

中国工业产权结构有利于环境污染治理吗？ ——基于动态最小二乘法和面板门槛模型的实证研究

刘辉煌,王紫薇

(湖南大学 经济与贸易学院,湖南 长沙 410079)

摘要: 文章运用全局技术 Mamlquist-Luenberger 指数对环境污染治理绩效进行测度,并基于动态最小二乘法和面板门槛模型探究工业产权结构对环境污染治理的影响效应。研究结果显示,不同地区的工业产权结构对环境污染治理绩效的影响效应存在较大的异质性,国有化率与环境污染治理绩效之间存在倒“U”型关系,而私营化率与环境污染治理绩效之间存在明显的“U”型关系。当且仅当各地区的科技创新水平和人力资本水平成功跨越相应的门槛值时私营化率才能对环境污染治理绩效发挥应有的促进作用。

关键词: 全局技术; 工业产权结构; 环境污染治理; 动态最小二乘法; 面板门槛模型

中图分类号: F421.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2016)05-0100-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.05.010

一、引言

改革开放以来,中国经济在取得高速增长的同时,也带来了严重的环境污染,经济增长与资源环境的矛盾日益突出,中国已成为世界上最大的能源消费国和二氧化碳排放国,工业领域资源浪费、环境污染与结构失衡问题日益突出。不可否认,环境规制和绿色技术创新等对环境污染治理有着非常重要的影响效应,但结构性调整对环境污染减排的贡献也至关重要。长远来看,中国要转变经济发展方式及走新型工业化道路,结构性调整是关键。“十二五”规划明确指出坚持把经济结构战略性调整作为加快转变经济发展方式的主攻方向,因此中国经济结构调整也是资源环境约束和经济结构升级双重压力下的必然选择。而作为中国经济结构性调整的重要一环,中国工业产权结构调整对治理环境污染有着重要的贡献。国有企业改革背景下研究工业产权结构的优化调整对环境污染治理的影响效应,并有针对性地采取合理措施来推动污染治理及节能减排有重要的现实指导意义。

目前尚未有文献探究中国工业产权结构对环境污染治理的影响效应,现有文献仅仅把工业产权结构作为一个解释变量加以考察,也没有考虑到两者之间的非线性门槛效应。而且现有文献对工业产权结构的衡量基本上采用国有化比率指标,没有考虑私营企业发展下工业产权结构对环境污染治理的影响^[1-3]。此外,环境污染治理效率的测度方面,运用 DEA 技术对中国各地区或行业的环境污染治理效率进行测度及实证研究往往忽视环境污染治理技术的内在进步^[4],且未考虑到环境污染治

收稿日期:2016-05-09; 修回日期:2016-09-05

作者简介: 刘辉煌(1964—),男,湖南湘乡人,经济学博士,湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师,研究方向为现代服务业与产业发展、产业转移与对外投资;王紫薇(1987—),女,湖南长沙人,湖南大学经济与贸易学院博士研究生,研究方向为工业与产业发展、产业转移与对外投资。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(07&ZD017);湖南省社会科学重大项目(11ZDA07)

理本身也具有非期望产出^[5]。基于相邻技术的 Mamlquist 指数不具有循环累乘性,也难以规避线性规划无解问题,只有全局技术 Mamlquist-Luenberger 指数才能有效解决这些问题^[6]。

二、环境污染治理绩效的测度研究

1. 研究方法

本文将非期望产出纳入环境污染治理绩效的测度体系,运用基于全局技术的 Mamlquist-Luenberger 指数来衡量环境污染治理绩效。假设一个地区为一个决策单元,各地区用 N 种投入 $x = (x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_+^N$,生产出 U 种期望产出 $y = (y_1, y_2, \dots, y_U) \in R_+^U$,以及 V 种非期望产出 $b = (b_1, b_2, \dots, b_V) \in R_+^V$ 。通过数据包络分析方法(DEA) 将当期生产可能性集合表示为:

$$P^t(x^t) = \left\{ (y^t, b^t) \mid \sum_{k=1}^K z_k y_{ku}^t \geq y_u^t, \mu = 1, 2, \dots, U; \sum_{k=1}^K z_k b_{kv}^t = b_v^t, \nu = 1, 2, \dots, V \right. \\ \left. \sum_{k=1}^K z_k x_{kn}^t \leq x_n^t, n = 1, 2, \dots, N; z_k \geq 0, k = 1, 2, \dots, K \right\}$$

其中 z_k 表示每一个横截面观察值的权重,非负的权重变量表示生产技术的规模报酬不变的。 $P^t(x^t)$ 满足投入与期望产出强可处置性、非期望产出弱可处置性、期望产出与非期望产出零结合公理等条件。 $P^t(x^t)$ 依据当期的生产技术来构造参考生产集,因而难以规避技术倒退现象的出现。本文则运用 Oh^[6] 提出的用整个时间段内贯穿整个生产集的观测数据来构造全局生产技术集: $P^G(x) = P^1(x^1) \cup P^2(x^2) \cup \dots \cup P^T(x^T)$, 通过将所有决策单元设定统一的“标杆”来增强各决策单元技术效率间的可比性。

