

中国产业结构变迁、能源效率与环境污染

——基于能源效率门槛的视角

张 军¹ 郭希宇²

(1. 重庆理工大学 经济金融学院, 重庆 400054; 2. 中国工商银行 济宁分行, 山东 济宁 272000)

摘要: 选取中国 31 省(市、自治区) 2005—2017 年的经济数据, 将全国划分为沿海、沿边以及内陆地区, 利用熵值法构建我国环境污染指数, 并计算描述产业结构变迁与升级的 Moore 指数, 基于能源效率的视角, 建立面板门槛回归模型进行实证分析。研究发现: 产业结构变迁与升级对我国环境污染的影响存在基于能源效率水准的双重门槛效应; 当能源效率低于第一个门槛值时, 产业结构变迁与升级对环境污染的作用不显著; 当能源效率跨越第一个门槛而未达到第二个门槛时, 产业结构变迁与升级显著遏制了环境污染; 当能源效率跨越第二个门槛后, 产业结构变迁与升级对我国环境质量的改善能力进一步增强。此外, 该经济联系存在一定程度上的基于沿海、沿边以及内陆区域间的异质性。

关键词: 产业结构变迁与升级; 环境污染; 能源效率; 面板门槛模型

中图分类号: F224.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2020)04-0045-11

一、引言

随着经济增长, 我国的产业结构也处在不断调整与升级中, 与此同时, 我国的环境问题已成为当前亟待解决的一个重大现实矛盾。根据生态环境部 2017 年的环境监测数据, 全国 113 个环保重点监测城市全年空气质量低于二级水平的天数均值为 101.69 天^①。废水、废气、固体废物的大量排放严重危害了人们的生活环境与经济运行, 全国各省市每平方公里日均污染物排放量档次划分详见表 1。与此同时, 全国大多省市能源效率皆处于中低水准, 仅有北

表 1 2017 年中国各地区日均污染物排放量划分 单位: 吨/平方公里

排放量区间	省(市、自治区)
$0 \leq Pollu < 50$	甘肃、内蒙古、河北、西藏、海南、辽宁、山西、吉林、湖南、安徽、江西、湖北、广西、四川、贵州、青海、云南、西藏、陕西、黑龙江、宁夏
$50 \leq Pollu < 100$	山东、河南、福建、重庆
$100 \leq Pollu < 150$	江苏、浙江、广东
$Pollu \geq 200$	北京、天津、上海

表 2 2017 年中国各地区能源效率阵营划分 单位: 元/千瓦时

能源效率区间	省(市、自治区)
$0 \leq Effi < 5$	新疆、青海、宁夏
$5 \leq Effi < 10$	内蒙古、甘肃、河北、山西、贵州
$10 \leq Effi < 15$	山东、江苏、安徽、河南、陕西、辽宁、云南、广西、浙江、海南
$15 \leq Effi < 20$	广东、重庆、黑龙江、湖北、四川、江西、福建
$Effi \geq 20$	北京、天津、上海、吉林、湖南、西藏

收稿日期: 2020-05-07; 修回日期: 2020-07-02

基金项目: 国家社会科学基金项目“我国适度普惠型社会福利制度构建的理论基础与路径选择研究”(11BSH066)

作者简介: 张军(1978—)男, 四川巴中人, 重庆理工大学经济金融学院教授, 管理学博士, 研究方向为社会保障理论与实践; 郭希宇(1994—)男, 山东济宁人, 中国工商银行济宁分行职员, 经济学硕士, 研究方向为金融市场理论与政策。

①数据来源于《中国环境统计年鉴(2018)》, 空气质量平均值由笔者计算得出。

京、天津、上海等6省(市、自治区)位于较高水平,详见表2。若构造一个诸多因素影响环境质量的经济社会系统,那么很明显地区的能源效率将外在地对这一系统起着重要作用。

在此背景下,我国产业结构的变迁与升级能否有效遏制环境污染?二者之间又存在怎样的数量关系?不同经济区域之间是否一致?毫无疑问,对该问题的分析与探讨将具有重要的现实意义。文章研究思路安排如下:首先采用熵值法构建我国环境污染指数,随后在文章第二部分对已有文献进行归类评述,第三部分测度描述产业结构变迁与升级的 Moore 指数,第四部分进行实证分析,最后总结并提出相关建议。

二、文献评述

虽然从理论分析的角度看,一国产业结构变迁与升级对当地环境质量具有重要影响^[1],但国内对两者关系的研究文献并不多见。在研究方法上,已有成果多局限于探讨产业结构的优化升级对环境污染的作用,未考虑到在此过程中产业结构的变迁所带来的影响。如杨冬梅等^[2]以及李鹏^[3]。此外,在衡量产业结构升级的指标设定上,多集中于将第三产业除以第二、三产业总和衡量之,或用第三产业所占 GDP 的比重来描述^[4]。在研究产业结构与环境污染的文献中,胡飞^[5]在此基础上对该指标的选取进行了一定程度上的改进,使数值 1、2、3 分别作为三次产业的权重,依次算出所占 GDP 的比重后相加。但是,三次产业是一个较为宽泛的概念,范畴太大且笼统,难以精确体现我国产业结构升级的具体情况,更难以描述产业结构的历年变迁。在研究结论上,多数文献认为产业结构的优化升级可以改善我国环境污染状况。也有学者坚持我国产业结构升级与环境污染物排放总量之间存在倒 U 型曲线关系,即当本国产业结构从以第一产业为主导迈向第二产业为主导时,环境污染物排放总量会增加,而当本国产业结构从第二产业为主导逐步向第三产业为主导进行调整时,环境污染物排放总量会随之减少^[6-9]。而李鹏^[10]认为随着产业结构的调整,中国的环境质量是不断恶化的。在研究地域选择上,许正松和孔凡斌^[11]以江西省为考察对象,发现工业产值占 GDP 的比重和重工业增加值占工业总产值的比重与环境污染指数间存在显著的正相关关系,第三产业的比重变动对环境污染的作用不显著。闫丽霞^[12]以河南省为考察对象,实证结果表明,产业结构的升级对河南省环境污染具有正向影响,即随着产业结构的升级,环境污染状况会持续加剧,同时环境污染对产业结构的升级具备有限的反作用。王菲等^[13]以宁蒙沿黄地带为分析样本,发现多数地区工业结构皆呈现出固体废物排放强度显著上升、废水排放强度有所提高的趋势。简言之,工业化进程恶化了当地生态环境。

