” 的检验结果

环境规制对制造业企业出口行为的直接影响以及通过创新产生的中介效应可以通过 (2) 式—(4) 式进行检验。本文使用 stata 中的 `sgmediation` 命令进行中介效应的检验。以行政命令型环境规制为例, 按照中介效应的检验程序, 第一步检验环境规制与企业出口行为之间的关系 (表 3 第 1 列), 结果显示环境规制的系数显著为正, 表明环境规制与企业出口行为之间存在稳定关系 (温忠麟等, 2012)^[41]; 第二步构建解释变量环境规制对中介变量企业新产品创新的回归方程 (表 3 第 2 列), 环境规制对中介变量企业新产品创新影响的回归系数在 1% 水平上显著为正; 最后构建解释变量环境规制和中介变量企业新产品创新对被解释变量企业出口强度的回归方程 (表 3 第 3 列), 检验中介效应是否存在。综合表 3 中第 2、3 列可知, 解释变量环境规制的系数均显著为正, 且第 3 列中变量企业新产品创新的系数也显著为正。因此, 我们可以认为, 环境规制对出口具有正的直接影响, 同时也能通过

表 3 “强波特假说” 检验结果

变量	行政命令型环境规制 (RE1)			市场激励型环境规制 (RE2)			公众自主参与型环境规制 (RE3)		
	Export 1	NP 2	Export 3	Export 4	NP 5	Export 6	Export 7	NP 8	Export 9
Regulation	0.076*** (128.04)	0.041*** (23.94)	0.052*** (127.17)	-0.289*** (-74.16)	-0.007 (-0.30)	-0.399*** (-74.21)	0.021*** (54.49)	0.032*** (81.32)	0.016*** (51.36)
NP			0.078*** (33.52)			0.087*** (36.74)			0.075*** (31.79)
TFP	-0.024*** (-69.35)	0.002*** 16.54	-0.024*** (-70.02)	-0.022*** -64.16	0.003*** (18.98)	-0.023*** (-65.00)	-0.016*** (-47.7)	0.005*** (30.31)	-0.017*** (-48.80)
Age	-0.0008*** (-18.37)	0.0005*** (24.37)	-0.0009*** (-19.31)	-0.0009*** (-20.41)	0.0005*** (23.33)	-0.001*** (-21.39)	-0.001*** (-26.47)	0.0004*** (19.2)	-0.001*** (-27.18)
Size	0.084*** (221.49)	0.012*** (67.54)	0.083*** (218.43)	0.083*** (217.61)	0.012*** (66.57)	0.082*** (214.41)	0.082*** (213.71)	0.012*** (65.52)	0.081*** (210.90)
Salary	0.00005*** (9.09)	0.00001*** (5.32)	0.00005*** (8.90)	0.00005*** (8.29)	0.00002*** (5.59)	0.00004*** (8.07)	0.00005*** (9.33)	0.00001*** (3.81)	0.00005*** (9.20)
Subsidies	-0.054*** (-6.77)	0.013*** (3.37)	-0.055*** (-6.90)	-0.055*** (-6.94)	0.012*** (3.10)	-0.056*** (-7.08)	-0.060*** (-7.53)	0.0154*** (4.07)	-0.061*** (-7.68)
Loan	0.0004 (0.71)	0.0003 0.99	0.0004 (0.68)	0.0008 (1.31)	0.0003 (1.07)	0.000829 (1.27)	0.0007 (1.12)	0.0003 (1.03)	0.0007 (1.09)
HHI	-0.172*** (-12.17)	0.195*** (29.04)	-0.188*** (-13.28)	-0.234*** (-16.42)	0.1918 (28.08)	-0.251*** (-17.60)	-0.251*** (-17.55)	0.189*** (27.8)	-0.265*** (-18.56)
Ownship	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year×Provin	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Indus ₄	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.536	-0.090	-2.562	-0.276	-0.074	-0.269	-0.525	-0.196	-0.511
中介效应			0.0032 19.48***			-0.0001 -0.29			0.0024 29.61***
N	773 239	773 239	773 239	773 239	773 239	773 239	773 239	773 239	773 239

