

双重环境规制、产业结构与全要素生产率

——基于系统 GMM 和门槛模型的实证分析

徐 茉 陶长琪

(江西财经大学 统计学院 江西 南昌 330013)

摘要: 利用我国 1998—2013 年的省际面板数据,从双重环境规制的视角出发,运用动态面板模型和门槛回归方法,验证了产业结构对全要素生产率的异质效应、门槛特征及区域差异性。结果表明,产业结构对全要素生产率有促进作用,正式环境规制使产业结构对全要素生产率有负向影响,非正式环境规制使产业结构对全要素生产率有正向影响。同时依据双重环境规制门槛区间,对各地区双重环境规制资源配置状况进行细分,发现呈区域差异性特征:东部地区普遍优于中西部地区。

关键词: 双重环境规制; 产业结构; 全要素生产率; 系统 GMM; 门槛模型

中图分类号: F121.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2017)01-0008-10

一、引言

当前,我国进入“三期叠加”和“三重冲击”为特征的经济新常态时期,经济增长放缓,人口红利消失,如何适应新常态并平稳渡过调整期一直是学术界和政府关注的焦点。同时,我国产业结构中环境污染、结构扭曲、产能过剩等问题凸显,探索推动产业结构绿色化、合理化、高效化的新路径,有助于为经济增长增添新动力,也是我国未来产业结构的发展趋势^[1]。产业结构的调整升级不仅可以直接依靠要素驱动、投资驱动以及创新驱动,还能够间接依托环境规制的力量实现。环境规制既包括正式环境规制,也涵盖非正式环境规制,公众的环保意识、媒体的舆论导向、环保组织的势力都会影响企业的污染行为,尤其对那些政府无法全面监管的中小企业,非正式环境规制便会发挥很好的作用。基于此,本文从双重环境规制的视角出发,捕捉产业结构对全要素生产率的激励机制,并结合各省市环境规制具体情况,寻找优化地区间环境规制资源配置的合理途径。

关于正式环境规制与产业结构关系的文献,大多数学者均证实正式环境规制有利于产业结构调整升级^[2-3]。也有相关学者的研究表明,环境规制与产业结构之间并非存在简单的线性关系。钟茂初等^[4]认为正式环境规制与地区产业转移、结构升级呈“U”型特征。梅国平等^[5]表示环境规制与产业结构之间存在倒“U”型关系。

有关正式环境规制与全要素生产率,学者主要从两个角度进行研究。一是将环境因素纳入全要素生产率的测算中进行考核。这些研究总体上发现我国绿色全要素生产率呈增长态势,技术进步是其主要动因^[6-7]。二是单纯考虑正式环境规制与全要素生产率之间的关系。刘伟明等^[8]证实正式环

收稿日期:2016-09-30;修回日期:2016-12-22

基金项目:国家自然科学基金(71273122,71473109,41461025,71540025)

作者简介:徐茉(1991—),女,江苏连云港人,江西财经大学硕士研究生,研究方向为数量经济学;陶长琪(1967—),男,江西临川人,江西财经大学教授,经济学博士,博士生导师,研究方向为数量经济学。

境规制对全要素生产率具有一定的促进作用,支持“波特假说”的存在。Conrad等^[9]认为企业会将部分财力用于污染治理,而不是扩大产出,这使得全要素生产率的增长率下降。

研究产业结构与全要素生产率之间的关系,主要从直接和间接两个方面进行分析。直接方面,张学威^[10]得出一产比重的降低和二产比重的升高,对全要素生产率有促进作用。胥爱欢^[11]指出全要素生产率在产业结构变迁中起重要推动作用。曾国平等^[12]在研究产业结构与全要素生产率的互动关系中发现,产业结构调整带动全要素生产率增长的过程较为缓慢,但全要素生产率面对产业结构的冲击却较为敏感。间接方面,于斌斌^[13]主要探究产业结构与全要素生产率的经济增长效应,认为全要素生产率对处于工业化阶段地区的经济增长贡献较大,城市化阶段地区的经济增长则需从产业结构中获益。

非正式环境规制的概念最早是由Pargal和Wheeler^[14]提出,当政府强制实施的正式环境规制措施失灵时,将会出现许多社会团体,它们为了维护自身利益,与当地污染企业进行协商或谈判,以追求更高的环境质量。Langpap等^[15]将美国公众对环境污染的诉讼案件视为非正式环境规制的替代变量,发现公民监管和公共监督在污水治理中扮演着重要的角色。Wu et al^[16]认为地方政府为完成政绩,吸引污染企业入驻以刺激经济增长,忽略环境保护,造成正式环境规制存在不可避免的局限性,因而需要非正式环境规制的加入。