通过对已有文献的梳理可以发现,在研究我国产业结构变动的环境效应时,已有成果存在诸多局限与不足。第一,在设定指标以描述产业结构的变迁与升级时,已有文献仅做到了后者,未能测度我国的产业结构变迁;并且衡量产业结构优化升级的计算方法过于单一,不够精确。第二,实证模型的选取多以时间序列的向量自回归模型(VAR)为主,该模型运用非结构的方法构建各个变量之间的关系^[14-16]。并且它是基于数据自身的统计性质建立的,将系统中的所有内生变量作为系统中全部内生变量滞后值的函数来构建模型,进而将单变量自回归模型扩展到由多元时序变量构成的“向量”自回归模型。基于变量间的统计性质建模不具有严格的经济系统假定,缺乏经济理论基础;此外,时序的 VAR 样本量较小。第三,在研究的样本区域选择上,已有研究多选取时序数据,以全国为样本进行回归,抑或集中探讨某一省份,未能分析中国各经济区域间的异质性。基于以上认识,本文将选取中国 31 省(市、自治区) 2005—2017 年的经济数据,采用熵值法计算我国的环境污染指数,并测度衡量产业结构变迁与升级的 Moore 指数,从能源效率门槛的视角,构建面板门槛回归模型,分别就全国、沿海、沿边、内陆进行经验分析。同时本研究提出以下理论假设。

假设一:产业结构变迁与升级对我国环境污染存在显著影响,二者之间并非简单的线性关系。

假设二:产业结构变迁与升级对环境污染的作用会因能源效率的提升而产生明显差异,即能源效率是使两者关系发生改变的一个核心因素。

假设三: 产业结构变迁与升级对环境污染的影响存在一定程度的区域异质性。

三、中国产业结构变迁与升级

(一) Moore 指数的构建

如同克拉克定律所描述的那样, 从世界范围的视角审视, 全球工业革命后第一产业所占生产总值的比重展现出逐年下降的态势, 第二产业所占增加值比重表现出先是上升、而后趋于稳定的趋势, 第三产业则表现出逐年上升的趋势。该定律反映了长期经济结构变迁或者升级的普遍规律, 但难以细致阐释短期内一国经济结构的演变特征。因为对于三次产业而言, 连续两个年份间的经济结构变化幅度较小, 从而易于掩盖某些子经济部门实际发生的一些重要变化。所以, 对于产业结构变迁的测度, 不仅要产业结构进行更细致的划分, 而且要注重体现该指数的动态性, 应将全部核心产业纳入该指数的构建之中, 以体现产业结构跨期演进的幅度与方向。

比较经典的例如海明距离法, 计算公式为 $\sum_{i=1}^n |x_{i,t+1}^i - x_t^i|$ 。其中 n 表示将一国经济划分为 n 个产业部门, 用 x_t^i 表示第 i 产业在第 t 期时占总增加值的比重, 则第 i 产业在 t 期与 $t+1$ 期间的产业变迁可用 $|x_{i,t+1}^i - x_t^i|$ 测量, 从而, 该国产业结构所发生的变迁程度之和为 $\sum_{i=1}^n |x_{i,t+1}^i - x_t^i|$ 。这种方法的较大缺点是: 产业部门的划分愈细致, 则产业结构变迁程度愈大, 并且“等权加总”的做法难以体现产业结构变迁的升级趋势。另外一种做法是计算 Moore 值。该方法的核心思想是: 将一国产业划分为 m 个部门, 各个地区 m 个产业的比重会形成一个 m 维向量, 针对一个具体地区而言, 处在不同时期的产业结构会发生不同程度的变迁, 所以处于不同时期的两个向量会存在一个夹角 θ , 以此夹角的余弦函数值来度量产业结构跨期演变的程度。公式为:

$$Moore_{i,t+1}^i = \cos(\theta_{i,t+1}^i) = \frac{\sum_{j=1}^m p_{i,t}^j \times p_{i,t+1}^j}{\sqrt{\sum_{j=1}^m (p_{i,t}^j)^2 \times \sum_{j=1}^m (p_{i,t+1}^j)^2}} \quad (1)$$

具体含义如下: 假设地区 i 在第 t 期 m 个产业中第 j 个产业的增加值占该地区生产总值的比重为 $p_{i,t}^j$, 则 m 维向量 $(p_{i,t}^1, p_{i,t}^2, \dots, p_{i,t}^m)$ 描述了地区 i 在 t 期的产业结构。同理可知 m 维向量 $(p_{i,t+1}^1, p_{i,t+1}^2, \dots, p_{i,t+1}^m)$ 刻画了地区 i 在 $t+1$ 期的产业结构。从而, 式(1) 中的 Moore 值便计算出了地区 i 的产业结构自 t 期到 $t+1$ 期的变迁程度。

但是, 式(1) 虽然可以计算出产业结构跨期变迁的程度, 却难以描述产业结构变迁的方向, 未能体现产业结构从低级的产业结构形态向高级的产业结构形态变迁的过程以及规律。其中, 产业结构高级化的发展方向主要展现为非农化与服务化。因此, 本文首先借鉴周明磊等^[17] 的做法, 把国民经济整体拆分为六大产业部门, 分别为: 第一产业、建筑业、工业、批发零售餐饮住宿业、交通运输仓储邮政业、金融房地产业, 并依次赋予 1 至 6 的权重。以上六大产业占 GDP 的比重超过 80%, 大致能够体现我国经济的总构成。于是, 结合式(1) 并在此基础上, 构造测度我国产业结构变迁与升级的新 Moore 指数:

$$Moore_{i,t+1}^i = \sum_{j=1}^m j \times p_{i,t}^j \times Moore_{i,t+1}^i \quad (2)$$

(二) 测度结果

根据式(1) 和式(2), 选取我国 31 省(市、自治区) 2004—2017 年的经济数据, 测得各地区历年产业结构相较于上一年的 Moore 指数, 如表 3 所示。此外, 我国以上六大产业占 GDP 比重的历年变化情况详见图 3。

四、经验分析

(一) 模型、数据与方法

鉴于以往研究多是建立线性回归模型对二者间的关系进行参数估计, 但现实情况是产业结构的变迁和升级对环境质量的影响效应可能受到其他外在条件的干扰, 在所有因素中, 地区的能源效率更

