

贸易自由化对中国消费污染的影响及机制研究

柯美高

(黄冈师范学院 商学院,湖北 黄冈 438000)

摘要: 本文根据贸易自由化对消费污染的作用机理构建理论模型,并利用我国2000~2015年生活二氧化硫的省级面板数据实证检验贸易自由化对我国消费污染的影响机制。理论研究表明:消费领域贸易自由化的环境效应由规模效应、技术效应和贸易引致的结构效应组成;环境规制越严格的国家或地区的消费侧脏品的消费越少,其消费减排技术越高。实证研究显示:就生活二氧化硫而言,规模效应使我国的消费污染水平上升,技术效应和贸易引致的结构效应使我国的消费污染水平下降,贸易总体上降低了我国的消费污染水平;中国不存在生活二氧化硫的环境库兹涅茨曲线,但消费领域“污染天堂”假说在中国成立。

关键词: 贸易自由化;消费污染;“污染天堂”假说;环境库兹涅茨曲线

中图分类号: F741 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2020)05-0125-12

中国已经由投资驱动型经济全面转向消费驱动型经济。然而,正如吴明琴和袁嘉(2016)指出的那样,消费驱动型经济并非就是环保的经济增长模式^[1]。消费如同生产,如果不加以管制和规范,同样会产生环境污染问题。从2011年开始中国的消费污染就逐年增加。就生活垃圾而言,全国生活垃圾清运量由2011年的16395.3万吨上升到2017年的21520.9万吨^①,且在2011年之后全国生活垃圾增长率一直大于工业固体废物增长率。全国生活二氧化硫排放总量则由2011年的200.39万吨上升到2015年的296.87万吨^②。全国生活与工业二氧化硫排放量之比在2011年之后也一直呈上升趋势,该比值在2011年为0.0993,在2015年高达0.1907^③。全国主要城市生活与工业二氧化硫排放量之比上升的幅度更显著,由2013年的0.1442上升到2017年的0.8097^④。

由此可知,我国全面进入消费驱动型经济以后,国内的消费污染问题越来越严重。在经济全球化不断深入的国际背景下,我国的贸易自由化程度也越来越大。从长期来看,贸易自由化是提高还是降低了我国的消费污染水平?回答这一问题对于我国贸易和环境政策的制定具有重要意义。另外,贸易自由化影响我国消费污染的机制有哪些?它们的具体表现怎样?在当前我国消费驱动型经济中,这些问题亟待解答。鉴于此,本文基于消费污染的特点构建理论模型,并把生活二氧化硫作为消费污染的衡量指标,实证检验贸易自由化影响我国消费污染的机制。

收稿日期: 2019-12-26

作者简介: 柯美高(1974—),男,湖北黄石人,黄冈师范学院商学院讲师,博士。

一、文献综述

(一)有关贸易自由化环境效应的理论研究

Grossman 和 Krueger(1991)首次提出生产领域贸易自由化环境效应的概念,并将其分为规模效应、结构效应和技术效应^[2]。Copeland 和 Taylor(1994)用全微分的形式对环境效应进行了阐释^[3]。Antweiler 等(2001)以生产可能性曲线和生产减排技术线为基础把生产领域贸易自由化的环境效应分解为规模效应、结构效应和技术效应^[4]。Copeland 和 Taylor(2004)则以 Antweiler 等(2001)的研究为基础,分析了刚性和弹性环境政策下的贸易自由化环境效应^[5]。除此之外,Panayotou(2000)还提出了其他的环境效应:收入效应、产品效应和法规效应^[6]。Cherniwchan 等(2016)从新新贸易理论角度把技术效应进一步分解为企业内重新组织效应、企业市场份额效应、国内外外包效应、企业进入或退出市场效应、排污强度效应、离岸外包效应和公司层面溢价效应^[7]。

Hu 和 Mckitrick(2016)提出消费领域贸易自由化的环境效应也可以进行类似的分解^[8]。柯美高(2019)以消费无差异曲线和消费减排技术线为基础把消费领域贸易自由化的环境效应分解为规模效应、结构效应和技术效应,并对它们进行了界定:规模效应是指在其他条件不变的情况下,由贸易自由化引起的消费规模扩张所导致的消费污染变化;结构效应是指在其他条件不变的情况下,由贸易自由化引起的消费结构改变所导致的消费污染变化;技术效应是指在其他条件不变的情况下,由贸易自由化引起的消费减排技术提高所导致的消费污染变化^[9]。

(二)关于贸易自由化环境效应的实证研究

关于贸易自由化环境效应中的规模效应、结构效应和技术效应的实证研究主要从两方面展开:

一是在计量模型中把结构效应区分为贸易引致的结构效应和资本劳动比率引致的结构效应。Antweiler 等(2001)在实证研究中用资本劳动比率代表直接结构效应,并以贸易强度分别与相对资本劳动比率和相对人均收入的交互项为基础检验贸易引致的结构效应^[4]。Cole 和 Elliott(2003)在构建计量模型时也进行了同样的区分,并基于要素禀赋假说、污染天堂假说和环境库兹涅茨曲线理论对计量模型的回归系数进行了理论预测^[10]。Hu 和 Mckitrick(2016)在研究贸易自由化对消费领域环境污染的影响时,也把贸易引致的结构效应与资本劳动比率引致的结构效应进行了分离^[8]。

二是在实证分析中并不区分贸易引致的结构效应和资本劳动比率引致的结构效应。这方面的研究比较普遍。如 Cole 等(1998)在实证研究中用人均收入代表规模效应和技术效应,并用单位产出的污染强度变化代表结构效应^[11]。而张连众等(2003)用人均收入代表规模效应,用资本劳动比率代表结构效应和技术效应^[12]。相比之下,陈红蕾和陈秋峰(2007)在计量模型中把规模效应、结构效应和技术效应彻底分离,并分别用当年的 GDP、资本劳动比率和人均纯收入来表示^[13]。尽管这些实证研究都在不同程度上区分了规模效应、结构效应和技术效应,但他们并没有在计量模型中把结构效应进一步区分为贸易引致的结构效应和资本劳动比率引致的结构效应。