注: ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号中的数字为双尾检验的 t 或 z 值。

企业的产品创新产生部分的中介效应,存在“环境规制→技术创新→企业出口行为”的影响机制,即“强波特假说”成立。从市场激励型环境规制看,虽然部分中介效应仍然存在,但是市场激励型环境规制对企业出口具有显著的抑制作用,环境规制产生的中介效应仍然促进了企业出口。从公众自主参与型环境规制看,其结论与行政命令型基本一致。总之,三种环境规制中,行政命令型和公众自主参与型都具有“强波特假说”的特征,但市场激励型环境规制则不成立;进一步从中介效应看,企业在面临环境规制时都可以通过创新来规避或抵补规制的成本进而有利于企业出口。因此,本文的结论验证了适合的动态环境规制可以倒逼企业进行研发创新,形成企业新的出口竞争优势。

(四) 分样本“波特假说”的检验

本文参照沈能(2012)处理方法将所有样本区分为污染型行业样本和清洁型行业样本,进一步考察环境规制下的三种“波特效应”是否成立。限于篇幅,本文以下的检验结果中只报告了环境规制变量的回归结果,如表4所示。首先,从“弱波特假说”的检验结果看,污染行业中本文依然没有找到证据说明市场激励型环境规制能够倒逼企业创新。针对污染行业的企业样本而言,只有行政命令型和公众自主参与型环境规制政策才能够促进企业的创新提升,证明“狭义波特假说”在污染行业中是成立的。但是,在清洁行业的企业样本中,本文发现三种环境规制政策均能够倒逼企业创新。其次,从“强波特假说”的检验结果看,市场激励型环境规制政策在污染行业样本中没有正的中介效应,无法实现通过倒逼企业创新来提升企业的出口竞争力;在清洁行业样本中结果则相反。行政命令型和公众自主参与型环境规制政策在两类行业中,均能够实现“强波特假说”。污染行业样本中,行政

表4 分行业检验结果

污染行业	行政命令型环境规制			市场激励型环境规制			公众自主参与型环境规制		
	<i>Export</i>	<i>NP</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>NP</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>NP</i>	<i>Export</i>
<i>Regulation</i>	0.032*** (49.86)	0.052*** (14.32)	0.027*** (48.99)	-0.236*** (-41.05)	-0.036*** (-10.56)	-0.232*** (-40.42)	0.009*** (24.27)	0.010*** (41.42)	0.009*** (21.54)
<i>NP</i>			0.110*** (32.65)			0.112*** (33.18)			0.109*** (32.03)
中介效应			0.0015 13.11***			-0.0041 -10.05***			0.0011 25.33***
N	240 096	240 096	240 096	240 096	240 096	240 096	240 096	240 096	240 096
清洁行业	行政命令型环境规制			市场激励型环境规制			公众自主参与型环境规制		
	<i>Export</i>	<i>NP</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>NP</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>NP</i>	<i>Export</i>
<i>Regulation</i>	0.063*** (102.37)	0.014*** (16.47)	0.055*** (101.90)	-0.401*** (-48.80)	0.045*** (12.09)	-0.404*** (-49.22)	0.016*** (37.12)	0.013*** (69.52)	0.015*** (35.07)
<i>NP</i>			0.063*** (21.35)			0.072*** (24.30)			0.060*** (20.02)
中介效应			0.0009 13.03***			0.0033 10.82***			0.0008 19.24***
N	533 143	533 143	533 143	533 143	533 143	533 143	533 143	533 143	533 143

注:同表2。

命令型环境规制政策和公众自主参与型环境规制政策通过倒逼创新提升企业出口强度的中介效应显著强于清洁行业；换言之，针对污染严重行业的企业，行政命令型和公众自主参与型环境规制政策能够更加有效地刺激企业创新，进而提升企业在出口市场上的竞争力。

(五) 稳健性检验

企业新产品创新是本文的核心变量，创新既是“弱波特假说”的被解释变量，也是“强波特假说”的中介变量。现有文献中除了使用新产品产值，企业创新投入以及专利数量都是衡量企业创新的重要指标。在可能的条件下进一步更换企业创新行为的度量方法进行稳健性检验显得十分必要。本文将中国工业企业数据库与中国企业专利数据库按照名称进行匹配，并采用每年发明专利和实用新型专利的授权数量，作为企业创新行为的度量指标进行稳健性检验。根据最新文献，企业的专利分布服从泊松分布（Hashmia, 2013^[42]；张杰, 2015^[43]），在稳健性检验中采用Poisson模型进行“弱波特假说”的检验；采用中介模型进行“强波特假说”的检验。具体结果见表5和表6。