综上所述,首先,关于分析全要素生产率对产业结构影响的文献较多,而研究产业结构如何作用于全要素生产率的文献较少,补充这部分内容,有利于更好的把握两者间的互动关系,实现供给侧结构性改革的目标。其次,研究正式环境规制、产业结构与全要素生产率的文献较多,得出的结论也并非具有一致性。这表明,引入正式环境规制,以使得产业结构对全要素生产率的影响发生变化,捕捉这样的变化特征,有利于对产业结构进行调控,促进全要素生产率提高。最后,现有文献关于环境规制的研究,大多基于正式环境规制的角度,忽略非正式环境规制的贡献,即公众、媒体以及环保组织的作用,测度非正式环境规制通过产业结构对全要素生产率的门槛效应,有利于为各地区提供优化配置非正式环境规制资源的新路径,从而进一步把握双重环境规制的全方位效应。

因此,本文利用我国1998—2013年的省际面板数据,运用动态面板模型和门槛回归方法,从双重环境规制的视角出发,验证了产业结构对全要素生产率的异质效应、门槛特征及空间差异性。与以往文献相比,主要在以下两方面做出拓展:一是将环境规制分为正式环境规制和非正式环境规制,从双重环境规制角度,分析产业结构对全要素生产率的作用路径,比较分析两者差异。二是建立正式环境规制和非正式环境规制的门槛区间,对我国各省环境规制情况进行细分,得出有效配置地区间环境规制资源的政策建议。

二、双重环境规制通过产业结构对全要素生产率的作用路径

环境规制包括正式环境规制和非正式环境规制,随着我国公民主人翁意识的增强,非正式环境规制在环保方面起到越来越重要的作用。徐圆^[17]认为,相比于正式环境规制,非正式环境规制对工业污染治理的影响小很多,但依然直接有利于我国的工业污染治理。

(一) 正式环境规制的作用路径

正式环境规制通过产业结构作用于全要素生产率,主要存在以下两个途径:一是正式环境规制提高,加重了产业的生产成本,在成本一定的条件下对要素的需求较少,驱使要素在产业间的流动,造成产业间的要素比例发生改变,从而对全要素生产率产生影响。正式环境规制程度的提高,会增加第三产业的比重,从而推动产业结构的升级^[18]。生产要素从低生产率产业流向高生产率产业,带动了经济整体生产率的提高^[19]。二是正式环境规制增强,激发了创新补偿效应,影响了产业之间要素的融合程度,这使得全要素生产率发生变化。正式环境规制倒逼技术创新,促使企业通过引进先进的人力、物力和技术,缩小要素间的契合程度,给予要素融合发展新高度。技术进步在一定程度上影响了劳动和资本的投入结构和融合水平^[20]。调控产业结构,可以降低经济增长的下滑程度,使经济增长处于正常波动范围,并尽早回归长期稳定的发展轨道^[21]。

(二) 非正式环境规制的作用路径

非正式环境规制通过产业结构作用于全要素生产率主要基于以下三个主体: 一是以公民为主体, 公民的环保意识越强, 对污染问题越关注, 他们通过行使对环境的监督权, 对污染企业的污染行为进行监管。如果该地区的污染水平超过了当地居民可容忍的限度, 居民会通过上访或者诉讼的方式, 对当地污染企业施加环保压力^[22]。二是以媒体为主体, 社会舆论对污染事件的不断曝光, 影响污染企业的信誉和形象。企业为了维持良好的社会信誉, 往往愿意牺牲一定的自身利益用于污染治理^[23]。三是以环保组织为主体, 它们通过与污染企业进行谈判或协商, 以降低居住地的污染水平。环保组织势力的强大, 会对污染企业的污染行为产生威慑作用^[24]。上述三个主体带领下的三条路径均会通过影响污染企业的行为选择, 驱使产业结构向“生态化”调整, 进而引导全要素生产率向“绿色化”发展。

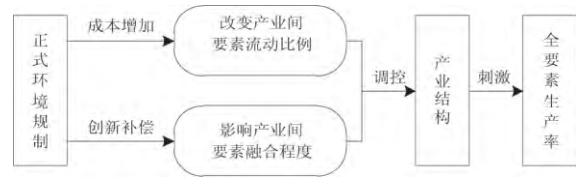


图1 正式环境规制的作用路径

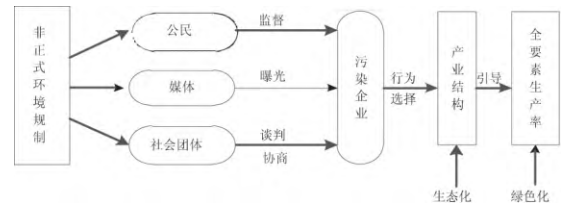


图2 非正式环境规制的作用路径

三、双重环境规制约束下产业结构对全要素生产率的异质效应

(一) 模型设计

本部分主要验证在双重环境规制的约束下, 产业结构对全要素生产率的异质效应是否存在? 两者的作用路径和作用程度是否存在显著差异? 鉴于经济变量本身具有时间上的惯性, 因而采用动态面板模型进行实证分析。将双重环境规制指标和产业结构指标作为模型的核心变量, 同时把其它影响全要素生产率的因素作为模型的控制变量, 对相应变量进行对数化处理以避免出现异方差和共线性问题, 具体模型如下所示。

$$\text{模型一: } TFP_{it} = \lambda_i + \gamma_t + \alpha_1 TFP_{it-1} + \alpha_2 \ln TL_{it} + \alpha_3 \ln TS_{it} + \alpha_4 \ln ER_{it} \cdot \ln TL_{it} + \alpha_5 \ln ER_{it} \cdot \ln TS_{it} + \alpha_6 \ln SIZE_{it} + \alpha_7 \ln PGDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{模型二: } TFP_{it} = \pi_i + \varphi_t + \beta_1 TFP_{it-1} + \beta_2 \ln TL_{it} + \beta_3 \ln TS_{it} + \beta_4 \ln INER_{it} \cdot \ln TL_{it} + \beta_5 \ln INER_{it} \cdot \ln TS_{it} + \beta_6 \ln SIZE_{it} + \beta_7 \ln HUM_{it} + \tau_{it} \quad (2)$$