总体而言,目前国内有关消费领域“污染天堂”假说和环境库兹涅茨曲线的研究还未曾出现,并且有关贸易自由化影响消费污染的实证文献非常少。除了 Hu 和 Mckitrick(2016)的研究外^[8],Davis 和 Kahn(2010)研究了二手车贸易对墨西哥空气质量的影响,该文在多国框架下对贸易与消费污染问题进行了研究。

本文试图在以下三个方面进一步推动现有研究:第一,本文使用中国的数据对消费领域的“污染天堂”假说和环境库兹涅茨曲线进行研究。第二,本文从理论角度证实贸易自由化对消费领域和生产领域环境污染的作用机理不完全相同。Hu 和 Mckitrick(2016)通过实证检验发现贸易自由化对消费领域环境污染的影响不同于生产领域,但他们并没有做进一步的理论分析^[8]。第三,本文研究了贸易自由化对消费污染的影响,并通过区分贸易引致的结构效应和资本劳动比率引致的结构效应进行机制研究。

二、理论模型

目前有关消费污染和消费侧肮脏品的界定散见于相关文献中。如把消费污染看成是消费的副产品^[15]或“排气管”污染^[16],而把消费侧肮脏品看成是在消费时产生污染物的产品^[8]。国内这方面的研究与国外一致,如李召华(2004)构建的产品差异减污模型就以产品消费排污为基础,包括汽车的尾气、冰箱的氟利昂等^[17];柯美高(2019)把消费污染定义为产品被消费时排放的空气污染物^[9]。他们所提到的消费污染都类似于“排气管”污染。本文把消费污染和消费侧肮脏品界定如下:消费污染是指消费的副产品,也即与消费相关的污染,而且假设这些污染局限于所排放的区域内;消费侧肮脏品是指在消费过程中产生污染物的产品,且假设该产品在生产过程中不产生污染。

(一)基本假设

本文采用 Hu 和 Mckitrick(2016)^[8]以及 Antweiler 等(2001)^[4]的模型框架。一个小型开放的国家有 M 个相同的生产企业。它们利用两种生产要素生产两种商品 X 和 Y 。两种生产要素为劳动 L 和资本 K ,其市场供给弹性为 0,而且其市场成本分别为 w 和 r 。商品 X 是消费侧肮脏品,消费排放污染,但生产不排放污染。商品 Y 是消费侧清洁品,生产和消费都不排放污染。另外,商品 Y 是计价物,假定其价格为 1。商品 X 的国内相对价格为 p ,其在国际市场的相对价格为 p^w ,假定:

$$p = \beta p^w \quad (1)$$

式(1)中, β 为测度贸易摩擦重要性的参数(并非贸易摩擦)。当 $\beta=1$ 时,贸易摩擦为0。如果一个国家出口商品 X ,那么 $0 < \beta < 1$ 。随着贸易自由化的深入, β 从小于1的某个值逐渐趋向于1。如果一个国家进口商品 X ,那么 $\beta > 1$ 。随着贸易自由化的深入, β 从大于1的某个值逐渐趋向于1。

(二)模型推导

1.生产企业。假设产品 X 和产品 Y 的生产函数满足规模报酬不变,企业可以自由进入,市场充分就业,则:

$$p = c^X(w, r) \quad (2)$$

$$1 = c^Y(w, r) \quad (3)$$

$$K = c_r^X x + c_r^Y y \quad (4)$$

$$L = c_w^X x + c_w^Y y \quad (5)$$

由式(2)(3)(4)(5)可以得到产品 X 和产品 Y 的总产量水平:

$$x = x(p, K, L) \quad (6)$$

$$y = y(p, K, L) \quad (7)$$

因此,生产企业的收入为:

$$R(p, K, L) = p \cdot x(p, K, L) + y(p, K, L) \quad (8)$$

2.消费者。假设所有的消费者都是同质的,代表性消费者的效用函数为:

$$U_i = x_i^\alpha y_i^{1-\alpha} - \lambda D \quad (9)$$

式(9)中, x_i 和 y_i 分别是第 i 个代表性消费者消费商品 X 和商品 Y 的数量。 D 为消费污染排放量,即:

$$D = \sum_{i=1}^N k(z_i) x_i \quad (10)$$

式(10)中, N 是消费者的数量。 z_i 是第 i 个消费者从其消费总支出中分拨给消费减污的比例。 $k(z_i)$ 是第 i 个消费者消费单位商品 X 的排污强度,且 $k'(z_i) < 0, k''(z_i) > 0$ 。这里不妨采用 Copeland 和 Taylor (2003)^[18]、Levinson 和 Taylor (2008)^[19]等的排污强度表达式:

$$k(z_i) = (1 - z_i)^{1/\epsilon} \quad (11)$$

式(11)中, $0 < \epsilon < 1$, ϵ 值越大意味着排污强度越大,从而其对应的消费减排技术越低。

3.政府。政府管理者通过征收排污税 τ 来最大化代表性消费者的效用。此时,第 i 个代表性消费者对每单位消费商品 X 实际支付的价格为:

$$p^N = p + \tau k(z_i) \quad (12)$$

假设政府征收的消费污染税全部返还给消费者,则第 i 个代表性消费者的收入为:

$$I_i = (R + \tau D) / N \quad (13)$$

不妨假设代表性消费者的收入用于消费支出(c)的比例为 η ,其余的收入全部用于投资,则第 i 个代表性消费者的预算约束为:

$$[p + \tau k(z_i)]x_i + y_i \leq c_i(1 - z_i) = \eta I_i(1 - z_i) \quad (14)$$

因此,代表性消费者效用最大化的拉格朗日函数为:

$$L = x_i^\gamma y_i^{1-\gamma} - \lambda D - \mu [(p + \tau k(z_i))x_i + y_i - c_i(1 - z_i)] \quad (15)$$

由式(15)的一阶条件得:

$$x_i = [\gamma c_i(1 - z_i)] / [p + \tau k(z_i)] \quad (16)$$

$$y_i = (1 - \gamma) \cdot c_i \cdot (1 - z_i) \quad (17)$$

$$p/\tau = -k(z_i) - (1 - z_i) \cdot \gamma \cdot k'(z_i) \quad (18)$$

由式(11)和(18)得:

$$k(z_i) = [\epsilon / (\gamma - \epsilon)] \cdot [p/\tau] \quad (19)$$

$$dz_i/d(p/\tau) = \epsilon / \{(1 - z_i)^{[(1/\epsilon) - 1]} \cdot (1 - \gamma/\epsilon)\} \quad (20)$$

