

环境管制与我国的出口产品质量升级

——基于两控区政策的考察*

盛 丹 张慧玲

内容提要:关于环境管制与出口贸易的现有研究更多地关注于环境管制对出口量的影响,鲜有文献从出口产品质量的角度进行考察。本文运用1997—2002年中国出口海关统计数据,对我国出口产品质量进行了测算,并将两控区政策(TCZ)作为外生冲击,采用倍差法和三重倍差法,考察了环境管制对中国出口产品质量的影响。研究发现:首先,总体而言,两控区政策对我国出口产品质量的提高产生了显著的正向作用,说明环境管制有利于提高我国出口产品的国际竞争力;其次,两控区的政策效应具有明显的行业、地区和产品差异,对污染和研发密集度高、国企比重高的行业产生了负向作用,对东部地区和差异化产品部门产品质量升级产生正向影响。此外,我们还进行了更换产品品质指标、考虑外生政策冲击、更换对照组等一系列稳健性检验,结果依然稳健。

关键词:两控区政策 出口产品质量 环境管制

作者简介:盛 丹,南开大学经济学院国际经济研究所、跨国公司研究中心副研究员,中国特色社会主义经济建设协同创新中心,300071;

张慧玲(通讯作者),南开大学经济学院国际经济研究所博士研究生,中国特色社会主义经济建设协同创新中心,300071。

中图分类号:F273.2; F746.12 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)08-0080-18

一、引 言

随着我国经济的粗放型增长,环境污染问题日益严峻。根据亚洲开发银行和清华大学发布的环境报告,我国500个大城市中只有不到1%达到世界卫生组织推荐的标准(景维民、张璐,2014)。同时《中国环境状况公报》显示,我国是世界上最大的二氧化硫排放国,2000年的排放量为1995万吨,2005年一度达到2549万吨。环境污染不仅影响人民正常的生产和生活,而且已经成为制约我国经济发展和社会进步的关键性问题(金碚,2005;卢授永、杨晓光,2003)。为此,我国政府在1998

* 基金项目:国家自然科学基金项目“环境管制与中国出口贸易:基于异质性贸易理论的视角”(71673150)、“国际贸易与工资不平等:基于企业内和企业间工资不平等研究”(71573141)。作者感谢匿名审稿人的有益建议,文责自负。

年开始实施两控区的环境管制政策,以有效控制二氧化硫等污染物排放,避免酸雨形成^①。在我国环境污染日益严重的同时,我国出口贸易的发展也日渐式微。据海关统计,2015年中国货物贸易进出口额比2014年下降7.0%,2016年上半年,货物贸易进出口额比去年同期下降3.3%。寻求出口增长模式的转变,实现我国出口贸易由数量提高转向品质提升,已成为国际贸易领域研究的重要问题。那么,两控区政策的实施会对我国出口产品的品质升级产生怎样的作用?更为重要的是对我国出口贸易增长模式的转型具有怎样的影响?

纵观现有文献,直接讨论环境管制与出口产品质量的文献较为缺乏,从内在机制上看,可以划分为宏观(环境管制对国际贸易的影响)、微观(环境管制与企业创新的关系)两个层面。

在宏观层面上,针对环境管制与贸易的讨论,大多是运用行业层面的数据,考察环境管制对贸易量的影响。传统观点认为环境管制会将环境成本内部化,提高产品成本,降低产品国际竞争力,不利于一国的出口贸易(Ederington和Minier,2003)。Levinson和Taylor(2008)运用1977—1986年美国与加拿大、墨西哥的130个行业贸易数据,研究发现净进口会随着治污成本的增加而增加。Cole,Elliott和Okubo(2010)运用日本的行业层面数据,研究显示“污染避难所假说”主要存在于同发展中国家的贸易中,并且是环境成本较大的行业,而且随着行业的地理移动性增强,这种作用越明显,环境管制越能增加一国的净进口,这与Ederington,Levinson和Minier(2005)的研究相一致。针对中国,任力、黄崇杰(2015)运用中国出口贸易行业层面的数据,将环境规制因素纳入引力模型中,考察发现发达国家的环境规制对中国的出口贸易具有显著的负面影响,而发展中国家的环境规制与中国相应的出口贸易之间并没有显著的相关性。Hering和Poncet(2014)运用中国265个城市的出口数据,考察两控区政策对出口的影响。研究发现环境管制降低了城市行业出口,尤其是城市中的污染行业。

与传统观点相反,部分学者则认为环境管制会激发企业创新活动,形成一国的贸易比较优势,反而有利于一国的对外贸易。陆旸(2009)基于HOV模型,采用2005年95个国家的总样本和42个国家的子样本,通过构建不同的环境规制指标,考察发现牺牲环境并不会获得污染密集型商品的国际竞争优势,严格的环境管制反而提升了部分污染密集型商品的比较优势,有利于一国贸易。Costantini和Crespi(2008)采用引力模型,利用跨国数据,发现环境管制可以作为一种比较优势,辅之以创新体系会助推一国能源技术领域的出口,验证了波特假设。此外,还有部分学者综合各类因素,认为环境管制对出口贸易的影响要视情况而定。其中,Larson等(2002)采用非欧盟地中海地区的数据研究显示,环境管制对出口的影响取决于投入成本的变化、被管制要素的成本份额、行业利润率和行业的供给变化等多个方面。

在微观层面上,现有关于环境管制对企业创新的文献,主要基于Porter和Linde(1995)提出的技术革新与环境管制的动态竞争理论,即“波特假说”。该理论认为环境管制会引发技术革新,形成创新补偿机制。Xepapadeas和Zeeuw(1999)进一步从理论上证明,环境管制会使得裁员的企业更新资本设备,实现资本设备的现代化。随后,相关文献运用各国数据从经验上研究发现环境管制会增加行业研发投入和专利发明(Jaffe和Palmer,1997;Lanjouw和Mody,1996),引发对资本设备的投资(Hamamoto,2006),支持了Porter和Linde的观点,认为环境管制可以激发创新活动(Rubashkina,Galeotti和Verdolini,2015)。此外,Hemmelskamp(1997)研究认为环境管制对企业

^① 1998年1月,国务院批复同意了国家环保局《关于呈报审批酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案的请示》,开始执行两控区政策,即酸雨控制区或者二氧化硫污染控制区(Two Control Zones Policy)。

创新活动的影响要受到公司规模、市场结构、需求等因素的影响。

上述文献虽然从宏观和微观层面探讨了环境管制与出口贸易和企业创新的关系。但是,鲜有文献考察环境管制对企业出口产品质量的作用。实际上,一方面,严格的环境管制势必增加企业的生产和运营成本,从而降低出口竞争力(Levinson 和 Taylor, 2008; Smarzynska 和 Wei, 2001);但另一方面,环境标准的提高也会激发部分企业进行技术改进和研发创新活动(Berman 和 Bui, 2001; Greenstone, List 和 Syverson, 2012; Porter, 1991),从而实现环境改善和出口产品质量升级的“双赢”。更为重要的是,由于行业间存在显著的异质性,环境管制对出口产品质量的影响会因行业污染密集度、研发密集度以及国有企业比重的不同,而有所差异。