其中 i 代表省份 t 表示时间, TFP 为全要素生产率, TL 和 TS 分别是产业结构合理化和产业结构高级化, ER 代表正式环境规制, $INER$ 为非正式环境规制, $SIZE$ 表示企业规模, $PGDP$ 为人均国内生产总值, HUM 是人力资本水平, λ_i 、 π_i 以及 γ_t 、 φ_t 分别是个体效应和时间效应, ε_{it} 、 τ_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量及数据说明

1. 变量选取

(1) 全要素生产率: 基于数据包络分析方法(DEA) 中的曼奎斯特指数(Malmquist Index) 进行计算。产出变量为全国各省的实际 GDP, 以 1998 年的价格为基期, 调整各年名义 GDP, 投入变量为固定资产存量和劳动力, 其中, 固定资产存量参照张军^[25] 的处理方法, 依据永续盘存法, 折旧率为 9.6%, 劳动力选取三产从业人数表征。根据 Fare^[26] 的思路, 对各地区的全要素生产率及其分解项进行测度。同时, 借鉴程惠芳等^[27] 文献, 假定基年 1998 年的 $TFP = 1$, 1999 年的 TFP 等于 1998 年的 TFP 乘以 1999 年的 Malquist 指数, 其他各年份的计算方法以此类推。

(2) 产业结构: 主要从横向和纵向两个角度进行量化, 包括产业结构调整 and 产业结构升级。

① 产业结构调整, 是指三次产业间的比例变化, 是一种对产业结构的横向度量, 用产业结构合理化水平表示, 参考的是干春辉等^[28] 修正的泰尔指数, 其计算公式为:

$$TL_i = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i/L_i}{Y/L} \right) \quad (3)$$

Y 表示产值 L 表示劳动力 i 表示省份 $TL=0$ 意味着产业结构最为合理, 偏离于 0, 表示产业结构处于不合理状态。

② 产业结构升级, 是指三次产业自身是否向“服务化”发展的趋势, 即各产业向着更高级的方向迈进, 是一种对产业结构的纵向度量, 用产业结构高级化表征。此指标参照付凌晖^[29]的做法, 定义产业结构高级化如下: 首先依据三次产业将 GDP 划分成三个部分, 每一部分生产总值占 GDP 的比重作为其空间向量中的一个分量, 从而形成一组三维向量 X_0 , 则 $X_0 = (X_{1\rho}, X_{2\rho}, X_{3\rho})$, 之后分别计算 X_0 与产业由低向高层级排列构成的向量 $X_1 = (1 \ 0 \ 0)$ 、 $X_2 = (0 \ 1 \ 0)$ 、 $X_3 = (0 \ 0 \ 1)$ 形成的夹角 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 :

$$\theta_j = \arccos \left(\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{ij} \cdot x_{i\rho})}{\left(\sum_{i=1}^3 x_{ij}^2 \right)^{1/2} \cdot \left(\sum_{i=1}^3 x_{i\rho}^2 \right)^{1/2}} \right) \quad j = 1 \ 2 \ 3 \quad (4)$$

进而, 得到产业结构高级化的计算公式为:

$$TS = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j \quad (5)$$

TS 的值越大, 表示产业结构高级化水平越高。

(3) 正式环境规制, 采用的是单位污染物的投资治理支出额, 鉴于数据的可得性, 利用工业 SO_2 、废水以及固体废物排放量的累加作为总污染物排放量的衡量指标 WR_u , 各省各年的污染治理投资为 IV_u , 则环境规制的计算公式为:

$$ER_u = \frac{IV_u}{WR_u} \quad (6)$$

单位污染物的治理投资支出越高, 表明环境规制越严格。

(4) 非正式环境规制: 公民、媒体和社会团体均需依靠公民的力量实现非正式环境规制的影响力。因此, 本文借鉴 Pargal 和 Wheeler 的方法, 采用人均收入、受教育程度、人口密度以及年龄结构指标, 并对上述指标进行主成分分析, 合并为一个指标, 用于反映各地区公民的综合素质, 以体现非正式环境规制的强度。各指标具体解释如下: ①人均收入。一般情况下, 地区收入水平越高的公民, 越会关注该地区的环境污染水平, 对高质量居住环境的需求也更为强烈。文章采用我国各省城镇平均工资水平加以表征。②受教育程度。受过高等教育的人群, 环保意识较强, 对当地环境质量关注较高, 与污染企业的沟通能力较强, 在一定程度上有利于当地的污染治理。文章选取各地区大专以上学历受教育水平的比重表示。③人口密度。地区的人口密度越高, 遭受环境污染伤害的人数就会越多, 参与环境保护的人数就会增加。文章基于各省年末人口总数与各地区面积之比衡量人口密度。④年龄结构。青年群体更加注重污染问题, 积极性较高, 如果该地区青年人群占比较大, 那么当地公民参与环保组织的比率将会提升。文章选用 15 岁以下人口比重代表年龄结构指标。

