

“减碳”政策制约了中国企业出口吗

康志勇, 张 宁, 汤学良, 刘 馨

[摘要] 本文就中国政府 2011 年开始实施的《万家企业节能低碳行动实施方案》(简称“减碳”政策)对中国制造业企业出口的影响进行分析,发现“减碳”政策的实施对中国制造业企业出口存在着成本增加效应和创新促进效应,“减碳”政策对企业出口规模影响的实际效果取决于两种效应的叠加,且叠加效果会随“减碳”政策强度的变化而变化。基于中国制造业企业样本数据,对“减碳”政策与企业出口规模之间的因果关系及其机制进行了识别:①“减碳”政策强度与制造业企业出口规模呈倒“U”形关系,适度“减碳”政策强度下创新促进效应超过成本增加效应,促进企业出口规模扩张;②企业研发创新是实现“减碳”政策促进出口规模扩张的关键因素;③创新促进效应会随时间推移得到逐步释放,表现为促进出口规模扩张的政策区间逐步扩大。在不同样本和实证方法下,上述结论依然保持稳健。本文认为,实施适度的环境管制政策并不会损害中国企业的出口竞争力,能实现提高环境质量和出口增长的“双赢”。

[关键词] 节能减碳; 成本增加效应; 创新效应; 出口规模; 广义倾向得分匹配法

[中图分类号]JF741 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)09-0117-19

一、问题提出

出口在推动中国经济成长为世界第二大经济体的过程中扮演着极其重要的角色。改革开放至 2016 年,在剔除了价格因素后,中国出口增长了近 131 倍,年平均增长率约为 12%^①,2009 年中国出口规模一举超过德国,成为世界第一出口大国,2016 年中国制造业出口额占世界出口总额的比重达 13.7%^②。中国依靠出口推动经济高速发展的同时也付出了巨大的环境代价,环境恶化问题日益严重。以大气污染为例,2006 年中国成为世界上最大的二氧化碳排放国且二氧化碳排放量以每年 6%左右的速度不断增长,2016 年中国二氧化碳排放量超过美国和欧盟的总和,占全球排放总量的 27.3%(BP,2017)。根据亚洲开发银行和清华大学 2013 年发布的《中华人民共和国国家环境分

[收稿日期] 2018-04-25

[基金项目] 教育部人文社会科学青年基金项目“中国政府创新补贴的绩效研究”(批准号 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”(批准号 17EYB009);江苏省高校哲学社会科学研究基金项目“银行借贷与制造业企业优化决策”(批准号 2017SJB1159)。

[作者简介] 康志勇,扬州大学商学院副教授,经济学博士;张宁,暨南大学经济学院教授,经济学博士;汤学良,扬州大学商学院讲师,经济学博士;刘馨,扬州大学商学院讲师,经济学博士。通讯作者:汤学良,电子邮箱:tang_xue_liang@126.com。感谢首届微观经济数据与经济学理论创新论坛和第五期香樟经济学 Seminar(南京)各位专家对本文提出的有益建议,以及感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 作者根据历年《中国统计年鉴》数据计算所得。

② 请参见 WTO 网站: <http://stat.wto.org/CountryProfile/WSDBCountryPFView.aspx?Country=CN&>。

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不足 1%。2013 年前后,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,建设天蓝、地绿、水清的美丽中国已成为当下全社会普遍共识。党的十九大报告更是首次提出“必须树立和践行绿水青山就是金山银山的理念”。

作为世界上最大的能源消费国和二氧化碳排放国,中国政府一直致力于减少二氧化碳排放、提升环境质量。2009 年,国务院发布《国家应对气候变化规划(2014—2020 年)》明确提出,到 2020 年要实现单位 GDP 中二氧化碳排放比 2005 年下降 40%—45%,非化石能源占一次能源消费的比重达到 15%左右。数量巨大而价格低廉的煤炭满足了中国经济高速发展的需求,是中国能源结构的主要组成部分,也成为中国二氧化碳排放的主要源头(赵丽萍和王瑶瑶,2018)。因此,中国可以通过降低经济发展中煤炭等能源消耗量实现降低二氧化碳排放量、提升环境质量的目的(林伯强等,2010)。中国政府为贯彻落实《中华人民共和国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》,推动重点用能单位加强节能工作以提高能源利用效率,国务院会同国家发展和改革委员会等部门共同制定了《万家企业节能低碳行动实施方案》。据估计,2010 年上述万家企业能源消费量约占全国能源消费总量的 60%以上,是目前中国最典型、最具有代表性的节能政策。鉴于廉价能源是中国出口的一个重要竞争优势(钱学锋等,2010),中国政府实施如此大规模的节能减碳行动是否会制约中国的出口增长,进而拖累中国经济发展?从微观企业层面研究“减碳”政策影响中国出口的内在机制及边界条件,可以为中国碳排放政策的实施提供来自微观企业的经验证据,相关研究结论也将为中国未来可能实施的包括碳税在内的各种环境政策提供参考。

有鉴于此,本文基于中国 2011 年实施的“万家企业节能减碳”政策,结合中国工业企业数据库,采用广义倾向得分匹配法(Generalized Propensity Score Matching,GPSM),系统评估了“减碳”政策对企业出口规模的异质性影响。与现有文献相比,本文主要的特色可能体现在以下几个方面:①企业作为经济活动的微观主体,是一国对外贸易的直接参与者,其出口竞争力直接关系到中国经济的可持续发展。受制于企业微观数据和政策数据的可得性,大多数关于环境规制和出口贸易关系的经验研究都集中于宏观层面或中观层面,微观基础较为薄弱,本文的实证研究对此提供了有价值的补充。②中国现有的实证研究中,度量环境规制的指标多以末端控制的政策指标和宏观政策指标为主。前者会在实证研究中产生较严重的内生性问题,后者则会受到混杂因素的干扰。“减碳”政策将国家宏观节能目标分解为微观企业所承担的“减碳”配额,属于前端制约企业能源使用权的政策,因此,基于该政策的研究结论更具有直接性和说服力。③本文采用广义倾向得分匹配法、中介效应模型以及断点回归等多种方法,对“减碳”政策与企业出口规模之间的因果关系及机制进行了识别和检验,为本文研究提供了更为可靠的经验证据。本文余下内容安排如下:第二部分基于文献回顾提出本文的研究假设;第三部分介绍政策背景和实证策略;第四部分完成对核心假说的检验;第五部分为稳健性检验和拓展分析;最后是总结和政策建议。

二、“减碳”政策对企业出口的影响:文献视角回顾

“减碳”政策属于环境规制的范畴,由于环境规制会对企业出口行为乃至经济增长产生显著影响,一直是国内外学者研究的焦点问题之一。根据研究结论的不同,现有研究大致存在三类学术观点。首先,环境规制抑制出口——“抑制假说”。新古典经济理论认为环境规制将企业面临的外部污染内部化(Walter,1982;Baumol and Oates,1988),在不同程度上增加了企业额外的人力、物力和财力投入。因此,提高环境规制水平会增加企业治污成本而使其出口竞争力受损(Ollivier,2016)。环境

规制水平高的国家会丧失部分污染密集型产业的比较优势,而较低环境规制水平的国家会增强该产业尤其是污染密集型产业的比较优势,造成较低环境标准的国家成为全球污染产业的“天堂”。其次,环境规制有利于出口——“促进假说”。Porter and Linde(1995)认为,如果以动态的视角分析环境规制与产业国际竞争力之间的关系,即考虑到环境规制变动下企业生产技术、产品和生产过程改进的可能性,那么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进行技术创新,从而获得工艺创新补偿和产品创新补偿。这两种创新补偿所带来的成本减少或收益增加能够部分或全部抵补环境规制产生的成本增加,提升相关产业的国际竞争力。因此从动态角度看,合理设计的环境规制能够激励被规制企业进行技术创新,实现环境改善与企业竞争力提升的“双赢”(Porter, 1991)。最后,除了上述两种截然对立的假说外,还有一种观点认为环境规制对企业出口行为的影响效果可能是不确定的。如果环境规制产生的成本占企业总成本的比例很小,则环境规制可能不会对企业出口贸易活动产生明显的影响;而“狭义波特假说”认为,只有适当或有效的环境规制才能刺激企业选择技术创新。因此,环境规制对企业出口行为的影响效果存在不确定性。