鉴于此,本文以两控区政策为例,采用产品层面的贸易数据,运用倍差法检验环境管制对我国出口产品质量升级的作用。与已有文献相比,本文的贡献主要体现在以下几个方面。

首先,从研究视角上,本文首次考察了环境管制对我国出口产品质量升级的作用。现有环境管制的文献大多是探讨环境管制对生产成本、研发投入、生产效率方面的作用(Conrad 和 Wastl, 1995; Gollop 和 Roberts, 1983),虽然也有部分文献考察环境管制对出口贸易的影响,但大都集中在出口量方面,鲜少探讨其对出口产品质量的作用。而实际上,随着我们出口贸易的日渐式微,从数量增长转向产品质量升级已成为我国出口贸易发展转变的重中之重。本文的研究能够弥补前期研究的不足,为我国出口模式转型和环境政策的制定提供重要的理论指导。

其次,在研究方法上,本文采用倍差法(DID),考察两控区政策对出口产品质量的影响。将两控区政策作为拟自然实验,倍差法能够有效地排除掉既影响环境政策施行又影响产品质量的因素,很好地处理内生性问题,有效评估环境管制对我国出口产品质量的升级作用。在此基础上,我们还进一步运用三重倍差法,考察了环境管制对我国出口产品质量影响的行业差异。

最后,在研究结论上,本文的研究发现环境管制对我国出口产品质量有显著提升作用,从产品质量角度佐证了“波特假说”。同时,两控区的政策效应具有明显的行业、地区和产品差异性。此外,我们更换了产品质量指标、考虑外生政策冲击、更换对照组后,结果依然稳健。

二、计量模型、指标构建和数据说明

(一) 计量模型

为了识别两控区政策对我国出口产品质量的影响,本文采用倍差法(DID)和三重倍差法(DDD),从多个角度考察两控区政策(TCZ)对我国出口产品质量的影响。倍差法和三重倍差法的估计模型设定如下:

$$quality_{hcdt} = \beta TCZ_c \cdot Post_t + \alpha_c + \delta_t + \epsilon_a \quad (1)$$

$$quality_{hcdt} = \beta TCZ_c \cdot Post_t \cdot Ind_i + \varphi TCZ_c \cdot Post_t + \tau TCZ_c \cdot Ind_i + \mu Post_t \cdot Ind_i + \alpha_c + \delta_t + \rho_i + \gamma_{di} \quad (2)$$

其中, c 为城市, i 为行业, t 为时间。被解释变量 $quality_{hcdt}$ 为我国城市一产品一目的国层面的出口产品质量。 TCZ_c 为处理组的虚拟变量,如果城市实施了两控区政策,那么该城市为处理组, TCZ_c 的取值为 1;反之, TCZ_c 的取值为 0。 $Post_t$ 为实施两控区政策的时间虚拟变量,1998 年之后, $Post_t$ 的取值为 1;反之, $Post_t$ 的取值为 0。公式(2)中,三重倍差项的分组变量 Ind_i 包括行业的污染密集度、行业的研发密集度和行业国有企业密集度。 α_c 、 δ_t 和 ρ_i 分别为城市固定效应、时间

固定效应和行业固定效应。 ϵ_{ai} 和 γ_{ai} 为各自模型的误差项。 TCZ_c 与 $Post_t$ 乘积的系数反映了两控区政策对我国出口产品质量的影响。 TCZ_c 、 $Post_t$ 与 Ind_i 乘积的系数反映了两控区政策对不同行业出口产品质量的影响。

(二) 指标构建

1. 产品质量

本文主要考察两控区政策对我国出口产品质量的影响。其中,被解释变量产品质量是根据樊海潮、郭光远(2015)利用产品价格和产品销售量估算得到。产品质量的具体计算公式如下:

$$x_{hcdt} = quality_{hcdt}^{\sigma-1} \cdot \frac{P_{hcdt}^{-\sigma}}{P_{dt}^{1-\sigma}} \cdot Y_{dt} \tag{3}$$

其中, h 表示HS八分位产品, d 表示出口目的国, t 表示时间, c 表示城市; x_{hcdt} 表示城市 c 在 t 年出口到 d 国的HS八分位产品的数量; $quality_{hcdt}$ 表示城市 c 在 t 年出口到 d 国的HS八分位产品的质量; P_{hcdt} 表示城市 c 在 t 年出口到 d 国的HS八分位产品的价格; P_{dt} 表示国家 d 在 t 年的价格指数; Y_{dt} 表示国家 d 在 t 年的总收入; σ 表示不同产品间的替代弹性。樊海潮、郭光远(2015)根据Khandelwal, Schott和Wei(2013),对上式的两边分别取对数,利用回归模型的残差项计算出口产品质量。具体的估计模型如下:

$$\ln(x_{hcdt}) + \sigma \ln(P_{hcdt}) = \lambda_h + v_{dt} + \epsilon_{hcdt} \tag{4}$$

上式中,产品固定效应 λ_h 是控制住了由于产品本身的特性而造成的产品价格和数量的不同;目的国一年份固定效应 v_{dt} 是控制住了目的国 d 的价格指数 P_{dt} 和收入水平 Y_{dt} 。产品出口质量为: $quality_{hcdt} = \epsilon_{hcdt} / (\sigma - 1)$,反映了产品溢价。^①需要说明的是,本文采用该方法计算出口产品质量仅是技术上的便利,尚缺乏理论基础。一方面,加总的价格包含了消费者对产品质量的选择(也包括对环境政策的响应),而该方法通过回归定义排除了这一部分质量,这就决定所考察的质量并不是全部的产品质量。另一方面,从实证技术角度看,估计模型(公式4)对残差项做出了分布假设,这就先验地假定了质量的分布,而无法体现质量的上升趋势。在没有更为合理、有效的度量方法之前,本文所使用的产品质量计算方法也是一种妥协的技术方法。

2. 三重倍差项的分组变量

本文构造了多个三重倍差项的分组变量,并基于三重倍差法,定量测度两控区政策对不同行业的影响。首先,测度不同行业的污染密集度,考察两控区政策对不同污染密集度行业的影响差异。本文采用Hering和Poncet(2014)的方法基于1997年的行业数据构建了行业污染密集度的指标,其计算公式为: $\ln(\text{行业煤炭消费量}/\text{行业的工业增加值}+1)$ 。鉴于行业煤炭消费量与行业能源消费量、行业电力消费量的相关系数分别为0.96和0.88,根据Hering和Poncet(2014)的方法,用行业能源消费量和电力消费量替代煤炭消费量,进一步验证结果的稳健性。

其次,构建行业研发密集度(RD),考察两控区政策对不同研发密集度行业的影响差异。本文按照1997年行业的研发支出与工业总产值的比值计算行业研发密集度,以所有样本中行业研发密集度的中位数为标准,将行业分为研发密集型行业和非研发密集型行业。若行业研发密集度大于其中位数,则为研发密集型行业, $RD=1$;否则,为非研发密集型行业, $RD=0$ 。

① 替代弹性的数据来自于Broda和Weinstein(2006)HS十分位。为了减少样本的损失量,本文将HS编码1992年版本对齐到1996年版本,并取HS二分位上替代弹性的中位数。这种处理方法参照于Fan, Li和Yeaple(2015)。

最后,根据行业国有企业密集程度的高低来进一步测度两控区政策对国有企业不同密集程度的行业影响差异。本文分别采用 1997 年行业国有出口企业数量与行业出口企业数量的比值和行业国有企业出口额与行业出口额的比值衡量行业国有企业密集程度,并以其中位数为标准将行业划分为国有企业密集型行业和非国有企业密集型行业。若国有企业密集度大于其中位数,则为国有企业密集型行业,SOE 的取值为 1;否则,为非国有企业密集型行业,SOE 等于 0。