不妨假设 $\epsilon < \gamma$,也即排污强度大于零。此时 $dz_i/d(p/\tau) < 0$,这意味着政府提高排污税率 τ 会使消费者从其消费总支出中分拨更大比例的资金用于消费减污。

该国国内商品 X 的消费量为国内商品 X 的产量 $x(p, K, L)$ 减去商品 X 的贸易量,也即:

$$\varphi_x = x(p, K, L) - \psi_x \quad (21)$$

如果 $\psi_x > 0$,那么该国出口商品 X ;如果 $\psi_x < 0$,那么该国进口商品 X 。由于所有的消费者都是同质的,所以该国国内商品 X 的消费量为:

$$\varphi_x = Nx_i = [\gamma C(1 - z_i)] / [p + \tau k(z_i)] \quad (22)$$

式(22)中, C 为该国国内消费总支出,即:

$$C = Nc_i = \eta I = \eta(R + \tau D) \quad (23)$$

该国的总消费排污量为:

$$D = k(z_i)\varphi_x \quad (24)$$

联立式(11)(22)(23)(24)得:

$$\{(1/\eta) \cdot (1/\epsilon) \cdot [(\epsilon p)/(\gamma - \epsilon)]^{(1-\epsilon)} \cdot \tau^\epsilon - (\epsilon p)/(\gamma - \epsilon)\} \cdot \varphi_x = R(p, K, L) \quad (25)$$

联立式(1)(11)(18)(19)(22)(24)得:

$$D = (\gamma - \epsilon) \cdot C \cdot k^{\epsilon+1} / (\beta p^w) \quad (26)$$

假设 G 为该国消费束中商品 X 与商品 Y 的数量之比,即 $G \equiv x/y$ 。联立式(12)(16)(17)得:

$$G = [\gamma / (1 - \gamma)] \cdot [1/p^N] \quad (27)$$

联立式(1)(12)(19)(26)(27)得:

$$D = (1 - \gamma) \cdot C \cdot k^{\epsilon+1} \cdot G \quad (28)$$

(三)命题总结与证明

根据上面的模型推导,本文可以得到两个重要命题。

命题 1:如果一国环境规制越严格,那么该国消费侧肮脏品的消费越少,其消费减排技术越高。同时在产量不变的情况下,该国消费侧肮脏品的出口越多。因此,消费领域“污染天堂”假说成立。

证明:由式(25)得:

$$\varphi_x = R(p, K, L) / \left[\frac{1}{\eta} \cdot \frac{1}{\epsilon} \cdot \left(\frac{\epsilon p}{\gamma - \epsilon} \right)^{1-\epsilon} \cdot \tau^\epsilon - \frac{\epsilon p}{\gamma - \epsilon} \right] \quad (29)$$

将式(29)两边对 τ 求导得:

$$\frac{\partial \varphi_x}{\partial \tau} = -R(p, K, L) \cdot \left[\frac{1}{\eta} \left(\frac{\epsilon p}{\gamma - \epsilon} \right)^{1-\epsilon} \cdot \tau^{\epsilon-1} \right] / \left[\frac{1}{\eta} \cdot \frac{1}{\epsilon} \cdot \left(\frac{\epsilon p}{\gamma - \epsilon} \right)^{1-\epsilon} \cdot \tau^\epsilon - \frac{\epsilon p}{\gamma - \epsilon} \right]^2 < 0 \quad (30)$$

由式(30)可知,排污税 τ 上升会减少商品 X 的国内消费。由式(20)可知 $dz_i/d(p/\tau) < 0$, 也即 z_i 上升, 从而消费排污强度下降, 消费减排技术上升。由式(21)可知, 在商品 X 产量不变的情况下该国商品 X 的出口必然增加。因此, 消费污染在环境规制相对宽松的国家或地区更为严重, 也即“污染天堂”假说(PHH)适合于消费领域的环境污染。

命题 2: 消费领域贸易自由化环境效应由规模效应、技术效应和贸易引致的结构效应组成, 没有资本劳动比率引致的结构效应。贸易自由化对消费领域和生产领域环境污染的作用机理不完全相同。

证明: 把式(28)两边同时取自然对数得:

$$\ln D = \ln(1 - \gamma) + \ln C + (\epsilon + 1) \ln k + \ln G \quad (31)$$

对式(31)求全微分得:

$$\hat{D} = \hat{C} + (\epsilon + 1) \hat{k} + \hat{G} \quad (32)$$

其中, $\hat{D} = dD/D$, $\hat{C} = dC/C$, $\hat{k} = dk/k$, $\hat{G} = dG/G$ 。

式(32)左边是消费领域贸易自由化总环境效应; 右边第一项是规模效应, 即由消费规模变化导致的消费污染水平变化; 右边第二项是技术效应, 即由消费减排技术变化导致的消费污染水平变化; 右边第三项是贸易引致的结构效应, 即由消费品结构变化导致的消费污染水平变化。

Antweiler 等(2001)研究发现, 生产领域贸易自由化环境效应中的结构效应包括资本劳动比率引致的结构效应和贸易引致的结构效应^[4]; 而消费领域贸易自由化环境效应中的结构效应并不存在资本劳动比率引致的结构效应。因此, 贸易自由化对生产领域和消费领域环境污染的作用机理不完全相同。

三、计量模型、变量选取与数据说明

(一) 理论模型在实证中的应用

由本文的模型推导可知, 消费领域贸易自由化的环境效应由规模效应、技术效应和贸易引致的结构效应组成, 也即 $\hat{D} = \hat{C} + (\epsilon + 1) \hat{k} + \hat{G}$ 。在本文的实证研究中消费污染的衡量指标是生活二氧化硫。由于二氧化硫主要来源于化石燃料的燃烧, 特别是煤炭的燃烧, 所以目前我国生活二氧化硫排放量的统计以生活煤炭消费量及其含硫量为基础, 其计算公式为^⑤:

$$\text{生活 SO}_2 \text{ 排放量} = \text{生活煤炭消费量} \times \text{含硫量} \times 0.8 \times 2 \quad (33)$$