既有的实证研究也未取得一致的结论,“抑制假说”、“促进假说”与“不确定假说”均获得了一定的经验证据支持。Robison(1988)发现环境规制改变了美国产业的比较优势,产业污染治理成本越低,出口的倾向越高。Van Beers and Van den Bergh(1997)基于引力模型检验了21个OECD国家环境规制与出口之间的关系,发现严格的环境规制对出口具有显著的消极影响。Jug and Mirza(2005)对Van Beers and Van den Bergh(1997)的引力模型进行修改,在考虑环境规制的内生性问题后仍然发现环境规制对出口竞争力的影响显著为负。Cole et al.(2005, 2010)使用美国、日本的产业数据并考虑环境规制的内生性后也发现,环境规制对两国产业竞争力产生负面影响。Ederington et al.(2005)针对美国制造业的研究也认为环境规制会抑制贸易量,无论将环境规制视为外生变量还是内生变量。其他关于发达国家和发展中国家数据的类似研究也发现,环境规制强度对其出口具有显著的负面影响(Cagatay and Mihci, 2006; Levinson and Taylor, 2008)。

但有学者认为,适度的环境规制能够促进一国的贸易规模(Tsurumi et al., 2015)。Xu(2000)也沿用了Van Beers and Van den Bergh(1997)的引力模型,对31个收入差距较大的国家进行研究,发现环境规制有利于总出口。Altman(2001)研究发现,当企业存在X—低效率时,环境规制不仅不会降低本国企业的出口额,还可能对其产生正面影响。Costantini and Mazzanti(2012)以及Rubashkina et al.(2015)发现环境规制并没有对制造业的出口竞争力产生负面影响,且环境规制能促进技术创新、增加贸易规模。Yang et al.(2012)发现环境规制与企业创新之间有很强烈的正相关关系,从而显著地提升企业生产率致使出口贸易增加。“不确定假说”也获得了一些研究结论的支持。Tobey(1990)运用H—O模型,以多国截面数据为对象检验环境规制的严格度与污染产品的出口关系,结论发现环境规制对污染产业出口的影响并不显著。Harris et al.(2002)使用与Van Beers and Van den Bergh(1997)相似的数据和规制变量,发现环境规制强度对贸易的影响不再显著,并将产生这一结论的原因归咎于Van Beers and Van den Bergh(1997)研究模型的错误设计。Arouri et al.(2012)对罗马尼亚的实证分析也发现,环境规制对于出口贸易总量并未产生显著影响,环境规制与出口贸易间不一定存在统计意义上的逻辑关系(Harris et al., 2002),各国希望通过降低环境规制水平以扩大出口的愿望有可能会落空^①。

① 和本文“减碳”政策类似的是关于世界上最大的碳排放交易市场——欧洲碳排放交易机制(EU—ETS)的实证研究,但该类实证研究主要考察了碳排放交易机制对相关产业出口的影响且也未取得一致结论(Babiker, 2005; Sato et al., 2007; Smale et al., 2006; Löfgren et al., 2013)。

关于中国环境规制与出口的研究中,陆旸(2009)发现一国通过降低环境规制水平无法有效提升污染密集型行业的贸易比较优势。Hering and Poncet(2014)以及任力和黄崇杰(2015)分别基于中国城市出口数据和国别数据的研究发现,环境规制与出口之间存在负相关关系。黄小兵和黄静波(2015)研究发现,提高环境规制强度会抑制企业出口,这种抑制效应在污染密集型产业中尤为显著。李玉楠和李廷(2012)研究认为提高环境规制的强度不利于中国污染密集型产业的出口,且出口量与环境规制强度之间存在“U”形关系。另外,环境规制促进出口也获得了相关的证据支持。李小平等(2012)以及王杰和刘斌(2016)的研究结论认为,环境规制有助于提升比较优势、促进出口。傅京燕和赵春梅(2014)基于引力模型的研究指出,环境规制显著地提升了五类污染密集型行业的出口比较优势。

国内外实证结论的不一致更加激发了学者的思考,Levinson and Taylor(2008)提出,未观察到的异质性问题、变量的内生性问题以及宏观数据的聚集性偏倚问题是导致以往研究中无法证实环境规制因素对国际贸易具有显著影响的原因。Alpay et al.(2002)和 Lanoie et al.(2008)更直接指出,环境规制对出口影响的经验研究尚未达成一致结论的一个可能的原因是,对环境规制的度量,不同政策工具的影响存在极大差异,获取可靠的环境规制数据一直是一件非常困难的事情(Busse, 2004)。以往相关研究中衡量环境规制的变量很多,涵盖国家(地区)数据、行业数据和企业数据。早期的出口研究一般以国家或行业为主,环境规制也主要基于国家或行业数据进行衡量,因此,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。但是随着异质性贸易理论的兴起,基于微观企业出口行为的研究成为一种主要趋势。如果简单以宏观或者行业层面数据来衡量企业面临的环境规制强度,就忽视了不同企业受环境规制强度的差异,进而得出有偏的结论。国外学者开始利用企业每年与环保部门打交道的天数或环境机构对企业执法检查的次数来衡量企业面临的环境规制强度(Laplante and Rilstone,1996;Telle and Larsson,2007)。考虑到环境规制的度量既涉及政策工具本身的性质,又涉及政策工具的执行情况。企业每年与环保部门打交道的天数有可能是企业自选择的结果,而非全部归因于环境规制,因此,无法准确衡量环境规制强度。

综合国内外的研究现状可以发现,目前已有文献主要从宏观或中观产业层面评估环境规制(政策)对出口的影响效果,缺乏微观企业的证据,且结论尚存在较大分歧。更为重要的是,本文认为环境规制对企业出口的影响不只是抑制或促进单一机制,应该是两种机制相互作用的结果。根据异质性贸易理论的研究,企业的出口竞争力体现在其成本(效率)优势上(Melitz,2003; Melitz and Ottaviano, 2008),单位成本越低,则企业跨越出口固定成本获得正利润的可能性越大(Bernard and Jensen, 1999)。中国政府的“减碳”政策对于企业出口存在两种影响机制:成本增加效应和创新促进效应。“减碳”政策可以直接增加企业成本^①,削弱企业出口竞争力,降低企业出口规模;“减碳”政策也可以刺激企业进行生产优化和创新,“倒逼”企业效率提升,促进企业出口规模扩张。据此,本文提出:

H1:“减碳”政策的实施对中国制造业企业出口存在着成本增加效应和创新促进效应,“减碳”政策对企业出口规模影响的实际效果取决于两种效应的叠加。

根据“狭义波特假说”,只有适当的环境规制才能刺激企业选择技术创新;同时,企业技术创新也受制于自身技术、金融以及人力资源等要素数量。因此,随着“减碳”政策强度的逐步增强,其对企

^① 企业成本的增加不仅限于能源成本的增加,还包括加强能源计量统计工作等相关管理工作的成本,为了简化,本文将上述成本均纳入在企业能源成本中进行分析。根据政策背景,如果“十二五”期间完不成“减碳”目标,企业会面临一系列后续政府惩罚,这让“减碳”政策的成本约束成为“硬”约束。

业创新的促进作用趋于减弱。在适度“减碳”政策强度下,创新促进效应的正向影响将超过成本增加效应的负向影响,表现为“减碳”政策有利于企业出口增加;当“减碳”政策强度趋于增强后,成本增加效应的负向影响将超过创新促进效应的正向影响,“减碳”政策抑制企业出口增加。据此,本文提出:

H2:适度的“减碳”政策强度下,“减碳”政策会促进企业出口;较高的政策强度下,则会抑制企业出口。即随着“减碳”政策强度从低到高,“减碳”政策对企业出口的影响呈现“先升后降”的倒“U”形关系。

企业从研发创新投入到形成创新收益,是一个逐步积累和释放的过程。因此,随着时间推移,研发创新投入积累产生的创新收益会逐步增强,使得创新促进效应对单位成本产生负向(对出口产生正向)影响的政策强度区间扩大,且影响程度上升。据此,本文提出:

H3:随时间推移,“减碳”政策的创新促进效应逐步增强,对出口产生正向影响的适度政策强度区间逐步扩大,且正向影响的程度逐步上升。

三、政策背景、实证模型与数据变量

1. 政策背景介绍

根据《中华人民共和国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》和《“十二五”节能减排综合性工作方案》的指导,国务院会同国家发展和改革委员会、教育部、工业和信息化部、财政部、住房和城乡建设部、交通运输部、商务部、国务院国有资产监督管理委员会、国家质量监督检验检疫总局、国家统计局、中国银行业监督管理委员会、国家能源局等共同制定了《万家企业节能低碳行动实施方案》(发改环资〔2011〕2873号)。该政策要求选取出 2010 年综合能源消费量 1 万吨标准煤以上(以及有关部门指定的年综合能源消费量 5000 吨标准煤以上)的重点用能单位(以工业企业为主,工业企业选取标准是 1 万吨以上标准煤),全国共有 17000 家左右,故称为“万家企业”。据测算,2010 年“万家企业”能源消费量占全国能源消费总量的 60%以上。因此,抓好“万家企业节能低碳”方案的实施,是实现“十二五”单位 GDP 能耗降低 16%、单位 GDP 二氧化碳排放降低 17%约束性指标的重要支撑和保证。该政策要求各地区节能主管部门,把“十二五”期间本地区“万家企业”节能目标规模分解为每个“万家企业”的节能目标,上报国家发展和改革委员会备案考核。为保持“减碳”政策的连续性,原则上“十二五”期间不对“万家企业”名单作大的调整。政策实施周期是整个“十二五”时期,政策的稳定性为科学评估政策产生的各种影响提供了制度保障。国务院要求将万家企业节能目标完成情况和节能措施落实情况纳入省级政府节能目标责任考核评价体系。每年汇总并公布各地区万家企业节能目标考核结果,主要公告各省、自治区、直辖市万家企业节能目标考核总体情况,中央企业节能目标完成情况、未完成年度节能目标的企业名单,并将考核结果抄送国务院国有资产监督管理委员会等有关部门。上述措施也确保了“减碳”政策对企业使用能源决策产生了硬性的约束。