(5) 企业规模: 由于我国是政府主导型市场经济, 国家的政策干预对国有企业的影 响直接有效。因此, 某一行业中国有企业规模越大, 则政府政策的干预效果越显著, 对全要素生产率的影响越大。本文采用各地区国有企业资产总额与企业数目的比值, 即企业规模, 来衡量我国政府干预水平。

(6) 人均生产总值: 地区经济发展水平是影响全要素生产率的重要因素, 我国各地区的经济发展水平不同, 对全要素生产率的贡献也存在较大差异, 因此, 采用人均 GDP 作为控制变量, 以反映各地区的经济发展水平。往往经济发展水平越高的地区, 全要素生产率水平也相对越高。

(7) 人力资本: 考虑到人力资本投入的增加能够推动全要素生产率的增长, 因而在控制变量中纳入人力资本因素, 处理方法参照 Barro 和 Le^[30]。

$$\text{人均受教育年限} = a_1 * 6 + a_2 * 9 + a_3 * 12 + a_4 * 16 \quad (7)$$

其中 a_1 、 a_2 、 a_3 和 a_4 分别表示小学、初中、高中和大专以上人口的比例。

2. 数据来源

考虑到数据的有效性和可取性,文章选取 1998—2013 年全国 30 个省市(西藏除外)数据进行分析,以上数据均来自《中国统计年鉴》,部分指标缺失的数据依据前后年份的数据进行补充完善。

(三) 模型结果

在进行面板模型回归之前,需对面板数据的平稳性进行检验,以避免伪回归问题。一阶差分后的序列均拒绝存在单位根的原假设,表明序列为平稳序列,具体结果见表 1 所示。

表 1 面板单位根检验结果

变量	LLC 检验	IPS 检验	ADF 检验	PP 检验
ΔTFP_{it}	-25.9951***	-19.4037***	370.976***	454.518***
$\Delta \ln(TL_{it})$	-16.447***	-12.2593***	248.754***	282.696***
$\Delta \ln(TS_{it})$	-29.8699***	-21.6654***	413.56***	720.264***
$\Delta \ln(ER_{it})$	-16.5078***	-15.5887***	303.61***	392.789***
$\Delta \ln(INER_{it})$	-23.7816***	-18.4727***	356.363***	384.223***
$\Delta \ln(SIZE_{it})$	-11.7862***	-10.5727***	218.348***	306.358***
$\Delta \ln(PGDP_{it})$	-7.446***	-5.3346***	122.979***	131.388***
$\Delta \ln(HUM_{it})$	-26.1621***	-22.9663***	436.182***	513.487***

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平上通过检验。

由平稳性检验结果可知,样本数据为非平稳序列,这里采用 Pedroni 方法进行协整检验。Pedroni^[31]指出,相比于其他检验统计量,Panel ADF 的检验效果较好。因而从表 2 中可以看出,统计量通过检验,即表明变量间存在长期动态协整关系,可用于面板回归分析。

由于模型中存在被解释变量的滞后一期,容易造成内生性,估计系数发生偏误,因而采用系统矩估计(SYS-GMM)的方法进行测算,Hansen 检验的原假设为工具变量设置合理,检验值的 P 值表明均接受原假设,即模型设计合理。产业结构的合理化和高级化本身对全要素生产率具有正向促进作用,这意味着国家对产业结构进行合理有效的调整,有利于实现供给侧结构性改革目标。以下就模型中产业结构的异质效应展开具体分析。

(1) 产业结构对全要素生产率的异质效应

双重环境规制约束下,产业结构对全要素生产率的异质效应是存在的,具体体现在正式环境规制使得产业结构对全要素生产率的正向影响与非正式环境规制的负向影响形成鲜明对比,这表明双重环境规制通过产业结构对全要素生产率的作用路径和作用效果存在显著差异。即正式环境规制的经济效应需要一定的适应期和调整期才能逐步激发出来,在正式环境规制尚未达到一定额度之前,它会抑制产业结构对全要素生产率的正向影响。然而,非正式环境规制水平越高,意味着公民的环保素养越高,越渴望高质量的居住环境,相应地,当地环保组织也会更加积极,具有更大的实力和影响力,与污染企业协商或谈判的能力越强,效果越佳,同时,媒体的频繁曝光也会影响企业的信誉和形象,对那些长期依赖市场融资的企业来说,会影响它们的治污选择^[32];伴随着产业结构的日益合理化和高级化,企业自身也会自我约束,减少污染,进而提升绿色全要素生产率的增长。