(三)数据说明

本文主要采用三部分数据。第一部分数据是 1997—2002 年中国出口海关统计数据。选择 1997—2002 年的数据期间是因为该数据既包含了 1998 年两控区政策实施前后的年份,又避免了由于太长的滞后年份造成其他政策冲击对实证结果的干扰。该数据涵盖了中国出口企业在 HS 八分位产品的信息,包括出口年份、出口产品、出口量、出口额、出口目的国、出口途经国、企业所在城市代码、企业性质和贸易方式等方面的信息。

第二部分数据来自于国务院关于酸雨控制区和二氧化硫污染控制区有关问题的批复文件。该数据包括了被划分为两控区城市的名单。我们按照 Hering 和 Poncet(2014)的处理方法,剔除掉地级市以下的城市,并与海关数据匹配后,包含了 158 个两控区城市和 107 个非两控区城市。

第三部分数据是关于城市和行业层面的变量,主要来源于 1997 年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》。主要包括各省进出口总额(亿美元)、各省国内生产总值(亿美元)、行业工业增加值(Value_added)(亿元)、行业能源消费总量(万吨标准煤)、行业煤炭消费总量(万吨)、行业电力消费总量(亿千瓦时)和各行业研发经费内部支出(千元)。^①

三、计量结果

本部分主要包括基本回归结果、异质性分析和稳健性检验。基本回归结果部分,首先考察了两控区政策对我国出口产品质量的影响,继而再加入城市时间趋势和 TCZ 政策的决定因素作为控制变量进一步考察其影响。其次,探讨了两控区政策的滞后期效应,以进一步观察其影响趋势。最后,做了一系列安慰剂检验。第二部分为异质性分析,分别考察了两控区政策影响的行业、地区和产品差异。第三部分为稳健性检验,主要通过更换产品品质指标、考虑外生政策冲击、更换对照组和剔除异常值来进一步验证结论的有效性。

(一)基本回归结果

1. 基准回归结果

两控区政策的实施要求企业降低二氧化硫的排放量,企业为达到排污标准,或者更新先进的技术设备,采用高品质、低能耗的中间投入降低排污数量;或者加大研发投入,研制更加环保的替代品来达到减排的目的。无论是提高中间投入品质量、更新机器设备还是加大研发投入,均有利于产品质量的提升。鉴于此,我们利用我国 1997—2002 年产品层面的海关数据,验证两控区政策对我国出口产品质量的影响,具体回归结果参见表 1。

^① 由于行业层面变量是按照国民经济行业分类,所以本文利用盛斌(2002)整理的国民经济分类标准与 SITC 对照表和 SITC 与 HS 编码对照表,将海关数据库的 HS 编码与国民经济分类标准相匹配。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TCZ</i> × <i>Post</i>	0.181** (0.041)	0.190** (0.029)	0.179** (0.040)	0.189** (0.028)	0.110** (0.017)	0.0744* (0.080)
<i>Northern</i> × <i>Post</i>						0.0611* (0.052)
<i>Coastal</i> × <i>Post</i>						-0.0215 (0.533)
<i>SPZ</i> × <i>Post</i>						0.108*** (0.009)
<i>Tax</i> × <i>Post</i>						1.81e-08 (0.557)
<i>GDP</i> × <i>Post</i>						3.25e-09 (0.531)
<i>Share</i> × <i>Post</i>						-0.00472 (0.964)
<i>_cons</i>	-0.0524** (0.012)	-0.0589*** (0.005)	0.0140 (0.840)	0.00804 (0.917)	37.18** (0.014)	81.74*** (0.000)
城市时间趋势	否	否	否	否	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
城市	是	否	是	否	是	是
城市一目的国	否	是	否	是	否	否
HS 两分位产品	否	否	是	是	否	否
<i>N</i>	4114693	4114693	4114693	4114693	4111731	4053189
adj. <i>R</i> ²	0.023	0.045	0.025	0.047	0.027	0.026

注:括号内为回归系数的相伴概率,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行聚类(下同)。第(1)列控制了年份和城市固定效应,第(2)列控制了年份和城市一目的国固定效应;第(3)列是在第(1)列的基础上加入HS两分位产品固定效应;第(4)列是在第(2)列基础上加入HS两分位产品固定效应;第(5)列是在第(1)列基础上加入了城市时间趋势项;第(6)列是在第(5)列基础上额外控制了两控区划分决定因素。

为有效识别两控区政策对我国出口产品质量的影响,剔除其他可能影响因素的干扰,我们在回归中加入了其他的控制变量。我们主要加入了两类控制变量。第一类是加入了城市时间趋势变量,以排除城市特定的时间趋势对回归结果的干扰,有效识别两控区的政策效应。原因在于即使控制了城市和时间固定效应,两控区城市和非两控区城市的差异,仍然可能是由城市的特定时间趋势造成的。因此,我们将城市时间趋势加入到回归方程中做进一步检验。

第二类控制变量是两控区划分的决定因素,以排除政策决定因素对实证结果的干扰。本文参照Cai, Lu, Wu和Yu(2016)的方法考察两控区决定因素。^①两控区划分主要由三方面的因素决定:(1)地理因素,北方城市(*Northern*)和沿海地区(*Coastal*)施行两控区政策的可能性更小;(2)城

^① 两控区潜在决定因素数据均来自于1997年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及维基百科等网站。污染行业产出份额按照1997年城市污染行业的产出与城市总产出的比值构建。其中,本文参照Busse(2004),根据Low(1992)所计算的各行业的相对治污成本,划分污染行业。由于篇幅限制,考察决定因素的回归结果未在文中列出,备索。

市经济规模因素,经济特区(*SPZ*)、高生产总值(*GDP*)和低利税(*Tax*)所得的城市更可能施行两控区政策;(3)行业结构因素,污染行业产出份额(*Share*)越高,越有可能施行两控区政策。为此,我们将上述影响变量纳入到基准回归中,以考察回归结果的稳健性(表1所示)。

从表1的回归结果可知,第(1)至(4)列在控制不同固定效应后, $TCZ \times Post$ 的回归系数均显著为正,而且保持在0.179至0.190的水平上。说明两控区政策的实施显著提升了我国出口的产品质量,提高了我国产品的国际竞争力。第(5)列中,加入了城市时间趋势项后, $TCZ \times Post$ 的回归系数虽然有所降低,但依然为正,并且在5%的统计水平上显著。这说明即使剔除了时间趋势的作用,两控区政策对我国出口产品质量升级的作用也依然存在,并且是显著的。第(6)列在第(5)列基础上加入了两控区划分的决定因素, $TCZ \times Post$ 的回归系数虽然从0.181降低为0.0744,但依然在10%的统计水平上显著。这表明控制了兩控区的决定因素后,两控区的政策效果依然成立,说明本文的基准回归能够满足共同趋势假设。而且无论是否控制城市时间趋势和两控区决定因素变量,本文的实证结果均是稳健的。