2. 实证模型

科学评估“减碳”政策对企业出口的影响并不是一件容易的事情,原因在于企业是否受到“减碳”政策影响是一个非随机事件。本文拟用广义倾向得分匹配模型(GPSM)来进行“反事实”分析,克服依可测变量的选择性偏误。传统的倾向得分匹配模型(PSM)只能检验 0—1 型处理变量的处理效应,不能识别“减碳”政策强度的大小引起的企业出口行为的差异。与传统 PSM 相比,GPSM 能够对处理变量是多元变量或者连续型变量的处理效应进行评估(Imbens,2000;Hirano and Imbens,2004),适用于本文对“减碳”政策强度的异质性处理效应的评估。

GPSM 的基本原理如下:对于一组随机样本,以下标 i 表示不同的个体($i=1, \dots, N$),假定个体 i

针对处理变量 t 的不同取值 ($t \in D$) 存在一组对应的潜在的产出水平 $Y_i(t)$, 称为个体的“剂量反应”函数 (Unit-level Dose-response Function); “平均剂量反应”函数 (Average Dose-response Function) 表示为 $\mu(t) = E[Y_i(t)]$; 自变量不同取值所对应的函数值差异, 可以解释为处理强度变化所带来的因果效应 (方便起见下文省略下标 i)。GPSM 要求条件独立性假设成立:

$$Y(t) \perp T | X, \forall t \in D \quad (1)$$

(1) 式控制协变量 X 后, 能够有效剔除处理强度的选择性偏误以及由此产生的内生问题。多元协变量 X 的选择要求, 既影响处理强度 T 又影响产出水平 Y 。根据协变量 X 估算出处理强度的广义倾向得分 R , 需要给出处理变量的条件概率密度 r (Hirano and Imbens, 2004):

$$r(t, x) = f_{T|X}(t|x), R = r(T, X) \quad (2)$$

GPSM 匹配的效果还取决于平衡条件 (Balancing Property) 是否满足, 即控制 $r(T, X)$ 一致时, 事件 $\{T=t\}$ 与协变量 X 独立。满足平衡条件, 可以保证得分值 R 一致时, 处理强度与潜在产出结果独立, 克服选择性偏误。

参照 Hirano and Imbens (2004), 本文分三步完成 GPSM 评估: 首先, 根据协变量 X 估算处理强度的条件概率密度。本文采用“万家企业”在“十二五”期间的“减碳”目标除以基期的工业总产值来定义“减碳”政策强度, 该变量的取值基本落在 $[0, 1]$ 区间。由于存在一定量的 0 值^①, 不满足正态分布假定。为此, 本文采用 Barbara and Marco (2014) 提出采用 Fractional Logit 模型修正密度函数进行估计^②, 即:

$$E(T_i | X_i) = F(X_i \beta) = \frac{\exp(X_i \beta)}{1 + \exp(X_i \beta)}, \hat{R}_i = [F(X_i \beta)]^{T_i} \cdot [1 - F(X_i \beta)]^{1-T_i} \quad (3)$$

其中, T_i 表示有偏的政策强度。针对超过 1 的取值, 采用“缩尾”处理保证取值符合 Fractional Logit 模型的要求。

其次, 根据处理强度 T 和得分值 R 构造产出变量 Y 的条件期望模型^③, 即:

$$E(Y_i | T_i, \hat{R}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 T_i^2 + \alpha_3 T_i^3 + \alpha_4 \hat{R}_i + \alpha_5 \hat{R}_i^2 + \alpha_6 \hat{R}_i^3 + \alpha_7 T_i \hat{R}_i \quad (4)$$

最后, 在 (4) 式的基础上, 将处理强度值 T 替换为处理变量 t , 将得分值 R 替换为得分值估计函数 $r(t, X)$, 可以得到“平均剂量反应”函数 $\mu(t)$ 和处理效应 (Treatment Effect, TE)^④ 的估计结果:

$$\mu(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{ \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 t + \hat{\alpha}_2 t^2 + \hat{\alpha}_3 t^3 + \hat{\alpha}_4 \hat{r}(t, X_i) + \hat{\alpha}_5 \hat{r}(t, X_i)^2 + \hat{\alpha}_6 \hat{r}(t, X_i)^3 + \hat{\alpha}_7 t \cdot \hat{r}(t, X_i) \} \quad (5)$$

$$TE(t) = \mu(t) - \mu(0), t = 0.01, 0.02, \dots, 0.99, 1 \quad (6)$$

3. 数据介绍与处理

本文使用的数据由两部分数据构成: 第一部分是 2010—2013 年中国工业企业数据库, 该数据

① 2011 年制造业企业中进入到“万家企业”名录的只有 9469 家, 这些企业处理强度的数值为正, 其余企业的处理变量取值均为 0。与正态分布假定相左, 无法直接使用 Hirano and Imbens (2004) 的方法进行处理。

② 根据 Papke and Wooldridge (1996), 采用广义线性模型, 最大化伯努利对数似然函数进行估算。

③ Hirano and Imbens (2004) 指出具体的函数形式灵活多变, 一般不超过三阶多项式。本文选择三阶多项式拟合更为稳健, 能够覆盖一阶或者二阶多项式的结果。本文尝试其他形式的拟合函数, 不改变本文研究结论。

④ 估算函数 $\mu(t)$ 时需要设定 $[0, 1]$ 区间上的具体取值, 设定的步长是 0.01, 即选择 $t = 0, 0.01, 0.02, \dots, 0.99, 1.00$ 共 101 个处理强度值。TE(t) 可以视为任意的“减碳”政策强度下企业出口规模与不受“减碳”政策影响企业出口规模的差异。

库的统计口径在 2011 年出现变化,2011 年之前调查对象是全部国有企业和 500 万元及以上的非国有企业;2011 年之后调查的对象是全部国有企业和 2000 万及以上的非国有企业。因此,从 2010—2011 年,会有一些企业样本因为统计口径的变化而不在工业企业数据库中。就所掌握的工业企业数据看,2010—2013 年的数据库中分别包含的企业样本数为 348536 家、303392 家、311557 家和 345101 家。第二部分是国家发展和改革委员会公布的“万家企业节能低碳行动”企业名单及节能目标。《万家企业节能低碳行动实施方案》中的工业企业均满足基期(2010 年)综合能源消费量 1 万吨标准煤及以上,2011 年全国共有 16076 家纳入“万家企业节能低碳行动”。考虑到“减碳”政策颁布和生效时间是 2011 年,即“十二五”规划的起始年,但“万家企业”经各地节能主管部门统计和上报的时间早于 2011 年。有可能政策起始年(2011 年)“万家企业”已经做出反应,企业核心变量不宜作为匹配变量来削弱选择性偏误。据此,下文的实证分析均以 2010 年企业的关键特征作为 GPSM 的匹配变量,稳健性检验中补充报告以 2011 年为基期的实证结果。

通过对两部分数据进行匹配,有几点需要进一步说明:①尽管“万家企业”名录在“十二五”期间保持稳定,但在 2011 年以后仍有增加。本文剔除了 2012 和 2013 年进入到“万家企业”名录的企业,以保证在基期控制组中的企业不会在(以后期)处理组中出现。②将 2011 年公布的“万家企业”名录匹配到 2010 年工业企业数据库后,因为统计口径的变化会产生样本损失,约损失 16%的“万家企业”。③重点选择工业企业中的制造业企业作为研究对象(即二分位代码为 13—43 的企业样本)。最终成功匹配的“万家企业”为 7880 家。经过上述处理后,本文进一步保留 2010—2013 年持续经营的企业样本^①,并保留企业基期(2010 年)的核心变量和以后期的出口信息。按照以下步骤对企业样本进行清理:①企业各期的出口信息不能缺失^②,否则删除;②企业创建时间必须有效(创建年份小于 2010,创建月份介于 1 和 12 之间),否则删除;③企业工业总产值不能为负值或者缺失,否则删除;④企业的雇佣规模不能小于 5 人,否则删除;⑤企业的关键财务指标(如总资产、固定资产、流动负债等)不能为负值或者缺失,否则删除;⑥企业的研发数据和补贴数据不能为负值或者缺失,否则删除;⑦企业的销售额不能低于 500 万元,否则删除。