由式(33)可知, 在实证检验中消费领域贸易自由化的环境效应就是指生活二氧化硫的三个效应:

第一, 规模效应。贸易自由化提高了人均收入水平, 人们的消费活动增加, 由此引起生活煤炭的消费量增加, 从而导致生活二氧化硫排放量增加。因此, 本文用人均消费支出来测度消费规模。

第二, 技术效应。更严格的环境规制会促使人们从其消费总支出中分拨出更大比例的资金用于消费减污。一方面, 人们可以使用更多的资金购买更高效率的燃煤锅炉, 从而使生活煤炭的消费量减少; 另一方面, 人们可以在煤炭中掺杂一些廉价的粘合剂(沥青、氧化钙、富含金属的黄土等)再燃烧, 使得煤炭中的硫元素燃烧后以硫酸盐的形式保留在煤炭灰中, 从而减少生活二氧化硫的排放量。一般来说, 随着收入水平提高, 人们对环境质量的要求也增加。为了顺应人们的呼声, 政府也随之制定更严格的环境法规。然而, 从贸易自由化引起人均收入水平的提高到人们要求更高的环境质量, 再到更严格的环境法规和更高的消费减排技术, 这个传递过程需要时间。因此, 本文采用 Antweiler 等(2001)的方法, 使用滞后的人均 GDP 作为技术效应的替代变量^[4]。

第三, 贸易引致的结构效应。随着贸易自由化的不断深入, 国内产品的相对价格也会发生变化, 从而引起不同产品的社会需求发生变化。就能源需求而言, 人们的生活消费会转向其他的能源, 如含硫量更少的无烟煤、石油天然气、更清洁的能源等等, 所有这些都导致生活二氧化硫排放量的变化。贸易引致的结构效应主要由贸易自由化程度决定。另外, 环境规制也是一个重要的影响因素。在贸

易自由化程度相同的情况下,更低的环境规制会促使更多的消费侧肮脏品的进口。由此可知,贸易引致的结构效应以贸易自由化程度为主,同时环境规制也会与贸易自由化程度共同影响贸易引致的结构效应。一般来说,人均收入相对高的国家或地区的环境规制更严格,而人均收入相对低的国家或地区的环境规制更宽松,所以在实证研究中往往用相对人均收入作为环境规制的替代变量^{[4][8]}。因此,本文贸易引致的结构效应除了使用贸易强度外,还使用贸易强度与相对人均收入的交互项。

(二) 计量模型

根据上述理论分析,本文构建如下计量模型:

$$\log E_{it} = b_0 + b_1 \text{consume}_{it} + b_2 \text{lagi}_{it} + b_3 (\text{lagi}_{it})^2 + b_4 \text{trade}_{it} + b_5 \text{trade}_{it} \times \text{lagri}_{it} + \epsilon_{it} \quad (34)$$

式(34)中,下标*i*代表各省、自治区和直辖市(以下统称“省区”),下标*t*代表时间。 $\log E$ 是生活二氧化硫人均排放量的对数; consume 是人均消费支出,代表规模效应; lagi 是滞后一期的人均GDP,代表技术效应; trade 是贸易强度; lagri 是滞后一期的相对人均GDP; ϵ_{it} 是随机扰动项。

(三) 变量选取与数据说明

1.被解释变量。本文把生活二氧化硫人均排放量作为消费污染的指标,主要基于以下考虑:(1)生活二氧化硫是消费的副产品,主要来自煤炭的燃烧;(2)有很强的地区效应;(3)存在生活二氧化硫的减排技术;(4)数据可获得。另外,本文采用生活二氧化硫人均排放量的 \log 对数形式(以10为底)作为计量模型的因变量,这是因为它们的对数形式比较接近正态分布。生活二氧化硫排放总量的数据来自2001~2016年的《中国环境统计年鉴》,各省区人口总量数据来自2001~2016年的《中国统计年鉴》。

2. 核心解释变量。

(1)规模效应(consume)。 consume 表示中国各省区人均消费支出,各省区消费总支出和人口总量数据均来自2001~2016年的《中国统计年鉴》。

(2)技术效应变量(lagi)。本文采用Antweiler等(2001)的方法,使用滞后一期的人均GDP作为技术效应的替代变量。各省区滞后一期GDP和人口总量数据均来自2000~2015年的《中国统计年鉴》。

(3)贸易强度变量(trade)。 trade 表示一个省区进出口贸易总额在该省区经济中的地位,其计算方法为: $\text{trade}_{it} = (\text{EX}_{it} + \text{IM}_{it}) / \text{GDP}_{it}$ 。其中, EX_{it} 表示第*i*个省区在第*t*年的出口总额, IM_{it} 表示第*i*个省区在第*t*年的进口总额, GDP_{it} 表示第*i*个省区在第*t*年的地区生产总值。所有数据均来自2001~2016年的《中国统计年鉴》。

3.其他解释变量:环境规制变量(lagri)。本文使用滞后一期的相对人均GDP作为环境规制的替代变量,即 $\text{lagri}_{it} = \text{lagi}_{it} / \text{lagmi}_{it}$ 。其中, lagi_{it} 表示第*i*个省区在第*t*年滞后一期的人均GDP, lagmi_{it} 表示第*t*年各省区滞后一期人均GDP的均值。所有原始数据均来自2000~2015年的《中国统计年鉴》。

另外,计量模型的被解释变量数据是以实物形式统计的,不受通货膨胀的影响。解释变量数据是以货币形式统计的,会受到价格波动的影响。因此,本文以2000年为基期对1999~2015年的人均消费支出(consume)和滞后一期的人均GDP(lagi)变量数据进行价格指数平减化处理。表1为全体变量的统计性描述。

表1 全体变量的统计性描述

变量	单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$\log E$	log(千克)	496	0.249	0.472	-1.595	1.360
trade	—	496	0.310	0.370	0.0152	1.876
consume	万元	496	0.908	0.593	0.215	3.872
lagi	万元	496	1.680	1.178	0.251	6.014
lagri	—	496	1	0.582	0.310	3.625

数据来源:2000~2016年的《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。

四、实证回归结果分析

(一) 基准回归结果

辅助 Hausman 检验表明基准回归应选择随机效应。表 2 是全国 31 个省区样本的模型估计结果及其稳健性和内生性分析,由表 2 第(1)栏可知:

第一,规模效应。人均消费支出(consume)的回归系数 $b_1 = 0.1869$,且在 5%的水平上显著。这说明我国生活二氧化硫的人均排放量随着人均消费支出(consume)的增加而增加。另外,在样本均值处规模效应弹性大于零,且其值为 0.1697。由此推断,规模效应大于零,即消费规模增加使我国生活二氧化硫人均排放水平上升,且其对消费污染的影响较大。

第二,技术效应。滞后一期人均 GDP(lagi)的回归系数 $b_2 = -0.1012$,显著水平为 5%。其平方项(lagi)²的回归系数 $b_3 = -0.0170 < 0$,且在 1%的水平上显著。另外,在样本均值处技术效应弹性值为 $-0.1700 < 0$ 。由此推断,技术效应小于零,也即随着人们收入水平的提高和环境规制的逐步严格,消费者会分拨越来越大比例的消费支出用于消费减污,从而导致消费排污强度下降。另一方面,由于倒 U 型曲线的拐点 $lagi^* = -b_2/2b_3 = -2.9765$,也即环境库兹涅茨曲线没有经济意义,所以,就生活二氧化硫而言,中国并不存在倒 U 型环境库兹涅茨曲线(EKC)。

表 2 全国 31 个省区模型估计结果及其稳健性和内生性分析

变量	基准回归	稳健性检验		内生性——工具变量	
	logE (1)	固定效应 (2)	替换变量 (3)	IV-2SLS (4)	IV-GMM (5)
consume	0.1869 ** (0.0728)	0.1733 ** (0.0736)	0.1602 ** (0.0694)	0.3237 *** (0.0922)	0.3018 *** (0.0836)
lagi	-0.1012 ** (0.0400)	-0.0928 ** (0.0406)	-0.0957 ** (0.0434)	-0.1520 *** (0.0467)	-0.1452 *** (0.0417)
(lagi) ²	-0.0170 *** (0.0049)	-0.0177 *** (0.0050)	-0.0198 *** (0.0054)	-0.0202 *** (0.0051)	-0.0200 *** (0.0057)
trade	-0.6693 *** (0.1204)	-0.6177 *** (0.1237)	-0.5820 *** (0.1251)	-0.7474 *** (0.1250)	-0.7006 *** (0.1214)
trade×lagri	0.2966 *** (0.0492)	0.2739 *** (0.0505)	0.2374 *** (0.0506)	0.3281 *** (0.0515)	0.3084 *** (0.0474)
常数项	0.3860 *** (0.0793)	0.3819 *** (0.0344)	0.3880 *** (0.0343)	0.3697 *** (0.0795)	
N	496	496	496	496	496
R-sq	0.2756	0.2760	0.2797	0.2703	0.2709
辅助 Hausman 检验	0.4935	0.4935	0.0001		
F-test		35.0710 ***	35.7161 ***		
Underidentification test (Kleibergen-Paaprk LM)				39.825 [0.0000]	46.385 [0.0000]
Weak identification test (Kleibergen-Paaprk Wald F)				174.034 {7.77}	70.914 {7.77}
规模效应弹性	0.1697 ** (0.0661)	0.1573 ** (0.0668)	0.1455 ** (0.0630)		
技术效应弹性	-0.1700 ** (0.0672)	-0.1558 ** (0.0682)	-0.1475 ** (0.0668)		
贸易强度弹性	-0.2076 *** (0.0374)	-0.1916 *** (0.0384)	-0.1805 *** (0.0388)		

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;弹性值是使用 Delta 方法在样本均值处的估计值。小括号内的值表示回归系数的标准误;中括号内的值表示 Kleibergen-Paaprk LM 统计量的 p 值;大括号内的值表示 Stock-Yogo 检验 10% 水平的临界值。

第三,贸易引致的结构效应。这里引入“平均值省区”的概念。所谓“平均值省区”是指历年的人均 GDP、人均消费支出和贸易强度等经济指标都为全国平均值的省区。虽然这样的省区并不真实存在,但是它在一定程度上可以代表全国整体的情况。“平均值省区”的相对人均 GDP 为 1,也即 $lagri = 1$ 。所以,就“平均值省区”而言,其贸易强度弹性的符号就代表了贸易引致的结构效应的正负。由表 2 第(1)栏可知,在样本均值处贸易强度的弹性为 -0.2076 。由此推断,“平均值省区”贸易引致的结构效应小于零,即结构效应总体上降低了我国生活二氧化硫的人均排放水平。

另外,贸易强度(trade)的回归系数 $b_4 = -0.6693 < 0$,这意味着我国生活二氧化硫的人均排放量与贸易强度负相关。贸易强度和相对人均 GDP 的交互项(trade \times lagri)的回归系数 $b_5 = 0.2966 > 0$,这意味着我国生活二氧化硫的人均排放量与贸易强度和相对人均 GDP 的交互项(trade \times lagri)正相关。由此推断,我国生活二氧化硫的人均排放量与相对人均 GDP(lagri)负相关。因此,就生活二氧化硫而言,消费领域“污染天堂”假说(PHH)在中国成立。这进一步证实了命题 1。

(二)稳健性检验与内生性分析

1.稳健性检验。(1)改变计量方法。本文通过固定效应回归替换随机效应回归来检验表 2 基准回归结果的稳健性,回归结果见表 2 第(2)栏。比较表 2 第(2)栏和第(1)栏可知,所有解释变量的回归系数的符号和显著性完全一样,其值变化不大。另外,规模效应弹性、结构效应弹性和贸易强度弹性的符号和显著性都完全一样,其值变化也不大。由此可见,本文的结论是稳健的。(2)改变技术效应和环境规制的测度方法。本文通过改变技术效应和环境规制的测度方法来检验基准回归结果的稳健性,将滞后二期的人均 GDP 作为技术效应的替代变量,同时将滞后二期的相对人均 GDP 作为环境规制的替代变量,具体回归结果见表 2 第(3)栏。比较表 2 的第(3)栏和第(1)栏可知,回归系数的符号和显著性完全一样,规模效应弹性、结构效应弹性和贸易强度弹性的符号和显著性也没有变化,且它们值的变化幅度都非常小。由此可见,本文的结论稳健。