(2) 其他解释变量的影响分析

地方政府干预与全要素生产率之间存在负向关系。该结果表明,政府干预的原本目的是促进要素流动,产生集聚效应,然而我国地方政府为了发展当地经济、缓解财政压力,更多地倾向于干预要素流向,降低要素配置效率,并在一定程度上制约了我国经济发展方式的转变,产生不利影响。正如江飞涛等^[33]认为,中国的经济发展政策是以政府选择代替市场竞争,体现出强烈的干预市场的特点,带有浓重的计划经济的色彩。人均 GDP 与全要素生产率之间存在正向关系,这与我们的预期相符,地区经济发展水平越高,越有利于全要素生产率的增加。人力资本水平的提高有利于全要素生产率的

增长,但结果并不显著,这表明人力资本并非是推动全要素生产率跨越式发展的主要因素。

四、双重环境规制约束下产业结构对全要素生产率的门槛效应

上文已经验证了引入双重环境规制会使产业结构对全要素生产率产生异质效应,这给下文研究以新的启发:产业结构对全要素生产率的有效激励机制的建立,应该满足一定的规制条件,过紧或过松的规制强度可能均不利于产业结构对全要素生产率的刺激效应。即双重环境规制可能存在若干个门槛,当规制未达到一定门槛水平时,产业结构对全要素生产率的刺激效应并不显著,而当规制跨越门槛的限制之后,产业结构对全要素生产率的刺

表3 模型估计结果

解释变量	模型一	模型二
	TFP_{it}	TFP_{it}
TFP_{it-1}	0.2178*** (5.55)	0.1010*** (15.02)
$\ln(TL_{it})$	0.0413*** (2.90)	0.0078* (1.78)
$\ln(TS_{it})$	1.4941** (2.12)	1.8327*** (5.37)
$\ln(ER_{it}) \cdot \ln(TL_{it})$	-0.012* (-2.02)	
$\ln(ER_{it}) \cdot \ln(TS_{it})$	-0.0295** (-2.25)	
$\ln(INER_{it}) \cdot \ln(TL_{it})$		0.0124*** (6.62)
$\ln(INER_{it}) \cdot \ln(TS_{it})$		0.0062* (1.54)
$\ln(SIZE_{it})$	-0.0164 (-1.18)	
$\ln(PGDP_{it})$	0.0382* (1.95)	
$\ln(HUM_{it})$		0.0034 (1.21)
C	-0.8 (1.05)	-1.1321*** (-3.03)
Hansen 检验	29.57 (1.000)	25.04 (1.000)

注:括号内为 t 统计量的值,Hansen 检验括号内为相应 p 值。

激效应才会显现出来。因此,本文从双重环境规制的视角出发,探索产业结构对全要素生产率的激励机制,鉴于各省份的环境规制强度因地区经济发展水平、产业结构特征、污染治理程度等因素的不同而存在差异,就此考察各地区环境规制强度的空间异质性。

(一) 面板门槛模型的设定

为了检验上述假设是否成立,文章采用 Hansen^[34] 提出的面板门槛效应模型。首先,在对面板模型内生性检验的基础上,对全国 30 个省市的双重环境规制门槛效应进行估计和显著性检验,确定门槛值并进行门槛回归。对于一个特定的门槛值,将会构成不同的分段门槛区间,当门槛变量位于不同的门槛区间内,核心解释变量的估计系数可能相同也可能不同,即双重环境规制约束下,产业结构对全要素生产率的作用方向和作用程度可能存在差异。最后,依据门槛区间,对地区环境规制情况进行细分,定量分析环境规制强度的空间异质性特征。基于以上分析,本文将产业结构划分为横向和纵向两个纬度,即产业结构合理化和产业结构高级化,从正式和非正式环境规制的视角,建立如下四个面板门槛效应模型。

模型三:正式环境规制视角下,产业结构合理化对全要素生产率的影响:

$$\ln TFP_{it} = \theta_1 + \theta_2 TL_{it} + \theta_3 TS_{it} + \theta_4 TL_{it} * ER_{it}(ER_{it} \leq q) + \theta_5 TL_{it} * ER_{it}(ER_{it} > q) + \theta_6 \ln HUM_{it} + \theta_7 PGDP_{it} + \omega_{it} \tag{8}$$

模型四:正式环境规制视角下,产业结构高级化对全要素生产率的影响:

$$\ln TFP_{it} = \eta_1 + \eta_2 TL_{it} + \eta_3 TS_{it} + \eta_4 TS_{it} * ER_{it}(ER_{it} \leq q) + \eta_5 TS_{it} * ER_{it}(ER_{it} > q) + \eta_6 \ln HUM_{it} + \eta_7 PGDP_{it} + \delta_{it} \tag{9}$$

模型五:非正式环境规制视角下,产业结构合理化对全要素生产率的影响:

$$\ln TFP_{it} = \phi_1 + \phi_2 TS_{it} + \phi_3 TL_{it}(INER_{it} \leq q) + \phi_4 TL_{it}(INER_{it} > q) + \phi_5 \ln HUM_{it} + \phi_6 \ln PGDP_{it} + v_{it} \tag{10}$$