4. 变量的界定与估算

(1)核心变量。“减碳”政策强度。对于企业而言能耗规模与产出规模密切相关,给定其他条件不变产出越高能耗越大。同样的“节能减碳”目标,对于生产规模不同的企业代表了不同的“减碳”政策强度(Fischer and Schot,1993)。据此,本文将“万家企业”在“十二五”期间的“节能减碳”目标规模除以基期的生产规模作为“减碳”政策强度的度量。

企业出口规模。“减碳”政策的实施周期是整个“十二五”时期,但是目前掌握的数据只覆盖到“十二五”的前三年。因此,在界定企业出口规模时有两点考虑:①出口可能会受到国际经济环境的影响,出现周期波动特征。本文以企业三年出口规模的平均值(取自然对数值)作为结果变量以平滑经济周期的影响。②为检验假说 3,在拓展分析中尝试分析政策实施“1 年后”、“2 年后”和“3 年后”三种情形(分别对企业 2011 年、2012 年和 2013 年的出口规模^③),评估“减碳”政策对企业出口的影响是否会逐步释放。

① 拓展分析政策滞后影响时,分别保留 2010—2011 年、2010—2012 年、2010—2013 年都在数据集中的企业样本,避免样本损失过大。

② 数据库中企业出口信息存在着较多的缺失值,无法认定企业没有出口,故只能删除。

③ 由于出口有很多 0 值,取自然对数值时,使用公式 $\ln(1+\text{出口值})$ 。控制变量中,遇到有 0 值且需取自然对数的,也均进行了同样的处理。

(2)协变量。GPSM 计量方法的关键在于选择合适的协变量保证(4)式成立。综合既有文献和企业数据的特征,本文选取的协变量如下:①总产值。该变量准确度量了企业生产规模且直接可以从企业数据中获得,取自然对数以剔除量纲和异常值影响。②人均资本。企业的资本密度可能会同时影响企业的出口和能耗,用企业固定资产年末净值余额除以就业人数后取自然对数进行估算。③全要素生产率(TFP)。给定生产规模不变,企业的全要素生产率高,既有助于减少要素投入从而减少能耗,也有助于企业出口。利用 OP 方法估算企业的全要素生产率^①。④研发投入。用基期的研发投入区分企业的创新行为,创新除了会同时影响能耗和出口外,还是“减碳”政策影响企业出口的重要传导机制之一。根据基期企业研发费用界定的 0—1 型变量。⑤补贴收入。企业补贴收入取自然对数进行估算。一方面,补贴作为企业额外的收入来源,能够抵消“减碳”政策产生的成本,削弱“减碳”政策的负面影响;另一方面,补贴规模也反映了“政企关系”,对企业受到的“减碳”政策强度产生影响。⑥财务状况。由企业的总负债比上总资产进行估算,即资产负债率。⑦基期企业出口特征。根据基期出口交货值界定的 0—1 型变量。企业出口具有较强的惯性,基期出口也反映出企业的生产规模和能耗规模。此外,本文还进一步控制了企业的年龄、产权特征、行业特征(四分位代码行业哑变量)、所属省份(省份哑变量)等。

由表 1 可知,受到“减碳”政策影响的“万家企业”的平均出口规模明显高于非“万家企业”,而且分布向右偏。但这并不一定是“减碳”政策产生的结果,可能是“自选择效应”导致“万家企业”组中的企业在出口等特征上比非“万家企业”有更好的表现。通过比较基期“万家企业”和非“万家企业”的特征可以清晰地发现这一点。除了产权特征外,“万家企业”的特征变量均高于非“万家企业”,本文预期可以通过 GPSM 的方法削弱“自选择”偏误,评估出“减碳”政策强度对企业出口规模的异质性因果效应。

四、实证结果及分析

1. “减碳”政策强度的 Fractional Logit 回归

基于 Fractional Logit 模型估计“减碳”政策强度的分布,估计方法如(3)式所示,估计结果见表 2。按照控制变量中有无基期产出规模,表 2 中报告了两种回归结果,通过比较可以发现:①基期总产值对企业在“十二五”期间受到的“减碳”政策强度有显著的正向影响。注意到“减碳”政策强度已由产出规模进行标准化,仍然得到总产值对政策强度的正向影响,足以证明产出规模对能耗的决定作用。②在控制了总产值的影响后,全要素生产率、财务状况、出口、研发等对能耗规模的影响,进而对“减碳”目标规模和“减碳”政策强度的影响才显现出来,更加说明控制企业生产规模的重要性。

根据表 2 第(2)列的结果,人均资本对“减碳”政策强度的影响显著地为正,可能因为资本密度越高企业的能耗越高,从而“减碳”政策强度越高。全要素生产率对“减碳”政策强度的影响显著为负,因为产出规模一定的情况下,企业全要素生产率越高则投入越少,相应地能耗越低,“减碳”政策强度越弱。财务状况对“减碳”政策强度的影响也为负,因为负债比重过高不利于企业拓展业务,从而降低产出和能耗规模。结合包群等(2014)的结论,资产负债率高,除了削弱产出规模或者能耗规模外,还会抑制出口的概率和规模。创新研发对“减碳”政策强度影响为负,说明研发能够通过提高能源使用效率来降低产出中蕴含的能耗规模。出口对企业能耗的影响可能存在多种机制,如出口产品结构、出口与创新研发交互作用等,因此影响的方向难以判断,基于数据得到的结论存在负向影

^① 具体估算过程请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	“万家企业”组				非“万家企业”组			
	均值	标准差	25 th	75 th	均值	标准差	25 th	75 th
“减碳”强度	0.0308	0.0839	0.0022	0.0248				
出口规模	7.6502	5.8201	0.0000	12.4848	4.8611	5.1409	0.0000	10.3235
总产值	13.5515	1.7019	12.4679	14.6391	11.1704	1.3343	10.3371	11.9859
人均资本	4.6778	1.5065	3.5947	5.6391	3.2809	1.4086	2.2945	4.0773
全要素生产率	7.9913	1.2893	7.1350	8.7796	6.3318	1.1087	5.5879	7.0245
财务状况	0.9150	0.6336	0.5430	0.9245	0.8439	0.6028	0.4854	0.9277
企业年龄	11.7005	13.4889	3.0000	13.0000	7.1545	7.9446	3.0000	9.0000
出口	0.6045	0.4890	0.0000	1.0000	0.4276	0.4947	0.0000	1.0000
研发	0.3853	0.4867	0.0000	1.0000	0.1713	0.3768	0.0000	0.0000
补贴	2.7346	3.7409	0.0000	6.4785	0.8685	2.1133	0.0000	0.0000
内资企业	0.3133	0.4639	0.0000	1.0000	0.4931	0.4999	0.0000	1.0000

响。补贴能够刺激企业扩展产品范围和规模,从而促使能耗上升。

2. GPSM 的平衡条件检验

在估计“减碳”政策强度分布的基础上,计算倾向得分值并进行匹配。匹配是否成功需要满足平衡条件。平衡条件的检验除了要求选择合适的协变量外,还要求对样本进行合适的匹配分组和分段。由于“减碳”政策强度在 $[0,1]$ 区间上非常偏向 0 值一端,本文尝试在处理强度取值较小的部分进行细分,在取值较大的部分粗分,选取处理强度为 0.031、0.068、0.124 和 0.440 作为临界值,将企业样本按照处理强度值区分为 5 组;每一组内部又按照倾向得分值平均分为 4 段,最终匹配方式如表 3 所示。

表 3 中的第(2)列是未经 GPSM 匹配调整时“万家企业”和非“万家企业”在主要协变量上的统计差异。除了描述产权特征的“内资企业”变量外,“万家企业”在其他协变量上的平均值均显著大于非“万家企业”,描述显著性的 t 值最小为 6.44,最大超过了 90。第(3)列至第(7)列分别报告了每个处理强度分组中,在经过 GPSM 匹配选出参照对象后,两类企业在关键控制变量上的统计差异。5 组处理强度分组共 45 个控制变量的检验中,只有(0.068,0.124]组中企业年龄变量和(0.124,0.440]组中人均资本变量在 10%的水平上有差异外,其余变量经过 GPSM 匹配后在不同组别之间均无显著区别。