2.内生性分析。尽管基准回归结果基本比较稳健,但仍然可能受到内生性问题的影响。潜在的内生性来自三方面:遗漏变量、测量误差和双向因果关系。首先,煤炭资源丰富或靠近产区的地区,居民煤炭消费比重会较高,从而生活二氧化硫排放相对较高。另外,环境气候等因素也会影响生活二氧化硫的排放。因此,要素禀赋、地理位置、环境气候等因素可能是遗漏变量。其次,生活二氧化硫排放、消费支出和 GDP 的测量误差可能导致偏误。最后,生活二氧化硫的排放与贸易强度之间可能存在双向因果关系。

本文采用 White(1980)提出的一般检验方法对异方差进行检验,结果显示,P 值为 0.0000,即拒绝同方差的原假设。在异方差情况下,Hausman 内生性检验失效,此时应使用 Davidson-Mackinnon (1993)内生性检验。检验结果显示,对规模效应(consume)、技术效应(lagi)及其平方项(lagi)² 检验的 P 值均为 0.0000,即拒绝外生变量的原假设。

本文用规模效应的滞后项作为规模效应的工具变量。同时用滞后的人均 GDP 及其平方项分别作为技术效应变量及其平方项的工具变量。表 2 第(4)栏和第(5)栏分别是 IV-2SLS 和 IV-GMM 的估计结果。Kleibergen-Paaprk LM 统计量的 p 值为 0.0000,强烈拒绝“工具变量不可识别”的原假设。Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量也都大于 Stock-Yogo 检验 10%水平的临界值,也即拒绝“工具变量弱识别”的原假设。比较表 2 第(4)栏、第(5)栏和第(1)栏可知,在不同回归中所有解释变量回归系数的符号完全相同,显著性也基本一致。因此,表 2 第(4)栏和第(5)栏的回归结果进一步支持了本文的结论。

五、进一步分析与讨论

(一)各省区贸易强度弹性

首先,本文把全国 31 个省区都分别赋予不同代码:安徽(anhu)、北京(bj)、重庆(cq)、福建(fuji)、甘肃(gans)、广东(guad)、广西(guax)、贵州(guiz)、海南(hain)、河北(hebe)、黑龙江(helj)、河南(he-

na)、湖北(hube)、湖南(huna)、江苏(jias)、江西(jiax)、吉林(jili)、辽宁(lini)、宁夏(ninx)、内蒙古(nmgu)、青海(qinh)、山西(saxi)、上海(sh)、山东(shad)、陕西(shex)、四川(sich)、天津(tj)、新疆(xinj)、西藏(xiza)、云南(yunn)、浙江(zhej)。然后,本文在 Stata 软件中分别求出每个省区的贸易强度弹性(四川省和河北省除外)^⑥。最后,本文利用各省区相对人均 GDP 数据和贸易强度数据在 Stata 软件中生成图 1,图 1 中每个点代表相应省区的贸易强度弹性。

由图 1 可知,我国相对人均 GDP 较低的省区的贸易强度弹性更大,而相对人均 GDP 较高的省区的贸易强度弹性更小,也即总体上我国各省区贸易强度弹性与相对人均 GDP 负相关。

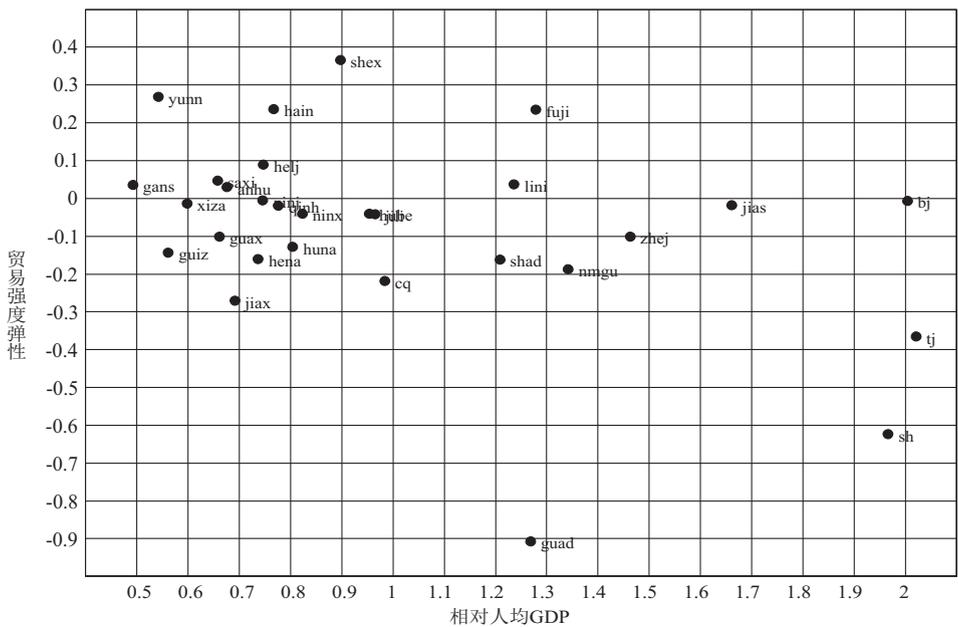


图 1 各省区贸易强度弹性与相对人均收入

(二)“要素禀赋”假说(FEH)与“污染天堂”假说(PHH)的适用性

“要素禀赋”假说认为,决定一个国家或地区贸易模式的因素不是环境政策,而是要素禀赋或技术因素。不管环境政策是严格还是宽松,资本丰裕的国家或地区总是趋向于出口资本密集型产品,因为其在资本密集型产业的生产上具有比较优势。由于资本密集型产业的污染性更大,且资本丰裕的国家或地区往往也是收入水平高的国家或地区,所以,当贸易强度的增长率相同时,更富裕国家或地区环境污染的增长率更大,也即其贸易强度弹性更大。相反,贫穷国家或地区的环境污染会下降,也即其贸易强度弹性小于零;且一个国家或地区越贫穷,其环境污染水平下降的幅度越大,从而其贸易强度弹性越小。因此,更富裕的国家或地区的污染水平更高,其贸易强度弹性更大,而更贫穷的国家或地区的贸易强度弹性更小,也即贸易强度弹性与相对人均收入正相关,如图 2 中的 FEH 所示。