2. 滞后期效应

为考察两控区政策对产品质量的影响是否存在时间上的持续性,本文检验了两控区政策的滞后期效应。借鉴Hering和Poncet(2014),将 $Post$ 这一政策实施的时间虚拟变量拆分为每一年的时间虚拟变量,并且将1997年作为基准年份。先分样本分别考察两控区城市和非两控区城市的产品质量随时间的变化,再对总样本考察两类城市的产品质量差异随时间的变化(参见表2)。

表2 滞后期效应的回归结果

解释变量	<i>year</i>		$TCZ \times year$	
	非两控区城市	两控区城市	全样本	全样本
样本				
1998	-0.103*** (0.002)	0.0140 (0.152)	0.117*** (0.001)	0.120*** (0.001)
1999	-0.146*** (0.002)	0.0483*** (0.006)	0.194*** (0.000)	0.195*** (0.001)
2000	-0.166* (0.050)	0.0495** (0.030)	0.216** (0.014)	0.221** (0.016)
2001	-0.261* (0.070)	0.0341 (0.442)	0.295** (0.048)	0.301** (0.048)
2002	-0.216** (0.043)	0.0389 (0.311)	0.255** (0.023)	0.247** (0.032)
<i>_cons</i>	-0.106 (0.149)	-0.0444** (0.039)	-0.0520** (0.013)	-0.0479** (0.029)
两控区决定因素 $\times Post$	否	否	否	是
年份	是	是	是	是
城市	是	是	是	是
N	502172	3612521	4114693	4053189
adj. R^2	0.045	0.018	0.023	0.022

注:所有回归均控制了年份和城市固定效应,全样本第二个回归中还额外控制了兩控区决定因素。

从表2的回归结果可知,非两控区城市样本的回归系数在1998年显著为负,而且从1998年-0.103的水平持续下降到2002年-0.216的水平。这一结果与近期我国出口产品质量的文献相一致。施炳展等(2013)、李坤望等(2014)均研究认为中国出口产品质量呈下降趋势。与之相反,两控区城市样本的回归系数在1998年、2001年和2002年都在统计水平上不显著,没有表现出下降趋势,反而在1999年和2000年回归系数在5%以上的统计水平上显著为正,保持在0.0483和0.0495的水平上。在全样本回归中,各年份 $TCZ \times year$ 的回归系数均在5%以上的统计水平上显著为正,且从1998年0.120的水平逐年增长到2002年0.247的水平。这说明两控区政策对我国的出口产品质量产生了持续的正向作用。可能的原因在于:两控区政策的实施促使企业更多地从事研发创新活动,更新机器设备,从而使环境政策的技术创新效应大于成本增加效应,这就使产品质量得到明显提高。并且这种效应还具有时间上的持续性。

3. 安慰剂检验

为检验DID回归结果的稳健性,本文还通过构造假的处理组,或者更改政策发生的年份进行了安慰剂检验(Placebo test)。如果检验的结论与前文DID的结果相类似,说明出口产品品质的提高并不是由环境管制政策带来的,因为即使没有发生该政策的地区或者年份,仍然可以得到该结论。本文主要采用三种方法进行安慰剂检验,第一种方法是构造假的处理组,即将与两控区城市邻近的非两控区城市作为处理组,其他非两控区城市作为对照组。第二种方法是构造假的政策发生年份,即分别假设1999年、2000年和2001年为两控区政策施行的年份。这两种方法的安慰剂检验回归结果参见表3。第三种方法是从样本的264个城市中^①,随机抽取158个城市作为处理组,其他城市作为对照组,组建成假的处理组虚拟变量,再进行回归,这样重复随机抽取500次。这一方法的 $TCZ \times Post$ 的回归系数分布参见图1。

表3 安慰剂检验回归结果

政策实施年份设定	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1998	1998	1999	2000	2001
$artificial_TCZ \times Post$	-0.119 (0.421)	-0.0531 (0.613)	0.136 (0.161)	0.115 (0.205)	0.0464 (0.327)
$_cons$	-0.104 (0.141)	-0.0823 (0.222)	-0.0485** (0.031)	-0.0488** (0.032)	-0.0490** (0.034)
两控区决定因素 $\times Post$	否	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是
N	499210	477430	4053189	4053189	4053189
adj. R^2	0.045	0.044	0.022	0.022	0.022

注:所有回归均控制了年份和城市固定效应,第(2)、(3)、(4)、(5)列额外控制了两控区决定因素。

表3中,第(1)、(2)列是采用第一种方法进行安慰剂检验的回归结果,第(3)、(4)、(5)列则是采用第二种方法,即更换了政策实施年份的安慰剂检验结果。由表3的回归结果可知,从第(1)列

① 样本与控制变量匹配后,剩余264个城市,其中包含158个两控区城市,106个非两控区城市。

至第(5)列, $artificial_TCZ \times Post$ 的系数在统计上均不显著。上述结果表明, 无论是更换了处理组还是更换了政策发生的时间, 我国的出口产品质量均没有得到提升。说明本文基于 DID 方法得到的回归结果是有效的。即我国出口产品品质的提高, 确实是由环境管制政策带来的, 因为更改政策实施城市和实施年份, 均没有得到类似结论。

图 1 是采用第三种方法, 组建假的处理组虚拟变量, 随机抽样 500 次后, 回归系数核密度图。从图中可以看出, 随机抽样的估计系数分布于 0 周围, 其均值为 0.00002。图中, 竖线的位置为真实的回归系数 0.181, 远离随机抽样系数分布图, 没有落入随机抽样分布图的内部。说明

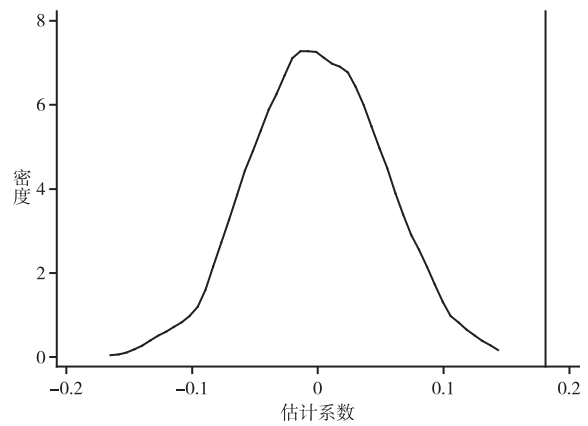


图 1 500 次抽样回归系数核密度图

在假的处理组虚拟变量的情况下, 出口产品质量并没有受到任何影响。安慰剂检验的结果符合我们的预期, 进一步证明了我国出口产品质量升级是由两控区政策引起的。

(二) 两控区政策对我国出口产品质量影响的行业异质性分析

基准回归结果从产品层面考察了两控区政策对出口产品质量的影响。但是考虑到行业间的污染程度、研发投入比重和国企密集度是不同的, 两控区政策对不同行业出口产品质量的影响可能存在差异。鉴于此, 我们进一步考察该政策对出口产品质量影响的行业异质性。

1. 行业污染密集度的异质性检验

严格的环境管制一方面会增加企业的生产和运营成本, 降低出口产品的国际竞争力; 另一方面, 环境标准的提高会激发部分企业进行技术改进和研发创新, 从而提升出口产品质量, 增强出口产品的国际竞争力。考虑到行业间污染密集度存在着较大的差距, 排污成本会随着行业污染程度的提高而增加。与污染密集度低的行业相比, 污染密集度高的行业的成本增加效应可能会比技术创新效应更加明显, 从而其出口产品质量的提升受环境管制的影响可能并不明显。为此, 本文按照 Hering 和 Poncet(2014)的方法, 分别用 1997 年行业煤炭消费量、行业能源消费量和行业电力消费量来构建行业污染密集度的指标 ($Exposure$) (参见指标构建), 并采用三重倍差法来考察两控区政策对不同污染密集度行业的影响。具体回归结果参见表 4。