加值得考虑。能源效率的研究一直是能源经济学的热点问题,从概念界定上,能源效率指标可分为两类:全要素能源效率指标和单要素能源效率指标。单要素能源效率指标的第一种做法是以能源的投入产出比来衡量能源效率;第二种处理方式是用经济产出与能源投入的比值描述。第一种指标往往被称作“能源强度”,它衡量了每一单位增加值的能源消耗;第二类指标一般被称为“能源生产率”,描述了每一单位能源的产出能力。不难得出,单要素能源效率指标拥有一系列优点:计算较为直观,定义较为简洁,并且容易运用,可以通过差异化的分解手段测度产业结构、技术进步等核心要素对能源效率的影响。故本研究采用单要素能源效率指标中的第二种处理方法,将我国各地区能源效率定义为GDP与电力消耗的比值。

基于上述认识,本文在模型选取上参考 Hansen^[18] 的做法并结合 Hansen^[19] 提出的门槛回归(threshold regression) 将能源效率设置为门槛变量,构建面板门槛模型:

$$Ep_{it} = \beta_1 Moore_{it} I(Eff_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 Moore_{it} I(\gamma_1 < Eff_{it} \leq \gamma_2) \dots + \beta_n Moore_{it} I(\gamma_{n-1} < Eff_{it} \leq \gamma_n) + \beta_{n+1} Moore_{it} I(Eff_{it} > \gamma_n) + \phi Cov_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中 Ep_{it} 表示环境污染指数, $Moore_{it}$ 为产业结构变迁与升级指数, $I(\cdot)$ 为示性函数, Eff_{it} 代表能源效率, Cov_{it} 表示一系列控制变量; $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n$, 对应 n 个彼此不同的门槛值,而 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$, 代表了在不同门槛值下 Moore 指数对环境污染 Ep 的影响系数, ϕ 指控制变量的系数, μ_i 是各个省级行政区的个体效应,它独立于时间变

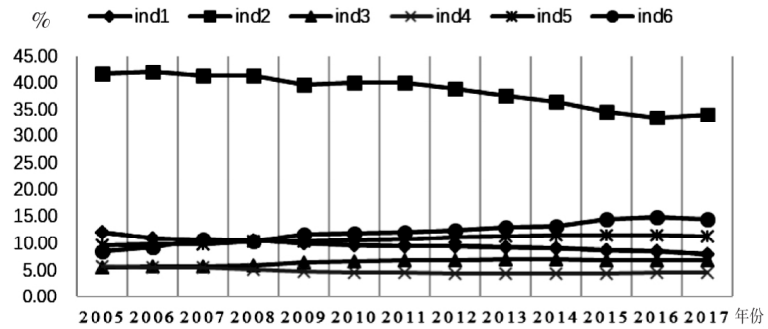


图3 中国产业结构变动(ind1表示第一产业,依此类推)

表3 各地区产业结构变迁与升级指数(部分年份)

省(市、自治区)	2005	2007	2009	2011	2013	2015	2017
重庆	2.484 1	2.524 6	2.545 4	2.597 0	2.707 5	2.702 0	2.685 9
云南	2.308 3	2.230 3	2.349 7	2.337 5	2.341 9	2.365 5	2.331 1
新疆	2.114 2	2.167 7	2.186 5	2.157 4	2.282 5	2.238 9	2.282 9
西藏	2.031 9	2.128 5	2.205 8	2.180 6	2.261 0	2.322 8	2.384 7
四川	2.257 0	2.219 9	2.247 4	2.235 5	2.326 9	2.407 0	2.508 6
陕西	2.356 1	2.387 0	2.420 7	2.407 7	2.418 9	2.499 2	2.456 0
青海	2.276 7	2.179 3	2.213 7	2.200 8	2.387 7	2.465 9	2.471 6
宁夏	2.478 2	2.461 2	2.509 4	2.592 1	2.653 7	2.568 9	2.500 5
内蒙古	2.492 9	2.529 7	2.569 3	2.519 2	2.565 9	2.552 6	2.639 7
贵州	2.285 6	2.438 2	2.608 2	2.626 5	2.567 3	2.462 7	2.395 5
广西	2.262 3	2.255 7	2.365 6	2.381 5	2.432 4	2.417 4	2.450 4
甘肃	2.287 6	2.251 8	2.255 0	2.238 9	2.257 2	2.277 0	2.295 9
安徽	2.258 5	2.327 6	2.372 2	2.340 5	2.390 4	2.385 2	2.385 4
河南	2.251 9	2.279 9	2.265 0	2.339 5	2.402 6	2.445 6	2.473 8
黑龙江	2.201 8	2.249 2	2.293 6	2.354 4	2.340 6	2.383 5	2.370 4
湖北	2.201 0	2.316 8	2.343 1	2.293 1	2.373 1	2.407 6	2.440 2
湖南	2.209 1	2.220 2	2.291 6	2.211 0	2.194 8	2.161 9	2.151 6
吉林	2.292 9	2.269 1	2.271 3	2.180 2	2.271 3	2.284 4	2.277 7
江西	2.413 6	2.329 2	2.338 5	2.347 3	2.383 5	2.388 8	2.411 2
山西	2.460 6	2.467 1	2.501 4	2.497 5	2.589 3	2.655 9	2.615 3
北京	2.731 7	2.807 0	2.811 6	2.861 6	2.983 6	3.092 7	3.037 5
福建	2.479 9	2.556 1	2.588 1	2.582 0	2.596 8	2.560 6	2.543 3
广东	2.483 2	2.567 4	2.584 3	2.600 3	2.672 1	2.674 6	2.662 0
海南	2.235 9	2.370 9	2.527 5	2.588 7	2.754 0	2.774 6	2.852 2
河北	2.370 9	2.385 5	2.439 3	2.485 4	2.521 0	2.557 4	2.594 7
江苏	2.454 4	2.535 5	2.634 3	2.631 7	2.601 8	2.560 8	2.539 5
辽宁	2.405 1	2.446 1	2.460 1	2.454 7	2.496 7	2.595 5	2.776 1
山东	2.386 3	2.411 5	2.464 9	2.588 9	2.536 6	2.556 1	2.546 7
上海	2.821 4	2.928 0	3.045 2	2.977 8	3.015 9	3.117 9	3.053 4
天津	2.593 3	2.646 6	2.671 4	2.719 1	2.719 5	2.696 0	2.651 9
浙江	2.530 4	2.606 9	2.705 9	2.719 2	2.736 5	2.660 1	2.623 0
均值	2.368 3	2.403 1	2.454 4	2.459 6	2.509 1	2.523 9	2.529 3