模型六:非正式环境规制视角下,产业结构高级化对全要素生产率的影响:

$$\ln TFP_{it} = \psi_1 + \psi_2 TL_{it} + \psi_3 TS_{it}(INER_{it} \leq q) + \psi_4 TS_{it}(INER_{it} > q) + \psi_5 \ln HUM_{it} + \psi_6 \ln PGDP_{it} + \xi_{it} \tag{11}$$

(二) 实证结果分析

本文对各个门槛变量的单门槛、双门槛及三门槛的显著性进行检验,得到置信区间,结果如表 4、5 所示。由表 4、5 可知,正式环境规制均通过单门槛检验,模型五中 ER 的 F 统计量的值为 8.45,相应

的 *Bootstrap-P* 值为 0.000; 模型六中 *ER* 的 *F* 统计量的值为 4.966, 相应的 *Bootstrap-P* 值为 0.000。非正式环境规制均通过单门槛、双重门槛、三门槛检验, 其中, 双门槛的模型效果最好。模型七中 *INER* 的双门槛 *F* 统计量的值为 12.236, 相应的 *Bootstrap-P* 值为 0.000; 模型八中 *INER* 的双门槛 *F* 统计量的值为 12.316, 相应的 *Bootstrap-P* 值为 0.000。因此, 模型五、六存在单门槛效应, 模型七、八具有双重门槛效应。

表 4 门槛模型检验结果

	模型五	模型六	模型七	模型八
门槛变量	<i>ER</i>	<i>ER</i>	<i>INER</i>	<i>INER</i>
单一门槛	8.450 ^{***} (0.000)	4.966 [*] (0.000)	53.980 ^{***} (0.000)	82.314 ^{***} (0.000)
双重门槛	10.199 ^{***} (0.000)	2.639 (0.333)	12.236 ^{***} (0.000)	12.316 ^{***} (0.000)
三重门槛	2.257 (0.667)	4.087 (0.333)	3.468 ^{***} (0.000)	2.602 ^{***} (0.000)

从表 6-1 可得, 产业结构对全要素生产率的正式环境规制门槛值为 0.597, 当正式环境规制尚未达到 0.597 时, 其成本增

表 5 门槛值估计

门槛模型	门槛变量	门槛值 γ_1		门槛值 γ_2	
		估计值	置信区间	估计值	置信区间
模型五	<i>ER</i>	0.597	[0.402, 1.999]		
模型六	<i>ER</i>	0.597	[0.338, 4.930]		
模型七	<i>INER</i>	-0.942	[-0.994, -0.932]	0.388	[0.105, 0.784]
模型八	<i>INER</i>	-0.942	[-1.148, -0.932]	-0.790	[-0.821, 0.784]

加效应显著, 抑制了全要素生产率的提高; 当正式环境规制跨越 0.597 的门槛限制之后, 创新补偿效应明显, 有利于推动全要素生产率的生长。即在正式环境规制视角下, 产业结构与全要素生产率呈“U”型关系。由表 6-2 可知, 产业结构对全要素生产率的非正式环境规制门槛值分别为 -0.942 和 0.388(-0.79), 无论是低于或高于门槛值, 产业结构的估计系数均为正。这表明, 在非正式环境规制视角下, 产业结构对全要素生产率总体上起正向驱动作用。同时, 上述两表均证实了动态面板模型中得到的结论。

依据上述的门槛区间, 对我国各省环境规制情况进行细分, 本文将当地环境规制水平所处的区间在产业结构对全要素生产率的正向作用范围内认为“优”, 反之, 则为“非优”, 具体细分如表 7 所示。

表 6-1 门槛模型回归结果

	模型五		模型六	
	门槛区间	估计系数	门槛区间	估计系数
$ER \leq 0.597$	$ER \leq 0.597$	-0.0527 ^{**} (-2.58)	$ER \leq 0.597$	-0.0317 [*] (-1.84)
$ER > 0.597$	$ER > 0.597$	0.0315 [*] (1.71)	$ER > 0.597$	0.0039 ^{**} (1.98)

对于“双优”组, 正式环境规制和非正式环境规制协调驱动, 相辅相成, 共同推动着产业结构向着有利于全要素生产率的方向前进。这是因为这些省份经济发达, 凭借优越的地理位置和政策扶持, 拥有更多机会接触到国外先进的技术、设备和管理经验, 激发正式环境规制的“创新补偿”效应和非正式环境规制的“污染约束”效应, 引导产业结构内部要素调整和外部整体升级, 促进地区经济的健康发展。

表 6-2 门槛模型回归结果

模型七		模型八	
门槛区间	估计系数	门槛区间	估计系数
$INER \leq -0.942$	0.0224 (0.16)	$INER \leq -0.942$	0.2784 [*] (1.39)
$-0.942 < INER \leq 0.388$	0.4582 ^{***} (3.75)	$-0.942 < INER \leq -0.790$	0.3287 [*] (1.64)
$INER > 0.388$	0.1712 [*] (1.35)	$INER > -0.790$	0.3634 [*] (1.81)