3. “减碳”政策强度对企业出口规模的处理效应

在图 1 中通过 GPSM 匹配方法得到的“减碳”政策强度和企业出口规模之间的关系,图 1(a)报告的是平均“剂量反应”函数图,图 1(b)报告的是不同规制强度对企业出口规模的影响(即处理效应)。图 1(a)中,“减碳”政策强度与出口规模之间呈现出明显的“N”形关系,即随着“减碳”政策强度从无到有、从低到高,出口规模“先上升—后下降—再上升”。值得注意的是,在政策强度超过 0.60 之后,“减碳”政策对出口规模影响的统计显著性难以得到保证。如图 1(a)所示,平均“剂量反应”函数的上下 95%的置信区间会膨胀。这主要是由较高“减碳”政策强度下“万家企业”样本较少(只有

表 2 “减碳”政策强度的 Fractional Logit 回归结果		
因变量：“减碳”强度	(1)	(2)
总产值		0.4810** (2.56)
人均资本	0.6332*** (6.00)	0.5365*** (4.82)
全要素生产率	0.0269 (0.23)	-0.4311** (-2.15)
财务状况	0.0210 (0.11)	-0.3363** (-1.99)
企业年龄	0.0095 (0.77)	0.0058 (0.47)
出口	-0.4210 (-1.44)	-0.5384* (-1.82)
研发	-0.1808 (-0.51)	-0.2430* (-1.78)
补贴	0.0830* (1.95)	0.0715* (1.69)
内资企业	0.1742 (0.66)	0.2276 (0.86)
常数项	-11.7726*** (-5.60)	-14.1959*** (-6.09)
AIC	0.0160	0.0159
行业固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
观测值	53976	53976
对数似然函数值	-367.0610	-364.0842

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%显著的水平，括号中为 Z 值。

12 家),导致实证结论不具有统计上的显著性。因此,“减碳”政策强度与出口规模可以视为存在倒“U”形关系。

进一步地,通过计算不同“减碳”政策强度下企业出口规模与 0 强度下出口规模的差异,报告“减碳”政策强度对出口规模的处理效应如图 1(b)所示:政策强度在(0,0.310]区间时,“减碳”政策对企业出口规模有正向的影响;政策强度在(0.310,0.600]区间时,“减碳”政策对企业出口规模的影响为负。根据理论分析可知,“减碳”政策对于企业出口有两种影响机制:①直接增加企业的成本负担,降低了出口竞争力,削弱企业出口规模;②完成“减碳”目标的激励(包括企业将从资本市场和政府获得到的利益)刺激企业进行生产的优化和创新,“倒逼”企业效率提升,扩大出口规模。在适度的“减碳”政策强度下,间接的正向影响将超过直接的负向影响,“减碳”政策强度的处理效应为正;当“减碳”政策强度趋于增强超过 0.31 后,负向影响将超过正向影响,处理效应也随之转负。处理效应的最大值对应的“减碳”政策强度为 0.15,当政策强度位于(0,0.150]区间时,处理效应不断上升,说

表 3 广义倾向得分匹配 (GPSM) 的平衡条件检验

平衡条件检验	未经调整	“减碳”强度的区间分割				
		[0, 0.031]	(0.031, 0.068]	(0.068, 0.124]	(0.124, 0.440]	(0.440, 1]
总产值	2.3810*** (96.31)	0.3181 (1.43)	-0.4092 (-1.49)	0.0102 (0.06)	0.4542 (1.47)	0.7903 (1.62)
人均资本	1.3968*** (54.17)	-0.1990 (-1.28)	-0.2459 (-1.59)	-0.2011 (-1.31)	-0.7671* (-1.95)	-0.2201 (-0.90)
全要素生产率	1.6595*** (75.45)	0.5201 (1.60)	-0.3001 (-1.19)	-0.2108 (-1.41)	-0.0182 (-0.10)	0.2468 (0.60)
财务状况	0.0710*** (6.44)	0.0632 (1.64)	-0.0532 (-1.56)	-0.0011 (-0.02)	0.0551 (0.92)	0.0518 (0.78)
企业年龄	4.5459*** (29.98)	-0.5870 (-0.39)	-0.6628 (-0.84)	-2.1470* (-1.71)	2.4621 (1.63)	2.7850 (0.81)
出口	0.1769*** (19.62)	-0.0522 (-0.60)	0.0751 (1.67)	0.0417 (1.40)	0.0901 (1.42)	0.0981 (1.07)
研发	0.2139*** (30.62)	-0.0530 (-0.70)	0.0001 (0.01)	0.0138 (0.94)	0.0821 (1.02)	0.1830 (1.16)
补贴	1.8660*** (43.85)	0.3480 (0.90)	-0.0628 (-0.30)	-0.9519 (-0.98)	-0.2720 (-0.65)	0.0992 (0.10)
内资企业	-0.1798*** (-19.79)	0.0461 (0.54)	-0.0671 (-1.50)	0.0702 (0.98)	0.0611 (0.72)	-0.1158 (-0.60)

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 显著的水平,括号内为 t 值。

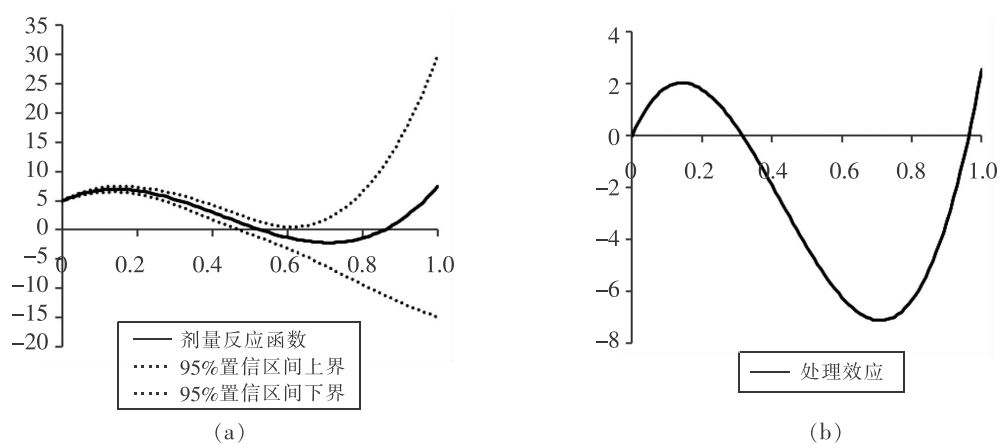


图 1 “减碳”政策强度与出口规模

明政策产生的创新促进效应不仅超过了成本增加效应,而且差距不断拉大;当政策强度位于(0.150, 0.600]区间时,处理效应不断下降,说明政策的正向影响与负向影响的差距不断缩小,直至正向影响小于负向影响。图 1 验证了假说 2 成立。

4. 影响机制检验

上文分析指出,“减碳”政策对企业出口产生影响有两条路径:创新效应路径的影响为正,成本效应路径的影响为负,因此,净效应的符号未定。GPSM 的结论揭示了对净效应符号的判定:适度政策强度下,创新效应超越成本效应,净效应为正;政策强度较高时,则相反。但是,GPSM 模型呈现出的倒“U”形关系是不是如理论分析所释,是两种效应综合作用的结果依赖于对其中机制进行检验^①。由于无法获得因“减碳”政策产生的成本变动数据,无法对成本效应的路径进行直接检验。本文采用中介效应模型完成对创新效应的直接识别,并对成本效应进行间接识别。企业创新的度量存在多种方式,既可以用企业研发投入度量,也可用全要素生产率、专利数和新产品产值等。与本文提出的创新传导机制最为接近的是全要素生产率指标,作为创新的结果,全要素生产率直接作用于企业的出口竞争力。为了保证结论的稳健,还采用研发投入和专利数两类度量指标^②。本文构造的中介效应模型如方程组(7)所示:

$$\begin{cases} Export_{it} = c \cdot Treat_{it} + Controls_{it} + \mu_{it} \\ Innovation_{it} = a \cdot Treat_{it} + Controls_{it} + \varepsilon_{it} \\ Export_{it} = c' \cdot Treat_{it} + b \cdot Innovation_{it} + Controls_{it} + \nu_{it} \end{cases} \quad (7)$$