化; ε_{it} 表示随机干扰项。

本研究采用数据全部来自 CEIC 中国经济数据库、《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、中国人民银行网站以及国家统计局网站。具体的变量定义规则如下所示:

(1) 环境污染指数 E_p 。利用各地区历年的五大污染物: 废水、二氧化硫、氮氧化物、烟尘和固体废物排放量(单位吨), 计算出各地区单位面积内的污染物排放量(吨/平方公里), 而后借助 Matlab 软件, 使用熵值法构造环境污染指数 E_p , 具体步骤如下:

首先, 分别使各地区 2005—2017 年五类污染物的单位平方公里排放量形成一个初始数据矩阵:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m1} & \cdots & x_{mn} \end{bmatrix} \text{ 即: } X = \{x_{ij}\}_{m \times n}, (0 \leq i \leq m, 0 \leq j \leq n) \quad (4)$$

其中 x_{ij} 表示第 i 个污染物在第 j 年的排放量, 然后进行标准化处理:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{j(\min)}}{x_{j(\max)} - x_{j(\min)}} \quad (5)$$

式(5)中 j 表示年份 j 表示第 j 个污染物 $x_{j(\max)}$ 和 $x_{j(\min)}$ 分别表示第 j 项污染物的最大值与最小值 x'_{ij} 为标准化后的污染排放取值。随后, 计算第 j 项污染物第 i 年排放量占该年排放总量的比重:

$$y_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^m x'_{ij}}, (0 \leq y_{ij} \leq 1) \quad (6)$$

至此, 可建立污染物的比重矩阵 $Y = \{y_{ij}\}_{m \times n}$, 接下来第 j 项污染物的信息熵值表述为:

$$e_i = -K \sum_{i=1}^m y_{ij} \ln y_{ij} \text{ 其中 } K = \frac{1}{\ln m} \quad (7)$$

则信息熵冗余度为:

$$d_j = 1 - e_j \quad (8)$$

进而, 第 j 项污染物的熵权为:

$$w_i = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^n d_j}, (0 \leq w_i \leq 1, \sum_{j=1}^n w_j = 1) \quad (9)$$

最后, 地区在第 j 年的环境污染指数 E_p 为:

$$E_p = \sum_{j=1}^n y_{ij} \times w_j \times 100 \quad (10)$$

(2) 产业结构变迁与升级指数 *Moore* 的定义如文章第二部分所示。

(3) 能源效率 *Effi*。以 *GDP*(单位元) 为分子, 电力消耗量(单位千瓦时) 为分母, 二者比值即每度电所创造的增加值^[20]。2017 年全国各省市能源效率详见表 2。

以下为控制变量 (*Cov*):

(1) 工业污染规制 *Regu*。用工业污染治理完成投资占 *GDP* 的比重衡量, 该值大小与工业污染规制水平正相关。该变量系数预期符号为负, 即工业污染规制水平的提升遏制了环境污染。

(2) 城镇化率 *Ur*。黄河东^[21] 的研究表明, 城镇化进程会影响当地的环境质量, 故而本文将这一指标作为控制变量纳入考虑范围。*Ur* 以城镇常住人口占总人口的比例表示, 该变量对环境污染具有较复杂的影响, 预期符号不定。

(3) 经济规模 *GDP*。经济规模的扩张会带来更多的污染物排放, 预期该变量系数为正。

(4) 政府间竞争 *Compe*。马春文和武赫^[22] 的研究发现地方政府间的竞争会导致“向底线赛跑”的现象, 引起环境污染的恶性循环。*Compe* 用地方固定资产投资与地方政府财政支出的比值度量, 预期符号为正。

(5) 城乡收入差距 *Gap*。根据占华^[23] 的研究, 收入差距的变化将对环境污染产生作用, 故将该指

标纳入实证模型,用城镇居民的人均可支配收入除以农村居民的人均纯收入求比值来度量。

(6) 财政分权 Fd 。谭志雄和张阳阳^[24]的研究认为财政分权与环境污染排放呈负相关,本文以人均地方财政支出与人均中央财政支出的比值度量地方政府分权程度。

(7) 外商直接投资 FDI 。国内外研究 FDI 与环境污染之间关系的文献可谓汗牛充栋,观点基本可分为三类“污染光环”假说、“污染避难所”假说和“折衷论”^[25]。本文将原始数据通过相应汇率折算成人民币,以衡量外商对华直接投资规模。

以上变量的相应描述性统计如表 4 所示。

为了在实证分析中进一步探寻各经济区域间的异质性,本文先对我国进行区域划分。传统的做法是将中国划分为东、中、西三大经济区域,但此种划分方案有诸多不足:一是这种做法难以体现我国区域经济发展的最大差别所在,中国区域经济发展最大的差异出现在东中部之间,而中西部间差距较小。此外,重庆、四川与中部省份的同质性显然大于异质性。二是这种划分掩盖了西部地区内部的差异性,例如重庆、四川与西藏、广西间的较大差异就被“求平均”后难以得到反映,以上问题的存在会导致区域政策的制定与实施缺乏针对性与有效性。

于是,本文借鉴张毓峰等^[26]的做法,将我国划分为新的三大经济区域,具体见表 5。沿海地区由传统的东部沿海省市组成,该区域具有优越的地理位置,港口众多,对外经贸发达,经济规模大,金融发展水平较高,人口总数大且密集,城镇化水平高,整体已进入工业化后期^[27-31]。内陆地区由传统的西部和中部省市构成,主要包含黄河中上游与长江中上游大部分地区,该区域自然资源丰富,人口总数最多,工业部门齐全,具有一些大型的城市与城市群,但是经济总量较低,人均收入水平亦较低,该区域总体上处在工业化中期。沿边地区主要由边境省份构成,分别毗邻北亚、东北亚、东南亚、中亚,少数民族和贫困人口数量众多,经济规模与城镇化水平均处于较低水准,但由于国家扶持政策力度较大且该区域人口总量较小,其人均收入略高于内陆地区。该区域产业结构变迁与升级指数较低,整体处于工业化前中期。