对于“单优”组,一部分是优非正式环境规制组,这些地区的普通民众对环境问题格外敏感,密切关注污染与自身健康之间的联系,媒体的舆论导向也使得公众获取更多污染信息,环保组织对污染企业的讨伐,这些都在一定程度上遏制污染问题的恶化。合理有效地提高非正式环境规制强度,有利于撬动产业结构对全要素生产率的激励效应。另一

一部分是优正式环境规制组,这些地区依靠政府的环境规制政策,实现对产业结构的倒逼机制,完成产业结构改革和产业发展模式转变。同时,增强公众环保意识,壮大环保组织力量,为驱动全要素生产率的增长提供新动力。

对于“双非优组”,我国大部分省份落入其中,且典型是以资源消耗和重工业生产为主,主要依赖对自然资源的挖掘和粗加工,以及传统的高污染、高排放的重工业来发展经济,难以逃出资源制约的怪圈,被锁定在价值链的最低端,加之非正式环境规制水平较低,且规制手段单一、组织数量较少以及公众监管制度不完善,“双重压力”使得产业结构无法释放对全要素生产率的刺激效应。

五、结论及政策建议

环境规制不仅包括正式环境规制,还涵盖非正式环境规制,随着我国公民环保意识的增强,非正式环境规制起到越来越重要的作用。本文利用我国1998—2013年的省际面板数据,运用动态面板模型和门槛回归方法,从双重环境规制的视角出发,验证了产业结构对全要素生产率的异质效应、门槛特征及空间差异性,得出如下结论。

(1) 产业结构对全要素生产率具有促进作用,即无论是横向维度的产业结构合理化,还是纵向维度的产业结构高级化,均有利于全要素生产率的增长。这表明改革产业结构中的结构趋同、减少产业结构中的资源浪费、优化配置产业结构中的过剩产能有利于推动产业结构向着合理化和高级化迈进。

(2) 双重环境规制约束下,产业结构对全要素生产率存在异质效应和门槛特征。正式环境规制使得产业结构对全要素生产率有负向影响,非正式环境规制对其有正向影响;同时,在正式环境规制门槛条件下,产业结构与全要素生产率之间呈“U”型特征,这表明,产业结构对全要素生产率的正向促进作用需要依赖正式环境规制更大强度的刺激。而在非正式环境规制门槛条件下,产业结构水平越高,越有利于全要素生产率的增长,这意味着,非正式环境规制水平越高,产业结构对全要素生产率的刺激作用越强。

(3) 双重环境规制约束下,产业结构对全要素生产率的影响存在空间异质性。这意味着,各地区应根据自身具体情况,制定差异化的环境规制政策,引导正式环境规制与非正式环境规制两者有机结合,找出地区间环境规制资源合理配置的新路径。

综上所述,产业结构优化有利于全要素生产率的提高,但在双重环境规制约束下,产业结构对全要素生产率会产生异质效应,即正式环境规制约束下,低强度的正式环境规制不利于激发产业结构对全要素生产率的刺激效应,产业结构对全要素生产率的促进作用需要依赖更高强度的正式环境规制;而在非正式环境规制约束下,加强非正式环境规制有助于释放产业结构对全要素生产率的正向推动作用。同时,产业结构对全要素生产率的影响,在双重环境规制的约束下,存在区域异质性。基于以上结论,提出如下建议:①制定差异化的正式环境规制政策。充分激发和利用正式环境规制通过产业结构对全要素生产率的作用潜力,必须依据各省份环境污染程度以及规制资源配置状况,实行差异化的环境规制强度,政府应将控制型规制工具与激励性规制工具有效结合,促进规制手段的多样化。②提高非正式环境规制水平。相比于发达国家,我国公民环保意识淡薄、环保活动参与率低、环保组织弱小,非正式环境规制的影响在我国尚未得到充分重视。近年来,随着环境污染事件的爆发和媒体的

表7 依据门槛区间各地区的分组情况

	正式环境规制(优)	正式环境规制(非优)
非正式环境规制(优)	北京、天津、上海	江苏、浙江
非正式环境规制(非优)	福建、山东、湖北、广东	河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆

曝光,非正式环境规制在污染治理方面的作用开始显现。政府应鼓励非正式环境规制力量的壮大,引导公民积极参与环保组织,监督和监管企业的污染行为。③加快推进产业结构调整升级的步伐。完善产业发展政策,营造良好的市场环境,增强产业间的协调度,加速农业现代化进程,推进制造业高端化,促进服务业大发展。

参考文献:

- [1]张为付,张文武.产业结构调整过程中的“加、减、乘、除”策略研究——以江苏省产业结构调整为例[J].南京财经大学学报,2016(4):14-19.
- [2]郑金铃.分权视角下的环境规制竞争与产业结构调整[J].当代经济科学,2016,38(1):77-85.
- [3]李眺.环境规制、服务业发展与我国的产业结构调整[J].经济管理,2013(8):1-10.
- [4]钟茂初,李梦洁,杜威剑.环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国人口·资源与环境,2015,25(8):107-115.
- [5]梅国平,龚海林.环境规制对产业结构变迁的影响机制研究[J].经济经纬,2013(2):72-76.
- [6]金春雨,王伟强.环境约束下我国三大城市群全要素生产率的增长差异研究——基于 Global Malquist-Luenberger 指数方法[J].上海经济研究,2016(1):3-12.
- [7]李谷成,陈宁陆,闵锐.环境规制条件下中国农业全要素生产率增长与分解[J].中国人口·资源与环境,2011,21(11):152-160.
- [8]刘伟明,唐东波.环境规制、技术效率和全要素生产率增长[J].产业经济研究,2012(5):28-35.
- [9]CONRAD KLAUS,WASTL DIRTER. The Impact of Environmental Regulation on Productivity in German Industries[J]. Empirical Economics,1995(20):615-633.
- [10]张学威.全要素生产率和产业结构优化的关系——基于1978—2008年安徽省和长三角地区面板数据的实证分析[J].中国软科学,2010(2):207-215.
- [11]胥爱欢.全要素生产率、政府干预行为与产业结构变迁[J].金融教学与研究,2012(6):50-56.
- [12]曾国平,彭艳,曹跃群.产业结构调整与全要素生产率增长实证分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2015,21(6):77-85.
- [13]于斌斌.产业结构调整与生产率提升的经济增长效应[J].中国工业经济,2015(12):83-98.
- [14]PARGAL S,WHEELER D. Informal regulation of industrial pollution in developing countries: evidence from Indonesia[J]. Journal of political economy,1996,104(6):1314-1327.
- [15]LANGPAP C,SHIMSHACK J. Private citizen suits and public enforcement: substitutes or complements[J]. Environmental economics and mangement,2010,59(3):235-249.
- [16]WU J,DENG Y H,HUANG J,et al. Incentives and outcomes: China's environmental policy[R]. NBER working paper, No. 18754.
- [17]徐圆.源于社会压力的非正式性环境规制是否约束了中国的工业污染?[J].财贸研究,2014(2):7-15.
- [18]李强.环境规制与产业结构调整——基于 Baumol 模型的理论分析与实证研究[J].经济评论,2013(5):100-107.
- [19]PENEDER M. Structural change and aggregate growth[R]. Vienna: federal ministry for economic affairs and labour,2002.
- [20]栾大鹏,欧阳日辉.生产要素内部投入结构与中国经济增长[J].世界经济,2012(6):78-91.
- [21]张少辉,李江帆,张承平.产业结构调整与中国区域全要素生产率增长[J].管理学报,2014,11(6):898-905.
- [22]张三峰,卜茂亮.嵌入全球价值链、非正式环境规制与中国企业 ISO14001 认证——基于2004—2011年省际面板数据的经验研究[J].财贸研究,2015(2):70-78.
- [23]SHIMSHACK J P,WARD M B. Regulator reputation, enforcement and environmental compliance[J]. Journal of environmental economics and managemnet,2005,50(3):519-540.
- [24]原毅军,谢荣辉.环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国工业经济,

2014(8) : 57-69.

- [25]张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004(10) : 35-44.
- [26]FARE R, GROSSKOPF S, NORRIS M, et al. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries [J]. American economic review, 1994, 84(1) : 66-83.
- [27]程惠芳, 陆嘉俊. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析 [J]. 经济研究, 2014(5) : 174-187.
- [28]干春晖, 郑若如, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. 经济研究, 2011(5) : 4-16.
- [29]付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究 [J]. 统计研究, 2010, 27(8) : 79-81.
- [30]Barro R J, Lee J W. 2000. International data on educational attainment: updates and implications [R]. CID working paper No. 42.
- [31]PEDRONI P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61(1) : 653-670.
- [32]KATHURIA V. Informal regulation of pollution in a developing country: evidence from india [J]. ecological Economics, 2007(63) : 403-417.
- [33]江飞涛, 李晓萍. 直接干预市场与限制竞争: 中国产业政策的取向与根本缺陷 [J]. 中国工业经济, 2010(9) : 26-36.
- [34]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation testing and inference [J]. Journal econometrics, 1999, 93(2) : 345-368.

(责任编辑: 王顺善; 英文校对: 曹姗姗)

Dual Environmental Regulation , Industrial Structure and the Total Factor Productivity: Based on System GMM and Threshold Model

XU Mo , TAO Changqi

(School of Statistics , Jiangxi University of Finance and Economics , Nanchang 330013 , China)

Abstract: By using provincial panel data from 1998 to 2013 of our country and the method of dynamic panel model and threshold regression, this paper verified the heterogeneous effect of industrial structure to the total factor productivity and threshold characteristic and regional difference from the view of the dual environmental regulation. It turned out that Industrial structure can promote the total factor productivity. Formal environmental regulation makes industrial structure has a negative effect on total factor productivity, while informal environmental regulation structure has a positive effect on total factor productivity. Furthermore, on the basis of dual environmental regulation threshold range and the regional dual environmental regulation for each resource allocation situation, it finds out that there are regional differences: The eastern region is generally superior to the center and west regions.

Key words: dual environmental regulation; industrial structure; total factor productivity; system GMM; threshold model