(7)式中, $Export_{it}$ 表示企业出口规模,以2011—2013年平均出口规模的对数值度量; $Treat_{it}$ 表示企业基期(2010年)受到的“减碳”政策强度; $Innovation_{it}$ 表示企业在2011—2013年的创新水平,考虑使用全要素生产率、研发投入和专利数三种度量指标; $Controls_{it}$ 为一组控制变量,与GPSM模型中的协变量一致。方程组(7)中:系数 c 捕捉“减碳”政策对出口的净效应;系数 a 捕捉“减碳”政策对创新影响;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“减碳”政策对出口的创新效应;系数 c' 为剔除创新效应后,“减碳”政策对出口的剩余效应,用来识别成本效应。完成本文机制检验需要满足的计量识别策略如下:①适度政策强度下(即规制强度属于(0,0.310]区间),系数 $c>0$,检验净效应为正;系数 $a>0$ 、 $b>0$ 且 $ab>0$,检验创新效应为正;系数 $c'<0$,检验成本效应为负,且创新效应超越成本效应。②高政策强度下(即规制强度属于(0.310,0.600]区间),系数 $c<0$,检验净效应为负;系数 $a>0$ 、 $b>0$ 且 $ab>0$,检验创新效应为正;系数 $c'<0$ 且 $|c'|>|c|$,检验成本效应为负,且成本效应超越创新效应。表4分别以全要素生产率、研发投入和专利数三种创新度量指标报告了实证结果,对应Case1、Case2和Case3。

以全要素生产率度量创新的实证结果为例(即Case1):①在适度的政策强度下,“减碳”政策对企业出口的净效应为正(回归系数 c 为1.0514,在5%的水平下显著),同时对创新有显著地促进作用(系数 a 为3.4402,在1%的水平下显著),通过创新对出口具有正向促进作用(系数 b 为0.2802,在1%的水平下显著);中介效应为0.9643,也在1%水平下显著;剔除创新效应后,分离出的成本效应为-2.5906,在1%水平下显著,与理论预期一致。②在较高的政策强度下,“减碳”政策对企业出口的净效应为负(回归系数 c 为-3.8490,在5%的水平下显著),仍然能够捕捉到对企业创新的正向促进(系数 a 为0.6710,在5%的水平下显著),并且经过创新对出口有正向传导作用(系数 b 为0.2643,在1%的水平下显著);中介效应为0.1711,在5%的水平下显著;剔除创新促进效应后,成本效应

① 感谢匿名审稿人指出这一点。

② 中国工业企业数据库中,2011—2013年没有报告企业新产品产值数据,故无法使用该变量。专利数据与中国工业企业数据库匹配后样本的缺失较多,会导致中介效应模型的回归结果显著性较差,仍然在表4中报告结果。

表 4 中介效应模型的估计结果

	全样本			“减碳”政策强度较低			“减碳”政策强度较高		
Case1	出口	创新	出口	出口	创新	出口	出口	创新	出口
减碳政策	-2.7378** (-2.36)	2.0869*** (10.28)	-3.3408*** (-2.89)	1.0514** (2.23)	3.4402*** (12.24)	-2.5906*** (-2.86)	-3.8490** (-2.12)	0.6710** (2.38)	-4.0182*** (-3.32)
创新			0.2937*** (11.43)			0.2802*** (11.47)			0.2643*** (9.40)
中介效应	0.6129*** (7.41)			0.9643*** (8.37)			0.1711** (2.31)		
Case2	出口	创新	出口	出口	创新	出口	出口	创新	出口
减碳政策	-2.1690* (-1.96)	0.7714** (2.50)	-2.6805* (-1.88)	0.4610 (0.63)	1.5103*** (3.51)	-2.6605** (-1.99)	-2.8290** (-1.99)	-0.0501 (-0.12)	-2.7584* (-1.95)
创新			0.1091*** (7.27)			0.1101*** (7.26)			0.0802*** (4.85)
中介效应	0.0841** (2.36)			0.1663*** (3.16)			-0.0041 (-0.12)		
Case3	出口	创新	出口	出口	创新	出口	出口	创新	出口
减碳政策	-0.6880 (-0.89)	2.9413 (0.20)	-0.6601 (-0.88)	0.8091 (1.50)	6.2201* (1.73)	-0.7003 (1.46)	-1.2492** (-2.05)	1.5228 (0.16)	-1.2746** (-2.25)
创新			0.0101*** (2.93)			0.0180*** (4.09)			0.0097*** (2.63)
中介效应	0.0297 (0.19)			0.1119** (1.99)			0.0147 (0.16)		

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%显著的水平,括号内为t值。中介效应对应模型中ab乘积的判定,中介效应系数括号内为Z值。

为-4.0182,在1%的水平下显著,且与净效应相比,成本效应的负向影响更大。对两类规制强度下实证结果的横向比较还可以发现,适度强度下政策对企业创新的影响(系数 a)更大、更显著,而对企业出口产生的中介效应也大约是高强度情形下的5.60倍。③全样本的回归结果中,依然能够捕捉到正向的创新促进效应和负向的成本效应,影响水平居于高、低强度分组结果之间。值得注意的是,全样本的成本效应高于创新效应,净效应为负。因此,全要素生产率度量创新的情形下,中介效应模型的实证结果能够充分的检验本文提出的“减碳”政策对企业出口的影响机制,即假说1成立。Case2和Case3分别提供了研发投入和专利数量度量创新情形下检验影响机制的稳健性证据。

5. 处理效应随时间变化的检验

考虑到政策对企业出口的成本增加效应可能很快发生,而创新促进效应的释放则需要更长时间。接下来按照2011、2012和2013年企业的出口规模分别进行实证检验,检验两个问题:①分政策实施“1年后”、“2年后”和“3年后”三种情况评估“减碳”政策对出口的影响,判断处理效应的研究结论随时间是否仍然稳健;②通过比较三种情形的研究结论,判断政策对企业出口的影响(即创新研发的促进效应)是否随时间逐步释放(即假说3)。

图2展示的实证结果可知:①“减碳”政策发生“1年后”、“2年后”和“3年后”,政策强度对企业

出口规模的影响均呈“N”或倒“U”形的对应关系。可以判断前文的基本分析结论随时间推移仍然是稳健的。②随着时间推移,对出口规模有正向影响的“减碳”政策强度区间在逐步扩大,其中,“1年后”的正向影响区间为(0,0.330],“2年后”的正向影响区间为(0,0.360],“3年后”的正向影响区间(0,0.420];相应地,对出口规模有负向影响的区间也随时间则在不断缩小。说明随时间推移,“减碳”政策对企业出口促进效应不断释放,超越负向影响的强度区间才能够不断扩张。③“3年后”的处理效应曲线落在“2年后”的上方,“2年后”的处理效应曲线落在“1年后”的上方。这说明随时间推移,“减碳”政策对企业出口正向效应会逐步显现和释放出来,验证了假说3成立。

五、稳健性检验与拓展分析

1. 以 2011 年为基期的实证结果

前述的实证分析均以 2010 年为基期对企业的关键特征进行 GPSM 匹配,主要是担心政策颁布年企业可能已经做出反应。下文报告以 2011 年为基期的评估结果。分析同样按照三种方式展开,首先选取 2012—2013 年企业出口规模的平均值作为因变量;其次选取 2012 年的出口规模作为因变量;最后选取 2013 年的出口规模作为因变量,实证结果如图 3 所示。需要说明的是,三种情形的实证结论中,当处理强度超出 0.40 时,统计的显著性均完全得不到保证,因此,图 3 主要报告政策强度在[0,0.400]区间的实证结果。显然,处理效应满足“N”形曲线的基本结论依然是稳健的;且“2年后”相对于“1年后”正处理效应的区间更大,处理效应的水平也更高,这与 2010 年为基期的情形也是一致的。

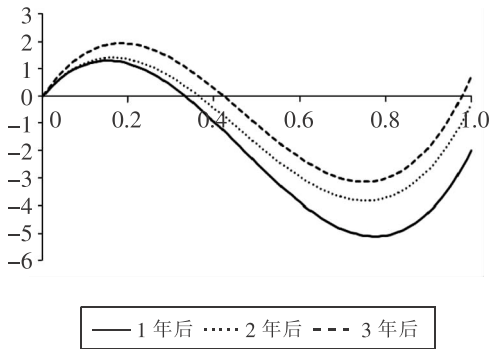


图 2 处理效应随时间变动

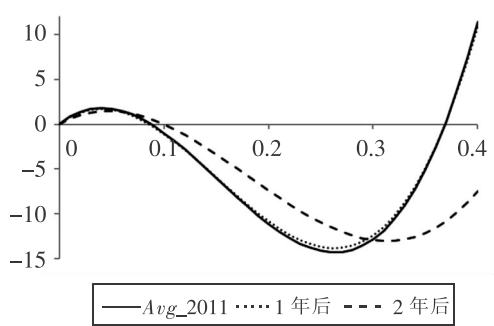


图 3 以 2011 年为基期的处理效应^①

2. 基于断点回归的稳健性检验

GPSM 能解决的是依可观测变量的偏误,但不能解决依不可测变量的偏误和其他缺失变量偏误。断点回归可以较为有效地应对三种偏误。根据“减碳”政策具体的实施办法,“1 万吨标准煤”是识别工业企业是否受到“减碳”政策影响的一个清晰的断点。这为使用断点回归进行稳健性检验提供了可能。基期的能耗规模数据是断点回归使用的前提,目前并未公布全国范围的工业企业碳消耗规模数据。幸运的是,四川省在实施“减碳”政策时报告了部分企业和机构基期的用碳规模数据(覆盖