(二) 门槛效应检验

依据所构造的计量模型,借助 Stata16 对本样本数据进行门槛效应估计与解读。先对式(3)进行门槛效应检验,而后以此确定所构造门槛模型的具体表达式,表 6 汇报了检验结果。解读结果可发现,单个门槛效应通过了 5% 的显著性检验,意味着拒绝使用线性回归模型的原假设,此外双重门槛效应模型通过 10% 的显著性检验,然而三重门槛效应检验无法有效拒绝原假设。基于上述分析,所建立门槛模型的最佳门槛数应当定为 2 个,从而本研究以双门槛模型进行数量分析。

(三) 门槛估计值及真实性检验

门槛效应通过检验之后,需要对模型中的门槛值进行识别,表 7 汇报了门槛值的点估计值和对应的 95% 置信区间,当门槛值位于相应的置信区间时,LR 值明显小于 5% 显著性水平的临界值,这说明门槛估计值等同于实际门槛值。此外,对于全国、沿海、沿边、内陆 4 个样本而言,两个门槛值分别对应的 95% 的置信区间宽度皆较窄,这意味着门槛值的识别效果较佳。因此,在全国范围内,依据所识

表 4 变量描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Moore</i>	403	2.457 1	0.192 6	2.031 9	3.117 8
<i>Effi</i>	403	11.416 9	5.123 0	1.921 1	27.099 1
<i>Ep</i>	403	7.808 8	6.731 9	0.993 1	37.787 2
<i>FDI</i>	403	701 459	1 168 082	2 867	1.19 × 10 ⁷
<i>Regu</i>	403	0.155 4	0.134 7	0.000 08	0.991 8
<i>Ur</i>	403	0.522 5	0.148 8	0.208 5	0.896 0
<i>GDP</i>	403	16 412	15 421	248	89 705
<i>Compe</i>	403	3.361 6	1.223 2	0.681 0	7.189 7
<i>Gap</i>	403	2.873 1	0.576 3	1.296 0	4.593 6
<i>Fd</i>	403	1.045 0	0.589 1	0.440 2	3.533 1

表 5 三大经济区域和包含范围

经济区域	省(市、自治区)
沿海地区	河北、山东、北京、江苏、浙江、天津、广东、福建、辽宁、上海(10个)
内陆地区	河南、四川、甘肃、重庆、贵州、湖北、安徽、山西、湖南、青海、江西、宁夏、陕西(13个)
沿边地区	广西、黑龙江、吉林、新疆、西藏、内蒙古、云南、海南(8个)

别出的双门槛值可以将我国能源效率水平划分为三个档次: 低于 8.369 1 的初级水平, 介于 8.369 1 和 15.563 7 之间的中等水平, 以及高于 15.563 7 的高水平。

(四) 门槛回归结果分析

在门槛值确定之后, 则可对所建立的模型进行参数估计, 各个变量估计系数及显著性见表 8。可以看出 4 个样本分别回归下的参数值及符号基本一致, 同时显著性均较好且变动不大, 以上表明本研究的估计结果稳健性较优。

观察表 8, 整体来看, 在不同的能源效率水平下, 我国产业结构的变迁与升级对环境污染的影响具备明显差异。以全国数据为样本, 研究发现: 当能源效率水平处在低于 8.369 1 的水平时, 产业结构的变迁与升级对我国环境污染具有微弱的加剧作用, 但并不显著。当能源效率跨越第一个门槛值而处于 8.369 1 ~ 15.563 7 的水平区间时, 产业结构的变迁与升级对我国环境质量的改善具有显著的正向促进作用, 具体而言, 在控制其他影响因素不变的条件下, 产业结构变迁与升级指数每提升 1 个单位, 我国环境污染指数平均降低 0.184 1 个单位。当能源效率跨越第二个门槛值而达到高水平 (> 15.563 7)

时, 产业结构的变迁与升级对我国环境污染依然具有遏制作用, 并且作用强度进一步提升, 在控制其他变量不变的前提下, 产业结构变迁与升级指数每提高 1 个单位, 我国环境污染指数则平均降低约 0.461 4 个单位, 结果是高度显著的。这说明 Moore 所描述的产业结构变迁与升级对我国环境污染的影响会因能源效率的不同而存在阶段性变化。第一产业中的部分部门、工业和建筑业是高污染行业, 产业结构的调整要求各经济部门向高级产业演进, 加大第三产业在国民经济中所占比重, 如金融、信息技术等服务业, 此类较高级的产业具有低污染、高效率的特点, 并且对地区能源效率的提升具有促进作用。一个明显的事实是, 同样的产出水平下, 能源效率愈高意味着更低的能源消耗, 从而会带来更少的污染物排放。此外, 产业结构变迁与升级对环境污染的影响也会因沿海、沿边、内陆的不同而存在一定程度上的异质性。沿海地区产业结构的演进对环境污染的抑制效果显著高于沿边与内陆地区, 并且门槛值略高于后两者。沿海地区经济发展水平较高、产业结构现代化水平领先内陆和沿边地区, 并且以金融、房地产、信息技术等为代表的第三产业所占比重较大, 外商投资规模与地方研发投入较大, 种种因素使得沿海地区生产技术水平高于其他区域, 从而具备较高的能源效率。