表5 “弱波特假说”的稳健性检验结果

变量	行政命令型环境规制		市场激励型环境规制		公众自主参与型环境规制	
	发明专利	实用新型专利	发明专利	实用新型专利	发明专利	实用新型专利
<i>Regulation</i>	0.0659*** (36.71)	-0.0432*** (-30.96)	-9.925*** (-310.53)	-6.401*** (-261.84)	0.196*** (163.36)	0.0668*** (69.06)
<i>TFP</i>	0.727*** (493.79)	0.480*** (394.87)	0.721*** (543.29)	0.471*** (415.75)	0.737*** (498.64)	0.489*** (401.17)
<i>Age</i>	-0.00850*** (-75.09)	0.00332*** (40.37)	-0.00421*** (-41.61)	0.00412*** (52.62)	-0.00804*** (-70.66)	0.00354*** (43.12)
<i>Size</i>	0.422*** (296.88)	0.302*** (260.85)	0.428*** (342.05)	0.312*** (295.43)	0.405*** (282.72)	0.299*** (258.06)
<i>Salary</i>	0.00007*** (67.23)	0.0001*** (127.24)	0.00002*** (45.61)	0.00003*** (86.05)	0.00007*** (72.92)	0.0001*** (129.99)
<i>Subsidies</i>	1.398*** (94.83)	0.955*** (56.27)	1.274*** (87.71)	0.908*** (54.43)	1.266*** (83.37)	0.944*** (55.00)
<i>Loan</i>	1.690*** (30.06)	1.383*** (33.65)	2.192*** (56.60)	1.832*** (60.92)	2.003*** (42.16)	1.458*** (36.54)
<i>EX</i>	0.0896*** (24.55)	0.253*** (93.68)	0.0346*** (10.56)	0.206*** (82.83)	0.0941*** (25.88)	0.233*** (86.88)
<i>HHI</i>	6.652*** (694.69)	0.320*** (11.36)	6.498*** (687.66)	0.655*** (26.22)	6.548*** (681.31)	0.327*** (11.66)
<i>Ownership</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year×Provin</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Indus_4</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-3.555***	-4.497***	-3.787***	-4.469***	-5.137***	-6.135***
sigma	1.707***	1.660***	1.702***	1.640***	1.704***	1.657***
N	136 506	140 940	136 506	140 940	136 506	140 940

注：同表2。

首先,从“弱波特假说”的检验结果看(表5),三种规制政策的结论与上文检验的结果基本一致。在使用发明专利与实用新型专利作为被解释变量后,依然没有找到证据说明市场激励型环境规制能够倒逼企业创新。对比发明专利和实用新型专利的检验结果可知,行政命令型和公众自主参与型环境规制政策都能够促进企业发明专利授权数量的增加,但只有公众自主参与型环境规制政策才能够促进企业实用新型专利授权数量的增加,即“狭义波特假说”成立。其次,从“强波特假说”的检验结果看(表6),市场激励型环境规制政策在发明专利和实用新型专利样本中没有正的中介效应,无法实现通过倒逼企业创新来提升企业的出口竞争力,这一结论也与上文一致。行政命令型和公众自主参与型环境规制政策在发明专利样本中,勉强能够实现“强波特假说”,行政命令型环境规制下勉强通过了10%的显著性水平,公众自主参与型环境规制下虽然系数为正但无法通过显著性检验;对于实用新型专利而言,不仅没有能够体现出倒逼企业创新来提升企业的出口竞争力的效应,相反在公众自主参与型环境规制下还出现了显著的抑制作用。

表6 “强波特假说”稳健性检验结果

发明专利	行政命令型环境规制			市场激励型环境规制			公众自主参与型环境规制		
	<i>Export</i>	<i>Patent</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>Patent</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>Patent</i>	<i>Export</i>
<i>Regulation</i>	0.045 *** (47.23)	2.834 * (1.75)	0.045 *** (47.13)	-0.463 *** (-36.36)	-23.54 *** (-3.39)	-0.504 *** (-39.50)	0.015 *** (22.80)	0.958 *** (3.09)	0.015 *** (22.80)
<i>Patent</i>			0.00002 *** (3.93)			-8.84e-07 (-0.18)			6.62e-07 (0.11)
中介 效应			0.00006 1.599 *			0.00002 0.179			6.3e-07 0.111
N	129 798	129 798	129 798	129 798	129 798	129 798	129 798	129 798	129 798
实用新型	行政命令型环境规制			市场激励型环境规制			公众自主参与型环境规制		
	<i>Export</i>	<i>Patent</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>Patent</i>	<i>Export</i>	<i>Export</i>	<i>Patent</i>	<i>Export</i>
<i>Regulation</i>	0.046 *** (48.55)	-0.133 (-1.24)	0.046 *** (48.54)	-0.467 *** (-37.06)	-23.23 *** (-14.83)	-0.487 *** (-38.25)	0.016 *** (24.70)	0.392 *** (5.29)	0.016 *** (25.30)
<i>Patent</i>			-0.0001 *** (-4.39)			-0.0001 *** (-5.28)			-0.0001 *** (-4.89)
中介 效应			0.00001 1.193			0.0025 *** 4.972			-0.00004 *** -3.589
N	134 183	134 183	134 183	134 183	134 183	134 183	134 183	134 183	134 183