① 后续两年出口均值(Avg_2011)的处理效应曲线没有出现在“1年后”和“2年后”曲线之间,是因为分析时分别处理企业样本:“1年后”基于 2011 和 2012 年都在样本,“2年后”基于 2011 和 2013 年都在样本,“Avg_2011”基于 2011—2013 年都在样本。

了四川省的全部“万家企业”样本和部分“非万家企业”(但是用碳规模也比较大的企业样本)和是否进入“万家企业”名录的数据。本文利用四川省的数据进行清晰断点回归(Sharp Regression Discontinuity Design, SRDD)^①。清晰断点机制下,协变量的影响可以被抹平,同时本文在 SRDD 中增加协变量以保证实证结论的稳健性,协变量的选取与 GPSM 分析选取的协变量完全一致。

为了检验“减碳”政策强度对企业出口异质性的影响,SRDD 分析中仍然根据企业受到“减碳”政策影响的强度进行分组检验。采用“减碳”目标规模除以企业基期的总产值规模度量各“万家企业”受到的政策影响的强度。按照“节能减碳”企业受到的政策强度的 25 分位、50 分位和 75 分位,将这些“万家企业”按照政策强度从低到高分成四组,分别与全部非“万家企业”组成子样本,进行 SRDD 实证分析。具体结果见表 5,结论显示:①无论是基于三角核函数还是矩形核函数,在最优带宽或者 1/2 最优带宽情形下,适度的“减碳”政策能够显著、有效地促进企业出口规模地提升;②当带宽调整到 2 倍最优带宽时,无法判断强度适度的“减碳”政策是否会影响企业出口规模,因为带宽较大时进行局部 Wald 估计包含了更多的样本数目,降低了正确识别政策处理效应的可能性;③当政策强度较强或者很强时,无论核函数的形式和带宽的取值如何,“减碳”政策均对企业出口规模呈现出稳健的负向影响。实证结果进一步证明:当政策强度较小时,政策的创新促进效应对企业出口规模产生的正效应会超过成本增加效应产生的负效应,对出口规模的总体影响为正;当政策强度较大时,则创新促进的正效应很难超越成本增加的负效应,对出口规模的总体影响为负。SRDD 的分析结果为假说提供了稳健性的证据。

表 5 “减碳”政策强度与 SRDD 实证结果

		<25 th	25 th —50 th	50 th —75 th	>75 th
三角核	局部 Wald50	64.4901*** (11.36)	-18.9440*** (-6.39)	-16.8807*** (-8.18)	-15.9590*** (-7.89)
	局部 Wald100	8.5329* (1.82)	-14.2287*** (-6.45)	-28.4860*** (-3.76)	-15.4570*** (-4.08)
	局部 Wald200	-5.7801 (-0.90)	-13.1910*** (-3.53)	-10.1903** (-1.98)	-14.7709*** (-3.60)
矩形核	局部 Wald50	56.4703*** (8.06)	-18.6780*** (-4.79)	-11.5575*** (-2.77)	-9.4381** (-2.00)
	局部 Wald100	45.8901*** (4.70)	-18.4871*** (-6.39)	-10.1801** (-2.31)	-10.6773*** (-2.67)
	局部 Wald200	-6.4401 (-1.05)	-14.4902*** (-3.10)	-11.7220** (-2.16)	-13.6805*** (-2.99)

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%显著的水平,括号内为 Z 值;50、100 和 200 分别表示 1/2 最优带宽、最优带宽和 2 倍最优带宽下的 SRDD 结果;这里报告的均是控制协变量的 SRDD 结果。

3. 拓展分析

为了检验本文的研究结论在各类子样本中是否仍然稳健,或者是否出现新的研究结论,本文还按照产权(区分为国有、民营与外资企业样本)、行业(高污染行业样本和清洁行业样本)和地区(东部地区样本和中西部地区样本)三个维度,将总样本划分为不同子样本进行检验。所有的分样本检

① 断点回归的相关机制和检验请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

验中,均以 2010 年为基期、企业三年出口规模的平均值为产出变量进行 GPSM 检验。在所有分样本检验中,上述结论依然保持稳健^①。本文的研究结果表明,实施适度的环境管制政策并不会损害中国企业的出口竞争力,能实现提高环境质量和出口增长的“双赢”。

六、基本结论与政策启示

本文利用 2011 年中国政府颁布的《万家企业节能低碳行动实施方案》,采用广义倾向匹配得分法研究了“减碳”政策对中国制造业企业出口的影响。研究发现,“减碳”政策对企业出口具有直接的成本增加效应和间接的创新促进效应,“减碳”政策对企业出口规模影响的实际效果取决于两种效应的叠加。基于微观数据的实证检验发现:①适度政策强度下,创新促进效应能够覆盖成本增加效应,实现“减碳”政策促进企业出口规模扩张的理想效果;②较高政策强度下,成本增加效应占据主导,“减碳”政策会产生抑制企业出口的副作用;③企业研发创新能力是企业将“减碳”政策压力转化为出口竞争力的关键因素;④创新促进效应的释放需要时间,随时间推移“减碳”政策对企业出口具有正向影响的强度区间逐步扩大,且正处理效应稳步提升。不同实证方法和不同样本分类下,实证结论均保持稳健。本文的研究结论,在一定程度上调和了既有关于“环境与贸易”研究文献中的分歧,从环境规制强度的角度提出了一种新的理解。将环境政策对一国经济发展的影响统一到环境政策的强度上,某项政策具体表现为“促进”还是“抑制”效应可能主要取决于政策的强度。

本文的研究结论具有重要的政策启示:①中国政府在制定环境规制政策时可以进一步提高标准,包括“节能低碳”在内的环境规制政策未必会削弱中国企业的出口竞争力,关键在于把握好政策强度,实现经济发展与环境优化的“双赢”的目标。如何把握好环境政策的强度是政策成功实施的关键。在大数据、人工智能崛起的背景下,需要政策制定部门深入企业调研和评估,根据各个行业各个地区的具体特点制定差别化的政策,利用“试错”和“动态调整”的思路不断优化环境规制政策。②企业应对环境规制政策的压力时拥有相当的弹性,但是需要给予企业一定的反应和调整时间。政策制定者应该保持政策的持续性和连贯性,避免政策调整过于频繁而给企业造成不必要的高额成本。同时,“一刀切”的环境政策也许能够成为政府应对环境恶化的“猛药”,但是从实现经济发展和环境改善“双赢”的结果看,这可能不是最好的选择,应充分结合考虑不同地区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。③帮助企业克服环境政策的“阵痛”关键在于有效刺激和鼓励企业的研发创新投入。研发创新是企业应对环境政策的关键之一,“节能低碳”政策在实施过程中的相应配套政策应该围绕有效促进企业技术创新。换言之,平衡改善环境目标与经济发展目标的政策实施路径应该在于“堵”和“导”的有机结合。通过制定完善的环境规制政策,“堵”上企业发展的环境漏洞,辅之相应的金融财税等政策,积极“导”引企业创新研发投入,通过企业效率的提升摆脱环境规制政策带来的成本约束。无论是环境保护还是创新发展,最核心的个体必然是企业,帮助企业将“环境压力”有效转换为“创新动力”,是政府环境政策实施所要考虑的关键点。

〔参考文献〕

- [1]包群,叶宁华,邵敏. 出口学习、异质性匹配与企业生产率的动态变化[J]. 世界经济, 2014, (4):26-48.
- [2]傅京燕,赵春梅. 环境规制会影响污染密集型行业出口贸易吗?——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):47-59.
- [3]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.