在表 4 中, 第(1)、(2)列、第(3)、(4)列和第(5)、(6)列分别采用煤炭消费量、能源消费量和电力消费量计算 $Exposure$ 。由表 4 的回归结果可知, 从第(1)列至第(6)列, $TCZ \times Post \times Exposure$ 的系数均在 5% 及以上的统计水平上显著为负, 并保持在 -0.310 至 -0.0954 的水平。上述结果表明, 随着行业污染密集度的提高, 两控区政策越不利于出口产品质量的提升, 即在污染密集度高的行业, 环境管制的成本效应大于创新激励效应, 从而在一定程度上对出口产品品质的提高产生了负向作用。Hering 和 Poncet(2014)利用中国出口数据发现, 两控区环境管制不利于污染密集型行业出口数量的增加。这一结论与本文的研究结果分别从出口量和出口质量的角度表明了两控区政策对污染密集度高的行业存在负向作用。此外, 我们采用三种不同指标度量了行业污染密集度, 得到了一致的结论, 这在一定程度上验证了回归结果的稳健性。

表 4 行业污染密集度的异质性检验

污染衡量指标	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	煤炭消费量		能源消费量		电力消费量	
$TCZ \times Post$	0.263** (0.024)	0.271** (0.020)	0.290** (0.018)	0.298** (0.016)	0.251** (0.021)	0.258** (0.018)
$TCZ \times Exposure$	0.0509 (0.151)	0.0603 (0.102)	0.0611** (0.039)	0.0671** (0.028)	0.237** (0.013)	0.257** (0.007)
$Post \times Exposure$	0.0915** (0.011)	0.0970** (0.010)	0.103** (0.002)	0.107** (0.002)	0.350** (0.001)	0.370** (0.001)
$TCZ \times Post \times Exposure$	-0.0976*** (0.010)	-0.103** (0.010)	-0.0954*** (0.007)	-0.0989*** (0.008)	-0.297*** (0.009)	-0.310*** (0.010)
_cons	-0.0696 (0.498)	-0.0820 (0.437)	-0.0711 (0.429)	-0.0751 (0.410)	-0.0371 (0.653)	-0.0378 (0.648)
两控区决定因素 $\times Post$	否	是	否	是	否	是
年份	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
N	3999705	3942659	3999705	3942659	3999705	3942659
adj. R^2	0.024	0.023	0.024	0.023	0.024	0.023

注：所有回归均控制了年份、城市和行业固定效应，第(2)、(4)、(6)列还额外控制了两控区决定因素。本文行业固定效应指国民经济行业分类标准(GB/T4754-1994)中的两分位固定效应。

2. 行业研发密集度的异质性检验

对于不同研发密集度行业，环境管制对出口产品质量升级的作用也存在差异。与非研发密集型行业相比，研发密集型行业的产品质量提升更加依赖于大量的研发创新活动和资金支持，而环境管制的成本增加效应势必会挤占企业部分利润，企业必然会减少研发投入，从而不利于研发密集型行业出口产品质量的提高。基于此，我们预期环境管制对研发密集型行业的产品质量提升的作用不明显。为进一步探究两控区政策对不同研发密集型行业的影响，本文根据1997年行业的研发支出与工业总产值的比值来测度行业的研发密集度，在此基础上构建研发密集型行业的虚拟变量(RD)，采用三重倍差法考察行业研发密集度的异质性。回归结果参见表5。

表5中，第(1)、(4)列，第(2)、(5)列和第(3)、(6)列是分别对非研发密集行业样本、研发密集型行业样本和全样本的回归结果。从表5回归结果可知，第(1)列中， $TCZ \times Post$ 的系数值为0.255，并且在5%的统计水平上显著。说明两控区政策提升了非研发密集型行业的出口产品质量。相反，对于研发密集型行业， $TCZ \times Post$ 的系数在统计水平上不显著。在第(3)列对全样本的估计中， $TCZ \times Post \times RD$ 的系数在1%的统计水平上显著为负，保持在-0.112的水平上。表明两控区政策对研发密集型行业的出口产品质量提升产生了负向影响，符合我们的预期。加入控制变量后， $TCZ \times Post \times RD$ 的系数与前(3)列的回归结果保持一致，说明我们的回归结果是稳健的。即环境管制提高了非研发密集型行业的出口产品质量，相较于成本增加效应，环境管制在该行业的创新激励效应更为明显。而环境管制并不利于研发密集型行业出口产品质量的提高，对于该行

业而言,产品质量的提高依赖于大量的研发投入,环境管制的成本增加效应降低了企业的利润水平,不利于企业进行研发创新活动,从而产生了负向的作用。

表 5 行业研发密集度的异质性检验

样本	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非研发 密集型行业	研发 密集型行业	全样本	非研发 密集型行业	研发 密集型行业	全样本
$TCZ \times Post$	0.255** (0.017)	0.118 (0.130)	0.238** (0.018)	0.255** (0.016)	0.124 (0.112)	0.250** (0.015)
$TCZ \times RD$			0.138** (0.022)			0.147** (0.021)
$Post \times RD$			0.228*** (0.000)			0.236*** (0.000)
$TCZ \times Post \times RD$			-0.112*** (0.010)			-0.125*** (0.007)
_cons	0.0209 (0.398)	-0.119*** (0.000)	-0.0956 (0.237)	0.0223 (0.386)	-0.114*** (0.000)	-0.0946 (0.249)
两控区决定因素 $\times Post$	否	否	否	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
行业	否	否	是	否	否	是
N	1731571	2210271	3941842	1705633	2180451	3886084
adj. R^2	0.044	0.019	0.024	0.044	0.018	0.024

注:所有回归均控制了年份、城市固定效应,第(4)、(5)、(6)列还额外控制了两控区决定因素,第(3)、(6)列加入了行业固定效应。

3. 行业国有企业密集度的异质性检验

中国的现实表明,所有制是影响出口产品质量差异的重要因素(李坤望等,2014)。由于与政府部门之间的天然联系,国有企业易于受到政府部门的庇护,对于环境管制政策的执行力度较差,从而受其影响程度也会低。为此,相较于非国有企业,环境管制可能对国有企业产品质量的作用较小。而非国有企业面对环境管制,为保持市场上的竞争力,会开展研发创新活动,从而有利于提升出口产品质量。本文构建了国企密集型行业的虚拟变量(SOE)(参见指标构建),并运用三重倍差法考察两控区政策对不同国企密集度行业的影响(表6所示)。

表6中,第(1)、(2)、(3)列和第(4)、(5)、(6)列分别用行业国有企业数量比值和国有企业出口份额划分国企密集型行业和非国企密集型行业。第(1)、(2)、(3)列是分别对非国企密集型行业样本、国企密集型行业样本和全样本的回归估计。第(4)、(5)、(6)列的回归估计模型与第(1)、(2)、(3)列相类似。由表6的回归结果可知,第(1)列中, $TCZ \times Post$ 的系数为0.237,并且在5%的统计水平上显著。这说明两控区政策的实施显著提高了非国企密集型行业的出口产品质量。相反,第(2)列中, $TCZ \times Post$ 的系数在统计上并不显著。第(3)列中,三重倍差项 $TCZ \times Post \times SOE$ 的系数为-0.153,并且在5%的统计水平上显著。这表明,在国有企业较为密集的行业,两