表 6 门槛效应的检验结果

门槛变量	假设检验	F 值	P 值	10% 临界值	5% 临界值
全国	H0: 线性模型 H1: 单个门槛	49.49**	0.02	33.28	38.75
	H0: 单个门槛 H1: 双重门槛	30.18*	0.08	29.61	35.12
	H0: 双重门槛 H1: 三重门槛	19.17	0.62	50.84	59.48
	H0: 线性模型 H1: 单个门槛	28.75**	0.05	22.94	28.15
	H0: 单个门槛 H1: 双门槛	35.18*	0.07	27.15	44.12
	H0: 双重门槛 H1: 三重门槛	21.53	0.68	55.28	64.61
沿海	H0: 线性模型 H1: 单个门槛	33.43**	0.02	20.65	23.50
	H0: 单个门槛 H1: 双重门槛	21.18*	0.06	19.27	22.57
	H0: 双重门槛 H1: 三重门槛	15.36	0.63	29.78	35.97
	H0: 线性模型 H1: 单门槛	39.75**	0.03	26.64	32.36
	H0: 单门槛 H1: 双门槛	56.18*	0.08	47.21	71.56
	H0: 双门槛 H1: 三重门槛	19.83	0.72	36.80	56.39
沿边	H0: 线性模型 H1: 单个门槛	49.49**	0.02	33.28	38.75
	H0: 单个门槛 H1: 双重门槛	30.18*	0.08	29.61	35.12
	H0: 双重门槛 H1: 三重门槛	19.17	0.62	50.84	59.48
	H0: 线性模型 H1: 单个门槛	28.75**	0.05	22.94	28.15
	H0: 单个门槛 H1: 双门槛	35.18*	0.07	27.15	44.12
	H0: 双重门槛 H1: 三重门槛	21.53	0.68	55.28	64.61
内陆	H0: 线性模型 H1: 单个门槛	33.43**	0.02	20.65	23.50
	H0: 单个门槛 H1: 双重门槛	21.18*	0.06	19.27	22.57
	H0: 双重门槛 H1: 三重门槛	15.36	0.63	29.78	35.97
	H0: 线性模型 H1: 单门槛	39.75**	0.03	26.64	32.36
	H0: 单门槛 H1: 双门槛	56.18*	0.08	47.21	71.56
	H0: 双门槛 H1: 三重门槛	19.83	0.72	36.80	56.39

注: *、** 分别表示在 10%、5% 的显著性水平下显著; H0、H1 分别表示原假设和备选假设, 临界值和 P 值均采取 Bootstrap 法模拟 2 000 次得到。

表 7 门槛估计值与置信区间

样本范围	门槛估计值	95% 置信区间
全国	门槛一	8.369 1 [8.308 1, 8.422 1]
	门槛二	15.563 7 [15.502 6, 15.624 6]
沿海	门槛一	8.986 4 [8.925 3, 9.039 8]
	门槛二	15.841 6 [15.783 6, 15.916 5]
沿边	门槛一	8.175 9 [8.114 8, 8.236 5]
	门槛二	15.321 5 [15.261 4, 15.382 6]
内陆	门槛一	8.237 2 [8.156 1, 8.298 1]
	门槛二	15.663 5 [15.602 4, 15.723 3]

为进一步考察我国能源效率的地区分布格局及其对环境质量状况的影响,本文将我国31个省(市、自治区)依照识别出的2个门槛值划分为三类不同的能源效率水平区域:较低水平能源效率区域($Effi \leq 8.3691$)、中等能源效率水平($8.3691 < Effi \leq 15.5637$)和高水平的能源效率区域($Effi > 15.5637$)。低能源效率区域包含样本数量115个,占样本总数的28.54%;中等能源效率区域包含样本221个,占样本总数的54.84%;高能源效率水平的区域包含样本67个,所占比重为16.63%。沿海、内陆、沿边区域内能源效率水平亦按此规则进行划分,具体见图4。在考察期内,就全国范围而言,低能源效率省份的数量随着时间的推移而明显减少,及至2017年只有新疆、青海、宁夏、内蒙古、甘肃、山西6个省份处在该区间内。处于中等能源效率的省份数量先是呈现出稳步上升的态势,2008年达到峰值,而后逐年减少。这意味着2008年后跨越低能源效率门槛而向中等效率水平迈进的省市数量开始少于由中等效率水平向高能源效率水平转化的省份数量。需指出,沿海地区至2015年始就已不存在低能源效率的省份,而内陆仍有4省市处在该水平。而沿边地区似乎遭遇“瓶颈”,自2014年开始三大能源效率水平的省份数量失去了调整的趋势,区域内部省市向高能源效率水平的演进自2011年戛然而止。

(五) 稳健性检验

不乏学者采用逐步回归的方式对模型稳健性进行进一步检验,即逐个向模型中添加变量,然后分组进行回归。但本文认为此种做法似有不妥,原因是在逐步回归的过程中会导致产生遗漏解释变量问题,并且被遗漏到扰动项中的解释变量如果与某个解释变量具有相关性,则必然导致内生性问题,从而使得估计结果不可靠。于是,本研究使用“模型不变、样本变”的方法进行稳健性检验,即保持模型本身不变,而基于经济含义调整所考察的样本,观测所构建回归模型对数据样本的适应性。表8的估计结果已表明,无论是对全国样本进行回归,还是对沿海、沿边、内陆数据分别进行回归,可以看出估计参数的正负号保持一致,并且数值大小较稳定,变动不大。另外,为了进一步验证所构造模型的稳健性,本文用实际GDP代替名义GDP以衡量经济规模,用CPI对FDI进行平减后度量外商直接投资规模,城镇化率用城镇户籍人口与总人口的比值替换,重新进行回归,发现双重门槛效应仍然显著存在,以上证明本研究所构建模型与实证结果是稳健可靠的。

五、结论与启示

鉴于已往研究多是基于时序线性回归的方法选取全国抑或部分省份作为样本就产业结构对环境污染的关系进行分析与探讨,所选样本较小且实证方法有一定局限性,忽略了我国地区间能源效率的异质性这一重要因素可能对研究结论产生的影响。故而本研究选取我国2005—2017年的省际面板数据,基于能源效率门槛的视角,建立面板门槛回归模型,探究我国产业结构变迁与升级的环境效应,主要研究结论如下:

第一,整体上看,无论是对全国情况进行分析还是对沿海、沿边、内陆地区分别进行探讨,我国产

表8 模型估计结果

变量	全国	沿海	沿边	内陆
<i>Moore I</i> ($Effi \leq qx1$)	0.1040 [1.59]	0.1213 [1.56]	0.1009 [1.49]	0.1137 [1.38]
<i>Moore I</i> ($qx1 < Effi \leq qx2$)	-0.1841*** [-2.62]	-0.1930*** [-2.59]	-0.1731*** [-2.33]	-0.1891*** [-2.42]
<i>Moore I</i> ($Effi > qx2$)	-0.4614*** [-5.48]	-0.5014*** [-5.18]	-0.4601*** [-5.03]	-0.4593*** [-5.11]
<i>FDI</i>	-0.0561* [-1.83]	-0.0669** [-1.98]	-0.0532 [-1.63]	-0.0557* [-1.78]
<i>Regu</i>	-0.1551*** [-8.99]	-0.1611*** [-8.69]	-0.1452*** [-8.34]	-0.1389 [-1.39]
<i>Ur</i>	0.0035 [1.20]	0.0033 [1.22]	0.0029 [1.29]	0.0038 [1.10]
<i>GDP</i>	0.0365* [1.75]	0.0389* [1.77]	0.0391 [1.58]	0.0338** [2.14]
<i>Gap</i>	0.0132 [0.34]	0.0142 [0.41]	0.0139 [0.35]	0.0120 [0.33]
<i>Compe</i>	1.2264*** [14.58]	1.2761*** [13.87]	1.2245*** [14.33]	1.2309*** [14.78]
<i>Fd</i>	-0.0561*** [-3.72]	-0.0492*** [-3.92]	-0.0601*** [-3.81]	-0.0593*** [-3.66]