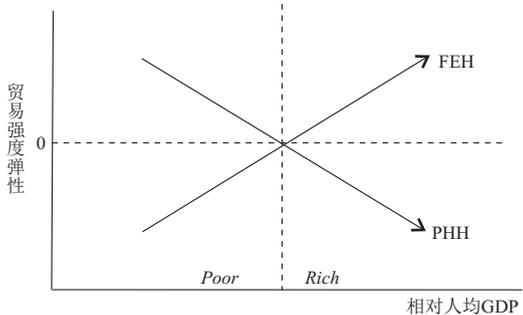


图 2 “要素禀赋”假说与“污染天堂”假说的比较

“污染天堂”假说认为,环境规制宽松的国家或地区的污染成本低,从而吸引污染密集型产业的生产。而环境规制宽松的国家或地区的人均收入水平也低,所以贫穷的国家或地区也是环境污染严重的国家或地区。随着人均收入水平的提高,政府逐步出台更严格的环境法规,从而使得污染密集型产业纷纷转移到更贫穷的国家或地区。当贸易强度的增长率相同时,更贫穷的国家或地区环境污染的增长率更大,也即其贸易强度弹性更大。相反,富裕国家或地区的环境污染水平会下降,也即其贸易强度弹性小于零;且一个国家或地区越富裕,其环境法规越严格,其环境污染水平下降的幅度越大,从而其贸易强度弹性越小,也即贸易强度弹性与相对人均收入负相关,如图 2 中的 PHH 所示。因此,贫穷的国家或地区就成为环境污染的“避难所”或“污染天堂”。

由命题 1 可知,“污染天堂”假说适用于消费领域的环境污染。这是因为更高的消费污染税提高了消费侧肮脏品 X 相对于消费侧清洁品 Y 的价格,从而减少商品 X 的消费,增加商品 Y 的消费。最终导致商品 X 更多地出口到环境规制更宽松、收入水平更低的国家或地区。因此,更贫穷的国家或地区的消费污染水平更高,其贸易强度弹性更大。而“要素禀赋”假说并不适用于消费领域的环境污染。这是因为要素禀赋主要形成生产领域的比较优势,而对消费领域并不会产生直接影响。

表 2 第(1)栏的基准回归结果表明,就生活二氧化硫而言,消费领域“污染天堂”假说成立。由图 1 可以看出,我国地区贸易强度弹性与相对人均收入负相关,同样支持“污染天堂”假说。这与 Hu 和 McKittrick(2016)对消费领域环境污染的实证研究结果一致^[8],而与 Antweiler 等(2001)对生产领域环境污染的实证研究结果不一致^{[4]②}。因此,“污染天堂”假说适用于消费领域的环境污染,而“要素禀赋”假说并不适用。这说明贸易自由化对消费领域环境污染的影响不同于生产领域。

(三)总环境效应评估

Antweiler 等(2001)认为一个国家的 GDP 和 GNP 很接近,从而规模和技术的增长率近似相等^[4]。因此,规模效应弹性和技术效应弹性可以直接加总,但是贸易强度弹性不能直接加总。其判断准则是:(1)如果规模效应弹性和技术效应弹性加总值大于(或小于)零,且贸易强度弹性也大于(或小于)零,那么,贸易的总环境效应大于(或小于)零;(2)如果规模效应弹性和技术效应弹性加总值大于(或小于)零,而贸易强度弹性小于(或大于)零,那么,贸易的总环境效应无法判断。

在本文的研究中,消费规模是人均消费支出,它占人均 GNP 的比例固定不变(本文理论模型推导的假设)。滞后的人均 GDP 是技术效应的替代变量。因为一个省区的 GDP 和 GNP 很接近,所以本文的规模效应弹性和技术效应弹性可以直接加总。由表 2 第(1)栏可知,规模效应弹性和技术效应弹性的加总为: $0.1697 - 0.1700 = -0.0003$,而贸易强度弹性为 -0.2076 。因此,贸易降低“平均值省区”生活二氧化硫的人均排放水平,也即总体上贸易使我国生活二氧化硫的人均排放水平下降。

六、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文对贸易自由化影响消费污染的作用机理进行了理论研究,并利用我国省级面板数据实证检验了贸易自由化对我国生活二氧化硫人均排放的影响。理论研究发现:(1)消费领域贸易自由化的环境效应由规模效应、技术效应和贸易引致的结构效应组成,不存在资本劳动比率引致的结构效应。因此,贸易自由化对生产领域和消费领域环境污染的作用机理不完全相同。(2)如果一国环境规制越严格,那么该国消费侧肮脏品的消费越少,其消费减排技术越高。同时在产量不变的情况下,该国消费侧肮脏品的出口越多,因此,消费污染在环境规制相对宽松的国家或地区更严重。实证研究发现:(1)我国生活二氧化硫的人均排放水平与滞后一期的相对人均 GDP 负相关,我国各省区贸易强度弹性与相对人均 GDP 也负相关。由此可知,就生活二氧化硫而言,消费领域“污染天堂”假说在中国成立。(2)在我国消费领域贸易自由化的环境效应中,规模效应大于零,即消费规模增加会使我国生活二氧

化硫的人均排放水平提高;技术效应小于零,即消费减排技术有助于降低我国生活二氧化硫的人均排放水平;“平均值省区”贸易引致的结构效应小于零,也即贸易引致的结构效应总体上使我国生活二氧化硫的人均排放水平下降。(3)我国不存在生活二氧化硫的环境库兹涅茨曲线,从长期来看,贸易自由化总体上降低了我国生活二氧化硫的人均排放水平。