注:同表2。

针对这一发现,笔者认为和中国目前专利数量和质量的非均衡增长有很大的关系。中国专利数量迅速增长及其背后的原因引发了国外机构和学者的关注和质疑,他们认为中国企业申请专利数量之所以会出现快速增长,根本原因是政府的政策干预而非企业创新研发能力的提升(Thoma, 2015)^[44],导致中国专利呈现出数量增长而质量下降的趋势(Dang and Motohashi, 2015^[45]; 龙小宁和王俊, 2015^[46])。

因此,相对于新产品产值比,专利数量,特别是实用新型专利无法有效体现企业真实的创新能力和水平,相反专利的申请还要占用企业有限的资源,不能体现“波特假说”也不难理解。

三、结论和政策含义

本文利用2005—2013年中国工业企业数据和中国企业专利数据,就环境规制、企业创新和出口行为三者关系进行了经验分析,对三类“波特假说”进行了系统检验,得到以下几点研究结论:第一,在一定条件下环境规制对中国工业企业新产品创新和专利产出具有促进作用。在面临趋于严格的环境规制压力时,中国工业企业会积极通过增加创新应对由环境规制所带来的规制成本,基本支持了“弱波特假说”。第二,针对行政命令型、市场激励型和公众自主参与型三种环境规制的研究发现,市场激励型环境规制的创新引致效应并不显著,且三种环境规制与企业创新之间存在非线性关系,验证了适宜的环境规制将引致创新的观点,即“狭义波特假说”成立。第三,环境规制对企业出口行为具有积极的促进作用。企业在环境规制成本的压力下会通过创新弥补企业环境规制成本的增加,以提高企业出口竞争力。第四,相较于清洁型行业,环境规制对污染型行业创新和出口的促进作用更大。

一方面,受全球经济复苏进程放缓、贸易摩擦效应逐渐显现、美国贸易保护主义与单边主义以及中国自身劳动力等要素价格上涨等不利因素的影响,未来中国出口贸易形势严峻;另一方面,随着中国经济发展水平的不断提高和追求高质量经济发展的内在要求,改善环境的呼声也日益高涨,内外部因素使得中国出口贸易面临双重困境。如何有效突破双重困境,实现出口增长与环境保护的双赢是下一步政策着力点之所在。以上研究结论为中国环境规制政策的制定与实施提供了方向:首先,中国需要提升环境规制政策的严格程度,通过促进企业的环境技术创新与生产技术创新,实现经济发展方式转型。创新既是提升企业出口竞争力,实现中国出口从贸易大国向贸易强国转变的新动力;也是企业积极应对日趋严格的环境规制政策的有效手段,是突破双重困境的关键。其次,从三种环境规制实施的效果看,市场激励型环境规制政策的效果不尽如人意,因此,完善相应的制度建设,不断调整排污费标准,发挥市场化规制工具的优势。最后,需要因地制宜地制定环境规制政策,在环境规制政策的具体实施过程中,应区分不同环境规制政策对企业创新活动影响的差异,充分结合考虑环境保护的要求和不同行业中企业的承载能力,制定灵活、有效的环境保护政策和执行强度,让环境规制成为企业创新的动力,进而实现环境改善和企业出口竞争力提升的最终目标。

[参考文献]

- [1] A BLACKMAN, B LAHIRI, W PIZER, MR PLANTER, CM PIÑA. Voluntary Environmental Regulation in Developing Countries: Mexico's Clean Industry Program [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2010 (60): 182-192.