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,[]中数值表示*t*值, qx 表示门槛值。

业结构的变迁与升级有效抑制的环境污染,对环境质量的改善起到了积极作用。

第二,产业结构变迁与升级对环境污染的影响存在基于能源效率的双重门槛效应。具体而言,以全国为例,当能源效率低于第一个门槛值(8.3691)时,产业结构变迁与升级对环境污染的影响不显著;当能源效率跨越第一个门槛值而未达到第二个门槛值(15.5637)时,产业结构的变迁与升级对我国环境质量起到了改善的作用。当能源效率跨越第二个门槛值后,产业结构变迁与升级对环境污染依旧起到负向调节作用,并且强度进一步提升。当前,我国大多数省份能源效率水平已经跨越第一个门槛,因此,适度增加国家产业结构调整的财政支持将对改善环境质量大有裨益。

第三,在其他影响因素中,城镇化水平、城乡收入差距对环境污染的影响不显著。工业污染规制和预期一样对我国的环境污染起到了有效抑制作用,具体而言,工业污染规制水平每提升1个百分点,环境污染指数将下降0.1551个单位。FDI的进入对我国环境质量的改善亦起到积极作用。代表经济规模的GDP的增长恶化了我国的生态环境,政府间竞争程度的加强也对环境质量起到了不利影响,而财政分权则利于当地环境质量的改善。第四,我国能源效率水平具有明显的区域差异,

以上海、北京、天津、广东为代表的沿海省市的能源效率明显高于沿边及内陆地区,对于2017年仍处于低能源效率的新疆、青海、宁夏等地,产业结构变迁与升级对环境污染的调节功效未能得到释放。

基于以上认识,本文得到以下政策启示:第一,应当继续加大产业结构的调整力度,目前我国第三产业比重尚未达到50%,不断提升金融、房地产、信息技术产业在国民经济中所占比重,尤其是第三产业发展水平较低的沿边与内陆地区。第二,在能源利用方面,发展清洁能源产业的同时更应提升当下能源消耗的产出效率,加大相应的研发投入,提升生产技术水平,尤其针对高污染、高能耗的工业企业。正如前文的对比分析,我国西北地区能源效率普遍处于较低水平,国家财政在对高新技术产业的补贴与税收优惠应适度向该区域省份倾斜。第三,在对待国外资本投资国内企业时,应鼓励并引导其流向低污染、高技术、清洁能源等产业部门,使其发挥“污染光环”效应,吸收其先进生产技术,在带动产业结构升级的同时提升能源利用效率,以期改善外国资本投向地区的环境质量。第四,沿海地区经济发展水平较高,但污染状况也较沿边地区更为严重,因此更应加大政府在环境治理上的投入力度,

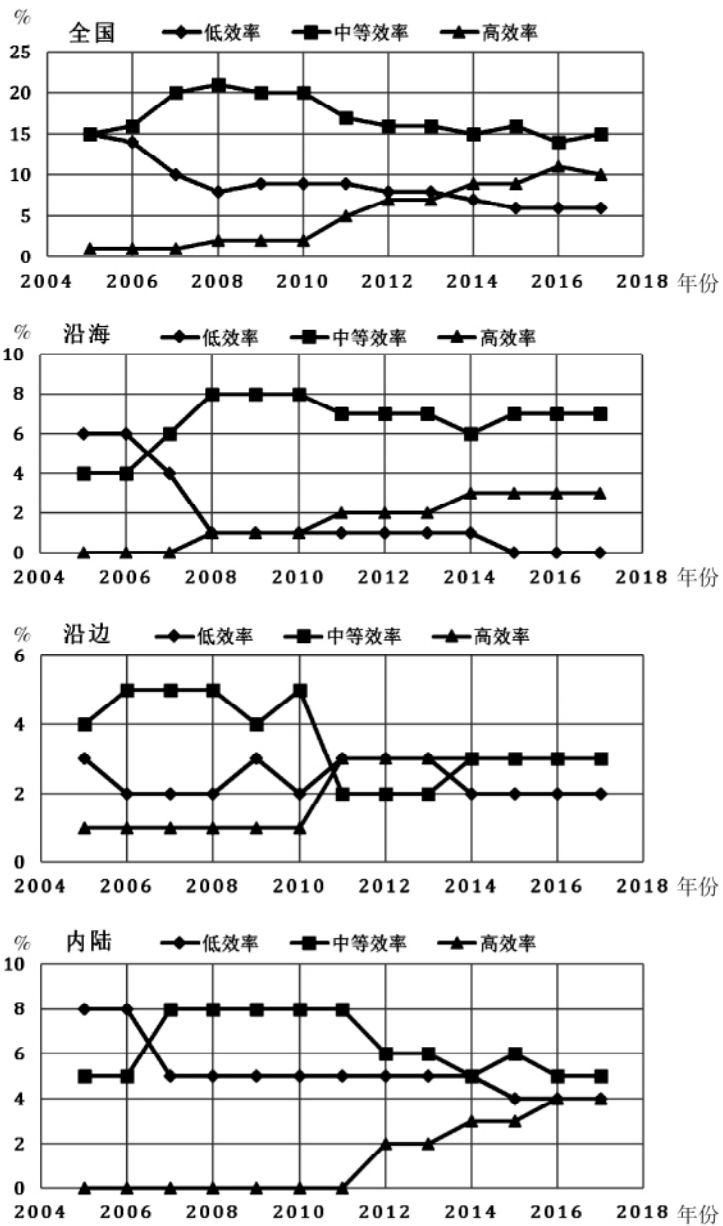


图4 分样本三类能源效率水平省份数量变迁

提升工业污染规制水平。综合来看,本文实证已表明,产业结构的变迁与升级能有效改善我国环境质量,应重点着眼于企业能源效率的提升,以期跨越门槛迈向高水平阶段,从而使产业结构变迁与升级对我国环境污染的负向调节作用得到进一步释放。