① 拓展分析的具体结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

- [4]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.
- [5]李玉楠,李廷. 环境规制、要素禀赋与出口贸易的动态关系——基于我国污染密集产业的动态面板数据[J]. 国际经贸探索, 2012,(1):34-42.
- [6]林伯强,姚昕,刘希颖. 节能和碳排放约束下的中国能源结构战略调整[J]. 中国社会科学, 2010,(1):58-71.
- [7]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.
- [8]钱学锋,陆丽娟,黄云湖,陈勇兵. 中国的贸易条件真的持续恶化了吗?——基于种类变化的再估计[J]. 管理世界, 2010,(7):18-29.
- [9]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):9-80.
- [10]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.
- [11]赵丽萍,王瑶瑶. 中国居民直接生活能源消费碳排放时空特征分析[J]. 消费经济, 2018,(2):45-51.
- [12]Alpay, E., S. Buccola, and J. Kerkvliet. Productivity Growth and Environmental Regulation in Mexican and US Food Manufacturing[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002,84(4):887-901.
- [13]Altman, M. When Green isn't Mean: Economic Theory and the Heuristics of the Impact of Environmental Regulations on Competiveness and Opportunity Cost[J]. *Ecological Economics*, 2001,36(1):31-44.
- [14]Aroui, M. E. H., G. M. Caporale, C. Rault, R. Sova, and A. Sova. Environmental Regulation and Competitiveness: Evidence from Romania[J]. *Ecological Economics*, 2012,81(5):130-139.
- [15]Babiker, M. H. Climate Change Policy, Market Structure, and Carbon Leakage [J]. *Journal of International Economics*, 2005,65(2):421-445.
- [16]Barbara, G., and V. Marco. Estimating the Dose-Response Function through a Generalized Linear Model Approach[J]. *Stata Journal*, 2014,14(1):141-158.
- [17]Baumol, W. J., and W. E. Oates. *The Theory of Environmental Policy* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- [18]Bernard, A. B., and J. B. Jensen. Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both [J]. *Journal of International Economics*, 1999,47(1):1-25.
- [19]BP. BP Statistical Review of World Energy [EB/OL]. <https://www.bp.com/content/dam/bp/en/corporate/pdf/energy-economics/statistical-review-2017/bp-statistical-review-of-world-energy-2017-co2-emissions.pdf>, 2017.
- [20]Busse, M. Trade, Environmental Regulations and the World Trade Organization: New Empirical Evidence[R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2004.
- [21]Cagatay, S., and H. Mihci. Degree of Environmental Stringency and the Impact on Trade Patterns [J]. *Journal of Economic Studies*, 2006,33(1):30-51.
- [22]Cole, M. A., R. J. R. Elliott, and K. Shimamoto. Industrial Characteristics, Environmental Regulations and Air Pollution: An Analysis of the UK Manufacturing Sector [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2005,50(1):121-143.
- [23]Cole, M. A., R. J. R. Elliott, and T. Okubo. Trade, Environmental Regulations and Industrial Mobility: An Industry-level Study of Japan[J]. *Ecological Economics*, 2010,69(10):1995-2002.
- [24]Costantini, V., and 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(1):132-153.
- [25]Ederington, J., A. Levinson, and J. Minier. Footloose and Pollution-free[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2005,87(1):92-99.
- [26]Fischer, K., and J. Schot. Environmental Strategies for Industry: International Perspectives on Research Needs and Policy Implications[J]. *Revista Latinoamericana De Metalurgia Y Mate*, 1993,34(2):230-239.
- [27]Harris, M. N., L. Kónya, and L. Mátyás. Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral

- Trade Flows: OECD, 1990—1996[J]. *The World Economy*, 2002,25(3):387–405.
- [28]Hering, L., and S. Poncet. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014,68(2):296–318.
- [29]Hirano, K., and G. W. Imbens. The Propensity Score with Continuous Treatments [A]. Gelman. A., and X. L. Meng. *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-Data Perspectives* [C]. Chichester: Wiley, 2004.
- [30]Imbens, G. W. The Role of the Propensity Score in Estimation Dose-Response Functions[J]. *Biometrika*, 2000, 87(3):706–710.
- [31]Jug, J., and D. Mirza. Environmental Regulations in Gravity Equations: Evidence from Europe [J]. *World Economy*, 2005,28(11):1591–1615.
- [32]Lanoie, P., M. Patry, and R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2008,30(2):121–128.
- [33]Laplante, B., and P. Rilstone. Environmental Inspections and Emissions of the Pulp and Paper Industry in Quebec[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1996,31(1):19–36.
- [34]Levinson, A., and M. S. Taylor. Unmasking the Pollution Haven Effect [J]. *International Economic Review*, 2008,49(1):223–254.
- [35]Löfgren, Å., M. Wråke, T. Hagberg, and S. Roth. The Effect of EU-ETS on Swedish Industry's Investment in Carbon Mitigating Technologies[R]. *Working Papers in Economics*, 2013.
- [36]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocation and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695–1725.
- [37]Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *The Review of Economic Studies*, 2008,75(3):295–316.
- [38]Ollivier, H. North-South Trade and Heterogeneous Damages from Local and Global Pollution [J]. *Environmental & Resource Economics*, 2016,65(2):337–355.
- [39]Papke, L. E., and J. M. Wooldridge. Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(K) Plan Participation Rates[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1996,11(6):619–632.
- [40]Porter, M. E. America's Green Strategy[J]. *Scientific America*, 1991,264(4):168–169.
- [41]Porter, M. E., and C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995,9(4):97–118.
- [42]Robison, H. D. Industrial Pollution Abatement: The Impact on Balance of Trade [J]. *Canadian Journal of Economics*, 1988,21(1):187–199.
- [43]Rubashkina, Y., M. Galeotti, and E. Verdolini. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors[J]. *Energy Policy*, 2015,83(35):288–300.
- [44]Sato, M., M. Grubb, J. Cust, K. Chan, A. Korppoo, and P. Ceppi. Differentiation and Dynamics of EU ETS Industrial Competitiveness Impacts[R]. *Climate Strategies Report*, 2007.
- [45]Smale, R., M. Hartley, C. Hepburn, J. Wrad, and M. Grubb. The Impact of CO2 Emissions Trading on Firm Profits and Market Prices[J]. *Climate Policy*, 2006,6(1):29–46.
- [46]Telle, K., and J. Larsson. Do Environmental Regulations Hamper Productivity Growth? How Accountin for Improvements of Plants' Environmental Performance Can Change the Conclusion [J]. *Ecological Economics*, 2007,61(2):438–445.
- [47]Tobey, J. A. The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test[J]. *Kyklos*, 1990,43(2),191–209.

- [48]Tsurumi, T., S. Managi, and A. Hibiki. Do Environmental Regulations Increase Bilateral Trade Flows[R]. MPRA Paper, 2015.
- [49]Van Beers, C., and Jeroen C. J. M. Van den Bergh. An Empirical Multi-country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade Flows[J]. *Kyklos*, 1997,50(1):29-46.
- [50]Walter, I. Environmentally Induced Industrial Relocation to Developing Countries [A]. Rubin, S. J., and T. R. Graham. *Environment and Trade: The Relation of International Trade and Environment Policy* [C]. New Jersey: Allanheld, Osmun and Co., 1982.
- [51]Xu, X. P. International Trade and Environmental Policy: How Effective is “Eco-dumping” [J]. *Economic Modeling*, 2000,17(1):71-90.
- [52]Yang, C. H., Y. H. Tseng, and C. P. Chen. Environmental Regulations, Induced R&D, and Productivity: Evidence from Taiwan’s Manufacturing Industries[J]. *Resource and Energy Economics*, 2012,34(4):514-532.

Does the Policy of “Reducing Carbon” Restrict the Export of Chinese Enterprises

KANG Zhi-yong¹, ZHANG Ning², TANG Xue-liang¹, LIU Xin¹

(1. Business College of Yangzhou University, Yangzhou 225009, China;

2. College of Economics Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: This paper analyzes the impact of “the implementation plan of energy conservation and low carbon action in 10000 Enterprises” (hereinafter referred to as the policy of “reducing carbon”) implemented by the Chinese government in 2011 on the export of Chinese manufacturing enterprises. It is found that the implementation of the policy of “reducing carbon” has a cost increasing effect and an innovation promotion effect on the export of Chinese manufacturing enterprises. The actual effect of the policy of “reducing carbon” on the export scale of enterprises depends on the superposition of the two effects, and the superposition effect changes as the intensity of the policy of “reducing carbon” changes. Based on the sample data of Chinese manufacturing enterprises, this paper identifies the casual relationship between the policy of “reducing carbon” and the export scale of Chinese manufacturing enterprises and its mechanism. ①The relationship between the intensity of the policy of “reducing carbon” and the export scale of Chinese manufacturing enterprises is proved to be inverted “U”-shaped. The innovation promotion effect is found to be greater than the cost increasing effect under the intensity of moderate policy of “reducing carbon”, which is more favorable to promote the export scale of Chinese manufacturing enterprises. ②R&D innovation is shown to be the key factor to realize the policy of “reducing carbon” to promote the expansion of export scale. ③The innovation promotion effect is illustrated to be gradually released over time, which is manifested in the gradual expansion of the policy area for expanding export scale. The results turn out to be robust under different samples and empirical methods. This paper concludes that the implementation of appropriate environmental control policies doesn’t undermine the competitiveness of Chinese enterprises, but helps to achieve a “win-win” for improving environmental quality and export growth.

Key Words: policy of “reducing carbon”; cost increasing effect; innovation promotion effect; export scale; generalized propensity score matching(GPSM)

JEL Classification: Q56 F18 K23

〔责任编辑:许明〕