控区政策对出口产品质量提升产生了负向影响。即环境管制对国有企业的创新激励作用不大,但在一定程度上也增加了企业的生产成本,从而不利于出口产品质量的提升。而非国有企业由于缺乏庇护,为达到排污标准,实现在市场上的竞争力,只能更多地依靠创新活动。这就使环境管制的创新激励效应大于成本增加效应,最终提高了非国有企业密集型行业出口产品的质量。第(4)、(5)、(6)列的结果与第(1)、(2)、(3)列的结果保持一致,说明该回归结果是稳健的。

表 6 行业国有企业密集度的异质性检验

样本	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国企 密集型行业	国企 密集型行业	全样本	非国企 密集型行业	国企 密集型行业	全样本
$TCZ \times Post$	0.237** (0.021)	0.0831 (0.237)	0.234** (0.022)	0.228** (0.023)	0.111 (0.156)	0.229** (0.021)
$TCZ \times SOE$			0.0474 (0.454)			0.00591 (0.914)
$Post \times SOE$			0.223*** (0.000)			0.140*** (0.002)
$TCZ \times Post \times SOE$			-0.153** (0.013)			-0.123** (0.012)
_cons	-0.0378 (0.142)	-0.0678*** (0.000)	-0.0703 (0.384)	-0.0495* (0.051)	-0.0459** (0.014)	-0.00573 (0.941)
两控区决定因素 $\times Post$	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
HS 两分位	否	否	是	否	否	是
N	2757435	1295754	4053189	2522638	1530551	4053189
adj. R^2	0.027	0.020	0.024	0.024	0.025	0.024

注:所有回归均控制了年份、城市固定效应和两控区决定因素,第(3)、(6)列还额外控制了HS两分位固定效应。

4. 地区差异性

我国地域辽阔,不同地区的出口活跃程度、要素禀赋、地理位置、政治经济制度等存在较大的差异,为此,两控区政策对出口产品质量的影响,会因地区不同而有所差异。因此,在本部分,我们将进一步考察两控区政策影响的地区差异。按照国家统计局对地区的划分,我们将样本分为东部、中部、西部和东北部,进行分样本回归,得到的结果如表7所示。

表7中,第(1)、(2)列、第(3)、(4)列、第(5)、(6)列和第(7)、(8)列是分别对东部地区、中部地区、西部地区和东北部地区样本进行回归估计。由表7的回归结果可知,只有在第(1)、(2)列中, $TCZ \times Post$ 的系数显著为正,并且保持在0.274和0.287的水平上。其他各列的回归结果在统计上均不显著。这说明,两控区政策对出口产品质量的正向影响只存在于东部地区,对中部、西部和东北部地区的影响并不明显。

表 7 地区差异性检验

样本	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部地区		中部地区		西部地区		东北部地区	
$TCZ \times Post$	0.274* (0.060)	0.287** (0.041)	0.0490 (0.546)	-0.0700 (0.163)	0.273 (0.138)	0.203 (0.324)	-0.00867 (0.890)	0.0255 (0.686)
$_{-}cons$	-0.0478* (0.066)	-0.0448* (0.092)	-0.142*** (0.000)	-0.141*** (0.000)	-0.0691* (0.054)	-0.0402 (0.256)	0.0599*** (0.003)	0.0647*** (0.001)
两控区决定因素 $\times Post$	否	是	否	是	否	是	否	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3216066	3177300	403989	394516	263697	254328	227979	227045
adj. R^2	0.023	0.023	0.025	0.026	0.021	0.015	0.011	0.011

注:所有回归均控制了年份和城市固定效应,第(2)、(4)、(6)、(8)列还额外控制了两控区决定因素。

5. 产品垂直差异的异质性检验

本部分按照 Rauch(1999)的保守归类法,基于 SITC-4 分位将产品划分为三类:同质产品、有参考价格产品和差异化产品。对三类产品进行分样本回归,考察两控区政策对不同产品类型的影响,具体回归结果见表 8。表 8 中,第(1)、(2)列、第(3)、(4)列和第(5)、(6)列分别是对同质产品、有参考价格产品和差异化产品的样本进行回归估计。从表 8 的回归结果看,第(1)至(4)列中, $TCZ \times Post$ 的系数虽然为正,但在统计上均不显著。这表明两控区政策对同质产品和有参考价格产品的出口质量均未产生明显影响。第(5)、(6)列中, $TCZ \times Post$ 的系数均在 5% 的统计水平上显著,并保持在 0.2 和 0.205 的水平上。这说明,两控区政策的实施提高了我国出口产品的品质,并且这种效应主要集中在产品差异化程度较大的差异化产品部门。

表 8 产品垂直差异的异质性检验

样本	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	同质产品		有参考价格产品		差异化产品	
$TCZ \times Post$	0.0353 (0.645)	0.0706 (0.432)	0.0485 (0.287)	0.0480 (0.334)	0.200** (0.047)	0.205** (0.039)
$_{-}cons$	-0.0123 (0.542)	-0.0139 (0.490)	-0.0206* (0.074)	-0.0191* (0.097)	-0.0610*** (0.009)	-0.0570** (0.020)
两控区决定因素 $\times Post$	否	是	否	是	否	是
年份	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
N	29655	29120	474768	469816	3334153	3285516
adj. R^2	0.048	0.048	0.017	0.017	0.025	0.024

注:所有回归均控制了年份和城市固定效应,第(2)、(4)、(6)列还额外控制了两控区决定因素。

(三) 稳健性检验

1. 外生政策性冲击

在 1998 年,两控区政策实施的同时,还存在亚洲金融危机、国企改革和放松 FDI 管制等政策和事件冲击。如果不考虑上述因素,我们就难以将出口产品质量的提高完全归因于两控区政策的实施。为此,我们参照 Cai 等(2016),构建衡量指标。其中,亚洲金融危机指标是 1997 年城市层面进出口贸易量与城市生产总值的比率,但是由于缺失地级市的进出口贸易量,用省份的数据作为替代;国企改革指标是 1997 年城市层面的国有企业与所有类型企业的数量之比;FDI 管制放松指标是用 1997 年城市层面全资拥有的 FDI 企业数量与城市所有外资企业数量的比率来衡量。将这些指标作为控制变量纳入到我们的回归中,以进一步排除这些政策对我们结果的干扰,有效识别两控区政策对出口产品质量的影响(见表 9 第(1)至(3)列)。表 9 中,第(1)、(2)、(3)列分别控制了亚洲金融危机、放松 FDI 管制和国企改革的影响。从表 9 的回归结果可知,第(1)、(2)、(3)列中 $TCZ \times Post$ 的系数均显著为正,而且保持在 0.156 至 0.201 的水平上。这表明在控制了上述政策冲击后,两控区政策对出口产品质量的政策效应依然存在,说明本文的实证结果是稳健的,我国出口产品品质的提升确实是由两控区政策产生的。