- [2] PORTERME, LINDE C V D. Toward A New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995 (9): 97-118.
- [3] PORTERME. America's Green Strategy [J]. *Scientific America*, 1991 (264): 96.
- [4] JAFFE, AB, PALMERK. Environmental Regulation and Innovation; A Panel Data Study [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997 (79): 610-619.
- [5] TH ARIMURA, A HIBIKI, N JOHNSTONE. An Empirical Study of Environmental R&D: What Encourages Facilities to Be Environmentally Friendly? [J]. *Environmental Policy and Corporate Behavior*, 2007 (32): 142-173.
- [6] JOHNSTONE N, HASCIC I, POPP D. Renewable Energy Policies and Technological Innovation; Evidence Based on Patent Counts [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2010 (45): 55-133.
- [7] RAPHAEL CALEL, ANTOINE DECHEZLEPRÊTRE. Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2016 (98): 173-191.
- [8] MANDERSON E, KNELLER R. Environmental Regulations, Outward FDI and Heterogeneous Firms: Are Countries Used as Pollution Havens? [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2012, 51 (3): 317-352.
- [9] Nesta L, Francesco V, Francesco N. Environmental Policies, Competition and Innovation in Renewable Energy [J]. 2014 (67): 396-411.
- [10] SK MAJUMDAR, AA MARCUS. Rules versus Discretion: The Productivity Consequences of Flexible Regulation [J]. *Academy of Management Journal*, 2001 (44): 170-179.
- [11] LOPEZ GAMERO M D, MOLINA AZORÍN J F, CLAVER-CORTÉS E. The Potential of Environmental Regulation to Change Managerial Perception, Environmental Management, Competitiveness and Financial Performance [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2010 (18): 963-974.
- [12] JAFFEAB, NEWELL RG, STAVINS RN. Environmental Policy and Technological Change [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2002 (22): 41-69.
- [13] BROUHLE K, GRAHAM B, HARRINGTON DR. Innovation Under the Climate Wise Program [J]. *Resource and Energy Economics*, 2013 (35): 91-112.
- [14] AMBEC, S M A COHEN, S ELGIE, PLANOIE. The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness. [J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2013 (7): 2-22.
- [15] TESTA F, IRALDOF, FREY M. The Effect of Environmental Regulation on Firms' Competitive Performance: The Case of the Building & Construction Sector in Some EU Regions [J]. *Journal of Environmental Management*, 2011 (92): 2136-2144.
- [16] V COSTANTINI, F CRESPI. Environmental Regulation and the Export Dynamics of Energy Technologies [J]. *Ecological Economics*, 2008 (66): 447-460.
- [17] V COSTANTINI, M MAZZANTI. On the Green and Innovative Side of Trade Competitiveness? The Impact of Environmental Policies and Innovation on EU Exports [J]. *Research Policy*, 2012 (41): 132-153.
- [18] RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors [J]. *Energy Policy*, 2015 (83): 288-300.
- [19] TSURUMI T, S MANAGI, A HIBIKI. Do Environmental Regulations Increase Bilateral Trade Flows? [J]. *Journal of Economic Analysis and Policy*, 2015, 15 (4): 1-36.
- [20] GROSSMANGM, KRUEGER AB. Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement [R]. NBER Working Paper, No. 3914, 1991.
- [21] COLE M A, ELLIOTT RJR. Determining the Trade-Environment Composition Effect: the Role of Capital, Labor and Environmental Regulations [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46 (3): 363-383.