参考文献:

- [1]李珊珊.环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析[J].中国人口·资源与环境, 2015(8): 135-143.
- [2]杨冬梅,万道侠,杨晨格.产业结构、城市化与环境污染——基于山东的实证研究[J].经济与管理评论, 2014(2): 67-74.
- [3]李鹏.产业结构调整与环境污染之间存在倒U型曲线关系吗? [J].经济问题探索, 2015(12): 56-67.
- [4]韩笑.中俄贸易合作对俄罗斯产业结构影响分析[J].金融经济, 2018(2): 102-103.
- [5]胡飞.产业结构升级、对外贸易与环境污染的关系研究——以我国东部和中部地区为例[J].经济问题探索, 2011(7): 113-118.
- [6]梁星,卓得波.中国区域生态效率评价及影响因素分析[J].统计与决策, 2017(19): 143-147.
- [7]杨晓娟,李梅芳,王睿,等.环境污染与经济发展关系实证研究的文献综述[J].环境科学与管理, 2016(6): 53-58.
- [8]曾灿,刘平,赵鑫.老工业城市经济发展与环境污染关系研究——以株洲市为例[J].生态经济, 2008(7): 124-128+140.
- [9]李玉文,徐中民,王勇,等.环境库兹涅茨曲线研究进展[J].中国人口·资源与环境, 2005(5): 7-14.
- [10]李鹏.产业结构调整恶化了我国的环境污染吗? [J].经济问题探索, 2015(6): 150-156.
- [11]许正松,孔凡斌.经济发展水平、产业结构与环境污染——基于江西省的实证分析[J].当代财经, 2014(8): 15-20.
- [12]闫丽霞.河南省产业结构升级与环境污染关系研究[J].企业经济, 2013(8): 26-29.
- [13]王菲,董锁成,毛琦梁,等.宁蒙沿黄地带产业结构的环境污染特征演变分析[J].资源科学, 2014(3): 620-631.
- [14]邓朝晖,刘洋,薛惠锋.基于VAR模型的水资源利用与经济增长动态关系研究[J].中国人口·资源与环境, 2012(6): 128-135.
- [15]袁铭,温博慧.基于MF-VAR的混频数据非线性格兰杰因果关系检验[J].数量经济技术经济研究, 2017(5): 122-135.
- [16]张延群.全球向量自回归模型的理论、方法及其应用[J].数量经济技术经济研究, 2012(4): 136-149.
- [17]周明磊,任荣明.产业结构高级化与能源制约[J].中国科技论坛, 2011(2): 105-111.
- [18]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [19]HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation [J]. Econometrica, 2010, 68(3): 575-603.
- [20]林伯强,杜克锐.要素市场扭曲对能源效率的影响[J].经济研究, 2013(9): 125-136.
- [21]黄河东.中国城镇化与环境污染的关系研究——基于31个省级面板数据的实证分析[J].管理现代化, 2017(6): 72-75.
- [22]马春文,武赫.地方政府竞争与环境污染[J].财经科学, 2016(8): 93-101.
- [23]占华.收入差距对环境污染的影响研究——兼对“EKC”假说的再检验[J].经济评论, 2018(6): 100-112.
- [24]谭志雄,张阳阳.财政分权与环境污染关系实证研究[J].中国人口·资源与环境, 2015(4): 110-117.
- [25]张军,郭希宇. FDI与环境污染的关系研究——来自中国的经验数据[J].重庆理工大学学报: 社会科学, 2019(2): 17-25.
- [26]张毓峰,张勇,阎星.区域经济新格局与内陆地区发展战略选择[J].财经科学, 2014(5): 103-112.
- [27]罗宏,黄敏,周大伟,等.政府补助、超额薪酬与薪酬辩护[J].会计研究, 2014(1): 42-48+95.
- [28]潘文卿.中国区域经济发展:基于空间溢出效应的分析[J].世界经济, 2015(7): 120-142.
- [29]邹嘉岭,刘春腊,尹国庆,等.中国与“一带一路”沿线国家贸易格局及其经济贡献[J].地理科学进展, 2015(5): 598-605.

- [30]刘瑞明,石磊.中国城市化迟滞的所有制基础:理论与经验证据[J].经济研究,2015(4):107-121.
- [31]吕拉昌,梁政骥,黄茹.中国主要城市间的创新联系研究[J].地理科学,2015(1):30-37.
- [32]张军,郭希宇.儒家文化是否损害了中国经济增长——基于性别失衡视角的实证检验[J].重庆工商大学学报(社会科学版),2020(3):13-23.
- [33]郭希宇.山东省金融发展对城乡收入差距作用的实证研究[J].平顶山学院学报,2019(2):85-91.

(责任编辑:陈春;英文校对:葛秋颖)

Industrial Structure Transition , Energy Efficiency and China ' s Environmental Pollution: Based on the Perspective of Energy Efficiency Threshold

ZHANG Jun¹ , GUO Xiyu²

(1. School of Economics and Finance , Chongqing University of Technology , Chongqing 400054 , China;

2. Industrial and Commercial Bank of China , Jining Municipal Branch , Jining 272000 , China)

Abstract: By selecting economic data of China ' s 31 provinces , municipalities and autonomous regions from 2005 to 2017 , and dividing the country into coastal , border and inland areas , the entropy method is used to construct China ' s environmental pollution index , and the Moore index describing the changes and upgrades of industrial structure is calculated. Then a panel threshold regression model is established for empirical analysis based on the perspective of energy efficiency. The study indicates that impact of industrial structure changes and upgrades on China ' s environmental pollution has a double threshold effect based on energy efficiency standards. When energy efficiency is lower than the first threshold , effect of industrial structure changes and upgrades on environmental pollution is not significant. Industrial structure changes and upgrades have significantly curbed environmental pollution when energy efficiency crosses the first threshold and does not reach the second threshold. When energy efficiency crosses the second threshold , the ability of industrial structure changes and upgrades to improve China ' s environmental quality is further enhanced. In addition , the economic relationship has a certain regional heterogeneity based on coastal , border and inland areas.

Key words: industrial structure change and upgrade; environmental pollution; energy efficiency; panel threshold regression model