表 9 回归结果的稳健性检验

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	外生政策冲击			产品质量衡量			对照组选择		剔除异常值	
	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i> ($\sigma=5$)	<i>quality</i> ($\sigma=10$)	unit value	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>
$TCZ \times Post$	0.201** (0.024)	0.183** (0.030)	0.156* (0.057)	0.142** (0.023)	0.118** (0.026)	0.0964** (0.036)	0.231* (0.053)	0.241* (0.062)	0.177** (0.044)	0.176** (0.042)
$Trade Ex \times Post$	-0.193* (0.087)									
$FDI Pre \times Post$		0.0254 (0.869)								
$SOE Pre \times Post$			-0.219 (0.181)							
<i>_cons</i>	-0.0515** (0.016)	-0.0467** (0.035)	-0.0486** (0.027)	0.00332 (0.816)	0.00292 (0.805)	1.170*** (0.000)	-0.0507** (0.018)	-0.0468** (0.038)	-0.0473** (0.021)	-0.0437** (0.043)
两控区决定因素 $\times Post$	是	是	是	是	是	是	否	是	否	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4052967	4003419	4052967	4053189	4053189	4053189	3945092	3880989	4111731	4053189
adj. R^2	0.022	0.022	0.022	0.030	0.031	0.029	0.023	0.022	0.025	0.024

注:第(7)、(9)列控制了年份、城市固定效应。其他列均控制了年份、城市固定效应和两控区决定因素。

2. 更换出口产品质量的测度指标

本文依据樊海潮、郭光远(2015)的方法来计算出口产品质量。其中,替代弹性 σ 的取值是基于 Broda 和 Weinstein(2006)的数据。根据 Anderson 和 Van Wincoop(2004),替代弹性 σ 的估计范围为 $[5, 10]$ 。为此,我们采用两种方法来检验本文所计算的产品质量的稳健性:第一种方法是假设替代弹性 σ 分别为 5 和 10 来计算出口产品质量;第二种方法是采用单位价值方法计算出口产品质量,这种方法不仅简单易行,而且已有文献证明是适用于中国数据的(李坤望等,2014)。具体检验结果见表 9 第(4)至(6)列。表 9 中,第(4)、(5)列分别令 σ 取值为 5 和 10 来计算产品质量;第(6)列采用单位价值衡量产品质量。从回归结果看,第(4)至(6)列中, $TCZ \times Post$ 的系数在统计水平上是显著的,并且保持在 0.0964 至 0.142 的水平上。该结果表明,无论是更换 σ 取值,还是采用单位价值方法来计算产品质量, $TCZ \times Post$ 的系数均显著为正。说明本文的基准回归结果是稳健的,两控区政策的实施显著提高了我国出口产品质量。

3. 对照组的選擇

为使处理组和对照组尽可能相似,本文进一步将对照组更换为与两控区城市相邻的非两控区城市。其中,相邻对照组的划定参照 Cai 等(2016),具体回归结果见表 9 第(7)、(8)列。由回归结果可以看出, $TCZ \times Post$ 的回归系数保持在 0.231 和 0.241 的水平上,较表 1 的 0.181 有所提高。这说明选取邻近城市对照组之后,本文的基本回归结果是稳健的,两控区政策对出口产品质量的提升产生了显著的正向影响。

4. 剔除异常值

为了排除极端异常值对本文结论的影响,我们将被解释变量上、下 1%的极端值进行缩尾处理,重新进行回归估计,具体估计结果见表 9 第(9)、(10)列。从回归结果看, $TCZ \times Post$ 的系数均在 5%的统计水平上显著为正,并且保持在 0.176 和 0.177 的水平上。这说明在剔除异常值后,本文的回归结果依然是稳健的。

四、结论及政策含义

随着我国粗放型经济的发展,环境污染日益严重,环境治理已经成为关系国计民生的重要问题。实施严格的环境管制是否会放缓中国的经济增长?更确切地说是否会不利于我国增长日渐式微的出口贸易的发展?对该问题的回答不仅有利于我们充分认识环境管制对经济活动的影响,也为环境政策的实施和贸易增长模式的转型提供理论支持和政策指导。一方面,环境管制会增加企业的生产和运营成本,产生成本增加效应,不利于出口产品质量的提升;但另一方面,环境标准的提高会激发部分企业进行技术改进和研发创新活动,产生技术创新效应,从而实现环境改善和出口产品质量升级的“双赢”。为此,本文以两控区政策作为外生冲击,运用 1997—2002 年中国海关统计数据,采用倍差法和三重倍差法,考察了环境管制对我国出口产品质量的影响,并在行业、地区和产品层面,检验了其作用的异质性。

本文研究发现:(1)总体而言,两控区政策的实施提高了我国出口产品的质量。这意味着,两控区政策并没有降低产品的国际竞争力,反而通过技术创新效应,实现了出口产品的质量升级,这有利于我国出口贸易增长模式的转型。此外,本文的实证结论还在一定程度上佐证了“波特假说”,丰富了环境管制与技术创新的文献。(2)两控区政策对我国出口产品质量的影响具有明显的行业、地区和产品异质性。首先,基于三重倍差法的结果显示,行业污染密集度越高,环境管制越

不利于出口产品质量的提升;环境管制不利于高研发密集型行业出口产品质量的提高,但提高了低研发密集型行业的出口产品品质;对于国有企业较为密集的行业,环境管制产生了负向的作用,但促进了非国有密集型行业的出口品质升级。其次,环境管制对出口产品质量的提升作用,主要存在于我国东部地区,对西部、中部和东北部地区的影响并不明显。最后,两控区政策对我国出口产品质量的提升主要作用于差异化产品部门,对有参考价格产品和同质产品部门的作用不明显。(3)我们还进行了更换产品品质的测度指标、考虑外生政策冲击、更换对照组、删除异常值等一系列稳健性检验。结果显示本文的实证结果是稳健的,即环境管制对我国出口产品质量的提高产生了显著的正向作用。

本文的结论对于制定合理的环境管制政策,实现环境改善和促进贸易转型的“双赢”局面,实现我国贸易增长模式转型和经济可持续健康增长具有重要的政策含义。首先,我国的环境管制虽然促进了出口产品品质的提升,但主要集中在污染密集度低和研发比重较低的行业,而对污染密集度高和研发比重高的行业却产生了负向的作用。为此,我们在制定环境政策时,不能采取一刀切的模式。对于污染密集度较高和研发比重高的行业给予适度的研发补贴,引导其更新机器设备,进行研发创新活动来实现产品升级和节能减排的效果。其次,监督国有企业对环境管制的实施力度,鼓励国有企业进行技术升级和设备改进,充分利用环境政策的技术创新效应,带动国有企业的产品升级。最后,地域和产品差异程度不同,环境管制的效果也有显著的差异。这就要求政府在制定环境政策时,不仅要考虑行业异质性,还要考虑地域差异性。适当给予欠发达地区更多的关注,辅之以研发创新奖励等政策,帮助其实现环境保护与经济良性发展的良性循环。

参考文献:

1. 樊海潮、郭光远:《出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据》,《世界经济》2015年第2期。
2. 金碚:《资源与环境约束下的中国工业发展》,《中国工业经济》2005年第4期。
3. 景维民、张璐:《环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步》,《经济研究》2014年第9期。
4. 李坤望、蒋为、宋立刚:《中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释》,《中国社会科学》2014年第3期。
5. 卢授永、杨晓光:《国际贸易中的绿色瓶颈制约及其对策——透视国际贸易中的环境贸易壁垒》,《国际贸易问题》2003年第1期。
6. 陆旸:《环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗》,《经济研究》2009年第4期。
7. 任力、黄崇杰:《国内外环境规制对中国出口贸易的影响》,《世界经济》2015年第5期。
8. 盛斌:《中国对外贸易政策的政治经济分析》,上海人民出版社2002年版。
9. 施炳展、王有鑫、李坤望:《中国出口产品品质测度及其决定因素》,《世界经济》2013年第9期。
10. Anderson, J. E., & Van Wincoop, E., Trade Costs. *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, No. 3, 2004, pp. 691—751.
11. Berman, E., & Bui, L. T. M., Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 3, 2001, pp. 498—510.
12. Broda, C., & Weinstein, D. E., Globalization and the Gains from Variety. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, No. 2, 2006, pp. 541—585.
13. Busse, M., Trade, Environmental Regulations, and the World Trade Organization: New Empirical Evidence. Policy Research Working Paper, No. 3361, 2004.
14. Cai, X., Lu, Y., Wu, M., & Yu, L., Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China. *Journal of Development Economics*, Vol. 123, 2016, pp. 73—85.
15. Cole, M. A., Elliott, R. J. R., & Okubo, T., Trade, Environmental Regulations and Industrial Mobility: An Industry-level Study of Japan. *Ecological Economics*, Vol. 69, No. 10, 2010, pp. 1995—2002.
16. Conrad, K., & Wastl, D., The Impact of Environmental Regulation on Productivity in German Industries. *Empirical*

Economics, Vol. 20, No. 4, 1995, pp. 615–633.

17. Costantini, V. , & Crespi, F. , Environmental Regulation and the Export Dynamics of Energy Technologies. *Ecological Economics*, Vol. 66, No. 2, 2008, pp. 447–460.

18. Ederington, J. , Levinson, A. , & Minier, J. , Footloose and Pollution-free. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 1, 2005, pp. 92–99.

19. Ederington, J. , & Minier, J. , Is Environmental Policy a Secondary Trade Barrier? An Empirical Analysis. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 36, No. 1, 2003, pp. 137–154.

20. Fan, H. , Li, Y. A. , & Yeaple, S. R. , Trade Liberalization, Quality, and Export Prices. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 97, No. 5, 2015, pp. 1033–1051.

21. Gollop, F. M. , & Roberts, M. J. , Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation. *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 4, 1983, pp. 654–674.

22. Greenstone, M. , List, J. A. , & Syverson, C. , The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing. NBER Working Paper, No. 18392, 2012.

23. Hamamoto, M. , Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries. *Resource and Energy Economics*, Vol. 28, No. 4, 2006, pp. 299–312.

24. Hemmelskamp, J. , Environmental Policy Instruments and Their Effects on Innovation. *European Planning Studies*, Vol. 5, No. 2, 1997, pp. 177–194.

25. Hering, L. , & Poncet, S. , Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 68, No. 2, 2014, pp. 296–318.

26. Jaffe, A. B. , & Palmer, K. , Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 4, 1997, pp. 610–619.

27. Khandelwal, A. K. , Schott, P. K. , & Wei, S. J. , Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 6, 2013, pp. 2169–2195.

28. Lanjouw, J. O. , & Mody, A. , Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology. *Research Policy*, Vol. 25, No. 4, 1996, pp. 549–571.

29. Larson, B. A. , Nicolaidis, E. , Zu'Bi, B. A. , Sukkar, N. , Laraki, K. , Matoussi, M. S. , Zaim, K. , & Chouchani, C. , The Impact of Environmental Regulations on Exports: Case Study Results from Cyprus, Jordan, Morocco, Syria, Tunisia, and Turkey. *World Development*, Vol. 30, No. 6, 2002, pp. 1057–1072.

30. Levinson, A. , & Taylor, M. S. , Unmasking the Pollution Haven Effect. *International Economic Review*, Vol. 49, No. 1, 2008, pp. 223–254.

31. Low, P. , Trade Measures and Environmental Quality: The Implications for Mexico's Exports. *International Trade and the Environment*, World Bank Discussing Paper, No. 159, 1992, pp. 105–120.

32. Porter, M. E. , America's Green Strategys. *Scientific American*, Vol. 264, No. 4, 1991.

33. Porter, M. E. , & Linde, C. van der, Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, pp. 97–118.

34. Rauch, J. E. , Networks versus Markets in International Trade. *Journal of International Economics*, Vol. 48, No. 1, 1999, pp. 7–35.

35. Rubashkina, Y. , Galeotti, M. , & Verdolini, E. , Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors. *Energy Policy*, Vol. 83, 2015, pp. 288–300.

36. Smarzyska, B. K. , & Wei, S. J. , Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth? NBER Working Paper, No. 8465, 2001.

37. Xepapadeas, A. , & De Zeeuw, A. , Environmental Policy and Competitiveness: the Porter Hypothesis and the Composition of Capital. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 37, No. 2, 1999, pp. 165–182.

Environmental Regulations and Upgrades of Exports Quality: Evidence from Two Control Zones Policy of China

SHENG Dan, ZHANG Huiling (Nankai University, 300071)

Abstract: Researches on environmental regulations and trade mainly focus on their impact on export volume, and pay less attention on the quality of exports. In this paper, we use the Chinese customs export data over the 1997 – 2002 period to estimate the effect of the Two Control Zones policy implemented by the Chinese government on the quality of exports with the difference-in-differences and difference-in-difference-in-differences methods. We find a relative upgrade in exports quality after the policy implementation. Further, the TCZ policy has negative effect on industries with high level of pollution, R&D intensity and proportion of state-owned enterprises, whereas the effect on eastern area and differentiated products is positive. In addition, we also carry out a series of robustness tests that are replacing the product quality indicator, excluding the impact of other policies, and changing the control group, and the results are still robust.

Keywords: TCZ Policy, Exports Quality, Environmental Regulations

JEL: F18, Q53, Q56

责任编辑:原 宏

(上接第 36 页)

How Does Replacing Business Tax with VAT Affect Household Indirect Tax Burden and Income Redistribution?

YANG Yuping, GUO Xiaodong (Sun Yat-sen University, 510275)

Abstract: Based on urban household survey data, this paper builds a VAT deduction model taking practical administration into account, and studies the impact of replacing business tax with VAT on household indirect tax burden and income redistribution. The indirect effect on the change of consumption due to this reform is explored as well. Results show that this reform reduces the indirect tax burden of each income group. The indirect tax is still regressive, but the low-income households have a larger tax rate decrease than high-income households, which improves income redistribution. Therefore, this reform has improved efficiency and equity at the same time. Moreover, according to the decomposition of the income redistribution index, the reduction of average tax rate is the determinant of the improvement of income redistribution. From the perspective of consumption structure, though the regressivity comes from the taxes of food, clothes, living, and medical care, the tax rate reduction increases their vertical equity, thus reducing the tax burden of low-income households and improving income redistribution. Therefore, the tax rates of VAT on necessities such as food, clothes and daily articles can be reduced, and the efficiency of tax administration should be enhanced. Personal income tax, property tax and public transfer payments should be improved to strengthen income redistribution as well.

Keywords: Replace Business Tax with VAT, Indirect Tax, Tax Incidence, Income Redistribution, Input-output Table

JEL: H22, H23

责任编辑:鲁 洲