- [22] AROURI M E H, CAPORALE G M, RAULT C, ROBERT S, ANAMARIA S. Environmental Regulation and Competitiveness: Evidence from Romania. [J]. *Ecological Economics*, 2012 (81): 130-139.
- [23] CAGATAY S, MIHCI H. Degree of Environmental Stringency and the Impact on Trade Patterns [J]. *Journal of Economic Studies*, 2006 (33): 30-51.
- [24] HERING L, PONCET S. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014 (68): 296-318.
- [25] 黄德春, 刘志彪. 环境规制与企业自主创新——基于波特假设的企业竞争优势构建 [J]. *中国工业经济*, 2006 (3): 100-106.
- [26] 蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新? ——基于微观数据的实证研究 [J]. *财经研究*, 2015 (2): 76-87.
- [27] ZHAO X, SUN B. The Influence of Chinese Environmental Regulation on Corporation Innovation and Competitiveness [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 112 (4): 1528-1536.
- [28] 余伟, 陈强, 陈华. 环境规制、技术创新与经营绩效——基于37个工业行业的实证分析 [J]. *科研管理*, 2017 (2): 18-25.
- [29] 沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗? ——基于“波特假设”的再检验 [J]. *中国软科学*, 2012 (4): 49-59.
- [30] 李勃昕, 韩先锋, 宋文飞. 环境规制是否影响了中国工业 R&D 创新效率 [J]. *科学学研究*, 2013, 31 (7): 1032-1040.
- [31] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应 [J]. *中国工业经济*, 2014 (7): 44-55.
- [32] 陆旸. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗? [J]. *经济研究*, 2009 (4): 28-40.
- [33] 任力, 黄崇杰. 国内外环境规制对中国出口贸易的影响 [J]. *世界经济*, 2015 (5): 59-80.
- [34] 黄小兵, 黄静波. 环境规制对企业生产率及其出口行为的影响 [J]. *广东财经大学学报*, 2015 (1): 72-82.
- [35] 李玉楠, 李廷. 环境规制、要素禀赋与出口贸易的动态关系 [J]. *国际经贸探索*, 2012 (1): 34-42.
- [36] 李小平, 卢现祥, 陶小琴. 环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势 [J]. *世界经济*, 2012 (4): 62-78.
- [37] 傅京燕, 赵春梅. 环境规制会影响污染密集型行业出口吗? ——基于中国面板数据和贸易引力模型的分析 [J]. *经济学家*, 2014 (2): 49-60.
- [38] 王杰, 刘斌. 环境规制与中国企业出口表现 [J]. *世界经济文汇*, 2016 (1): 68-86.
- [39] 康志勇, 张宁, 汤学良, 刘馨. “减碳”政策制约了中国企业出口吗 [J]. *中国工业经济*, 2018 (09): 119-137.
- [40] KENNYD A, KORCHMAROSJD, BOLGERN. Lower Level Mediation in Multilevel Models [J]. *Psychological Methods*, 2003 (8): 115-128.
- [41] 温忠麟, 刘红云, 侯杰泰. 调节效应和中介效应分析 [M]. 北京: 教育科学出版社, 2012.
- [42] HASHMIA R. Competition and Innovation: The Inverted - U Relationship Revisited [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2013 (95): 1653-1668.
- [43] 张杰. 进口对中国制造业企业专利活动的抑制效应研究 [J]. *中国工业经济*, 2015 (7): 68-83.
- [44] THOMA. Patent Statistics: A Good Indicator for Innovation in China? Patent Subsidy Program Impacts on Patent Quality [J]. *China Economic Review*, 2015 (35): 137-155.
- [45] DANG J, MOTOHASHI K. Patent Statistics: A Good Indicator for Innovation in China? Patent Subsidy Program Impacts on Patent Quality. [J]. *China Economic Review*, 2015 (35): 137-155.
- [46] 龙小宁, 王俊. 中国专利激增的动因及其质量效应 [J]. *世界经济*, 2015 (6): 115-142.

(责任编辑 武 齐)

Environmental Regulation, Enterprise Innovation and Export of Chinese Enterprises — Retest Based on Porter Hypothesis

KANG Zhiyong TANG Xueliang LIU Xin

Abstract: Environment, exports and innovation are hot issues in China's economic development now. However, Porter Hypothesis, which studies the comprehensive relationship among the three, does not give a consistent conclusion. Based on Chinese industrial enterprise data and Chinese enterprise patent data from 2005 to 2013, this paper made an empirical analysis of the relationship among environmental regulation, enterprise innovation and export behavior under the three environmental regulation policies of administration, market and public participation. Moreover, this paper systematically tested three kinds of Porter Hypothesis. Whether environmental regulation can promote enterprise innovation? What kind of environmental regulation can promote enterprise innovation more effectively? Can environmental regulation indirectly promote enterprise export by promoting enterprise innovation to achieve the win-win goal of optimizing environment and developing trade? This study shows the following results. Firstly, the "weak Porter Hypothesis" is true under the administrative and public participation environmental regulation, while the "weak Porter Hypothesis" fails under the market environmental regulation. Secondly, all three types of environmental regulations reflect the non-linear relationship with enterprise innovation, which shows that the "narrow Porter Hypothesis" holds. Thirdly, under the administrative and public participation environment regulation, enterprises can enhance their export competitiveness by forcing enterprises to innovate, which proves that the "strong Porter Hypothesis" is valid. Furthermore, the conclusion of this paper provides reference suggestions for formulating more scientific and rational environmental protection policies in order to achieve win-win situation between environment and export trade.

Keywords: Environmental Regulation; Porter Hypothesis; Enterprise Innovation; Export