(二)政策建议

第一,加快制定有关生活二氧化硫排放的环境政策,降低我国消费污染水平。本文的理论与实证研究均表明,就生活二氧化硫而言,消费领域“污染天堂”假说在中国成立。这一方面说明我国各地区生活二氧化硫的排放水平存在差异,另一方面也说明我国生活二氧化硫的减排可以通过实施更严格的环境规制来实现。由于在过去很长一段时间我国生活二氧化硫的排放水平远远低于工业二氧化硫,所以到目前为止我国并不存在对生活二氧化硫进行直接管控的政策措施。然而,随着经济的发展,我国生活二氧化硫的排放量越来越接近工业二氧化硫的排放量。在2016年和2017年,我国主要城市生活与工业二氧化硫排放量之比分别达到0.6014和0.8097^⑧。因此,对生活二氧化硫排放进行直接管控势在必行。鉴于此,我国地方各级政府应该加快制定针对生活二氧化硫排放的环境政策和措施,缩小我国各地区间生活二氧化硫排放的差距,从而降低我国生活二氧化硫的排放水平。

第二,调整相关能源产品的对外贸易政策,降低规模效应并增强结构效应。本文的实证研究结果显示,在我国消费领域贸易自由化的环境效应中,规模效应大于零,结构效应小于零。因此,在贸易自由化背景下我国生活二氧化硫减排的首要任务就是降低规模效应并进一步增强结构效应。降低我国生活二氧化硫的排放水平可以通过两种方式实现:一是减少生活煤炭的总消费量;二是燃烧含硫量更少的优质煤炭。因此,我国政府应该调整有关能源产品的对外贸易政策:一方面鼓励进口更多的含硫量少的无烟煤,并对国内优质煤炭的出口实施限制措施;另一方面进一步为其他化石能源和新能源的进口提供便利条件。这不但可以使我国居民生活消费使用的能源转向其他化石能源或新能源,从而减少我国生活煤炭的总消费量,而且还可以促使居民优质煤炭消费比例上升。这既降低了规模效应,又增强了结构效应,从而大幅减少我国生活二氧化硫的排放。

第三,制定适合消费污染特点的环境政策,不能照搬只对生产污染有效的政策措施。贸易自由化对生产领域和消费领域环境污染的作用机理不完全相同,对治理生产领域环境污染有效的政策措施并不一定能很好地治理消费领域环境污染。基于此,政府应制定适合消费污染特点的环境政策,不能盲目照搬只对生产污染有效的治理措施,只有这样才能真正降低我国的消费污染水平。

注释:

①数据来源:历年《中国统计年鉴》。

②数据来源:历年《中国环境统计年鉴》。

③根据历年《中国环境统计年鉴》的数据计算而来。

④根据历年《中国统计年鉴》的数据计算而来。

⑤式(33)是根据2011年《中国环境统计年鉴》第303页有关生活及其他SO₂统计基础说明的一个公式稍作修改而来,该原始公式为:生活及其他SO₂排放量=生活及其他煤炭消费量×含硫量×0.8×2。

⑥四川省和河北省数据异常。

⑦Hu和McKittrick(2016)发现一氧化碳的贸易强度弹性与当期的相对人均收入呈负向关系,与滞后的相对人均收入也呈负向关系,二者均支持“污染天堂”假说。Antweiler等(2001)发现,对于生产领域二氧化硫的排放,其贸易强度弹性与相对人均收入之间存在比较弱的正向关系,支持“要素禀赋”假说。

⑧数据来源:作者根据2017年和2018年《中国统计年鉴》提供的我国主要城市生活和工业二氧化硫排放量的原始数据计算而来。

参考文献:

[1] 吴明琴,袁嘉.以消费为主导的模式是环保的增长模式吗?[J].南开经济研究,2016,(2):60—72.

[2] Grossman, G. M., Krueger, A. B. Environmental Impacts of North American Free Trade Agreement[J]. Social Science Electronic Publishing, 1991, 8(2): 223—250.

[3] Copeland, B. R., Taylor, M. S. North-South Trade and the Environment[J]. Quarterly Journal of

Economics, 1994, 109(3): 755—787.

[4] Antweiler, W., Copeland, B. R., Taylor, M. S. Is Free Trade Good for the Environment? [J]. The American Economic Review, 2001, 91(4): 877—908.

[5] Copeland, B. R., Taylor, M. S. Trade, Growth, and the Environment [J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(1): 7—71.

[6] Panayotou, T. Globalization and Environment [Z]. CID Working Paper No. 53, 2000.

[7] Cherniwchan, J., Copeland, B. R., Taylor, M. S. Trade and the Environment: New Methods, Measurements, and Results [J]. Cesifo Working Paper, 2016, 9(1): 1—54.

[8] Hu, B., Mckittrick, R. Decomposing the Environmental Effects of Trade Liberalization: The Case of Consumption-Generated Pollution [J]. Environmental & Resource Economics, 2016, 64(2): 205—223.

[9] 柯美高. 消费领域贸易自由化环境效应分解及其政策分析 [J]. 国际经贸探索, 2019, (8): 34—48.

[10] Cole, M. A., Elliott, R. J. R. Determining the Trade-Environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations [J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2003, 46(3): 363—383.

[11] Cole, M. A., Rayner, A. J., Bates, J. M. Trade Liberalization and Environment: Case of Uruguay Round [J]. The World Economy, 1998, 21(3): 337—347.

[12] 张连众, 朱坦, 李慕菡. 贸易自由化对我国环境污染的影响分析 [J]. 南开经济研究, 2003, (3): 3—5.

[13] 陈红蕾, 陈秋峰. 我国贸易自由化环境效应的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2007, (7): 68—72.

[14] Davis, L. W., Kahn, M. E. International Trade in Used Vehicles: The Environmental Consequences of NAFTA [J]. American Economic Journal Economic Policy, 2010, 2(4): 58—82.

[15] Copeland, B. R., Taylor, M. S. Trade and Environment: A Partial Synthesis [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1995, 77(3): 765—771.

[16] McAusland, C. Trade, Politics, and the Environment: Tailpipe vs. Smokestack [J]. Journal of Environmental Economics Management, 2008, 55(1): 52—71.

[17] 李昭华. 国际贸易中企业产品消费减污与政府 R&D 投资政策: 基于 Bertrand 竞争的分析 [J]. 世界经济, 2004, (6): 18—26.

[18] Copeland, B. R., Taylor, M. S. Trade and Environment: Theory and Evidence [J]. Canadian Public Policy, 2003, 6(3): 339—365.

[19] Levinson, A., Taylor, M. S. Unmasking the Pollution Haven Effect [J]. International Economic Review, 2008, 49(1): 223—254.

(责任编辑: 易会文)