本文还引入方向性距离函数来解决包含非期望产出的效率测度问题,确保能够在最大化期望产出的同时最小化非期望产出。方向性距离函数的形式为:

$$\vec{D}_0(x, y, b; g) = \max \{ \beta : (y, b) + \beta g \in P(x) \}$$

其中 $g = (y, -b)$ 为产出扩张的方向向量 β 为方向性距离函数值。通过设定合理的方向向量,实现期望产出 y 的最大化和非期望产出 b 的最小化。GML 指数较 ML 指数具有更强的传递性和连续性,有效避免线性规划无解等问题,因此,本文根据方向性距离函数值进一步计算获取全局技术 ML 指数,并将其分解为纯效率变化(PEC)、纯技术进步(PTC)、规模效率变化(SEC)和技术规模变化(STC):

$$\text{GML}_t^{t+1} = \frac{\vec{D}_C^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{D}_C^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} = \frac{\vec{D}_V^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{D}_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \\ \frac{\vec{D}_V^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t) / \vec{D}_V^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{D}_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) / \vec{D}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \\ \frac{\vec{D}_C^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t) / \vec{D}_V^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{D}_C^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) / \vec{D}_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \\ \frac{\vec{D}_C^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t) / \vec{D}_V^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{D}_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) / \vec{D}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \\ \frac{\vec{D}_C^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) / \vec{D}_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{\vec{D}_C^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t) / \vec{D}_V^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}$$

$$= PEC_t^{t+1} \times PTC_t^{t+1} \times SEC_t^{t+1} \times STC_t^{t+1}$$

其中 $\vec{D}_0^G(x^\delta, y^\delta, b^\delta; g^\delta) = \max\{\beta: (y^\delta, b^\delta) + \beta g^\delta \in P^G(x^\delta)\}$ 为全局方向性距离函数,而 GML_t^{t+1} 、 PEC_t^{t+1} 、 PTC_t^{t+1} 、 SEC_t^{t+1} 、 STC_t^{t+1} 大于或者小于 1 表示环境污染治理绩效提升或下降、效率改善或恶化、技术进步或退步、规模效率提高或下降、技术偏离不变规模报酬或向不变规模报酬移动。若要计算得到 GML 指数,本文必须先通过线性规划求解 CRS 或 VRS 下的四个方向性距离函数,其中当期方向性距离函数 $\vec{D}_0^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)$ 、 $\vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})$ 根据 t 期或者 $t+1$ 期的观察值或前沿面来测算,而全局方向性距离函数则根据 t 期或者 $t+1$ 期的观察值及整个时间段的生产函数来测算。

2. 指标数据

基于数据完整性与稳定性的考虑,本文样本选择的时间窗口是 2000—2012 年,研究对象是中国 30 个省、直辖市或自治区的规模以上工业企业。鉴于行业层面缺乏环境污染治理投入产出的相关数据,本文的样本选择主要基于地区层面。考虑到西藏自治区的环境统计数据缺失严重,本文将西藏自治区的样本剔除。投入指标选取方面,本文重点选取环境污染治理完成投资额、环境保护系统各级机构人员数及环境科研课题经费投入等三个指标来分别代表环境污染治理过程中的资金投入、人员投入和科技投入。期望产出指标选取方面,本文重点选取制造业废水排放达标率、制造业 SO_2 排放达标率、制造业固体废弃物综合利用率和制造业三废综合利用产品产值占 GDP 比重等四个指标来反映制造业废水、废气和固体废弃物的治理情况及环境综合利用效率的变化情况。此外,鉴于环境污染治理的非执行率对污染治理效果产生较大的负面影响,本文将非执行率作为环境污染治理的非期望产出加入测算模型,重点选取环评制度非执行率、“三同时”执行不合格率作为非期望产出。本文环境治理绩效投入产出指标的选取综合董秀海等^[7]和赵峥、宋涛^[8]的研究成果,但指标选取相对全面,更重要的是考虑到非期望产出的影响效应。相关数据均来源于《中国工业经济统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》及《中国环境年鉴》等各期。

3. 测算结果及分析

基于中国各地区 2000—2012 年的投入产出数据,运用方向性距离函数及全局技术 Malmquist-Luenberger 指数来测算环境污染治理的静态技术效率及其动态绩效指数,从而合理考察中国各地区的环境污染治理程度(见表 1)。通过 MAXDEA PRO 软件测算得到各地区的效率值,静态技术效率的测算结果显示,2000—2012 年间中国各地区的环境污染治理技术效率的平均值仅为 0.679,表明中国的环境污染治理效率处于较低水平,污染治理方式较为粗放,中国现阶段的环境污染治理方式仍主要依靠资金投入,依靠投资来推动污染治理,缺乏绿色技术研发的支持,因而难以提升治理的技术效率值。其中,环境技术效率处于前沿(1.000)的地区仅有北京、上海和广东,这三个省市均属于东部沿海发达地区,工业化发展水平较高,科技发达并且人力资本水平高,人们对环境污染的关注程度相对较高,因此政府投入较大的环境污染治理资金,再配合较为先进的绿色技术研发水平,污染治理的效果较为显著,其他接近前沿的地区还有江苏(0.981)、天津(0.947)、浙江(0.927)、山东(0.875)、福建(0.874)及海南(0.832)等,这些省市均属于东部沿海地区,凭借其较为先进的治理技术和绿色技术研发,具有消化吸收先进技术的科技水平和人力资本,因而污染治理效率较高。相反,环境污染治理静态技术效率较低的地区主要是中西部内陆地区,排名靠后的省份是宁夏(0.524)、山西(0.532)、广西(0.541)、贵州(0.546)、新疆(0.548)、甘肃(0.551)和陕西(0.553)等,这些地区均属于相对落后的中西部地区,工业污染排放严重,缺乏污染治理的资金投入,也难以具备吸收先进污染治理技术的科技水平和人力资本,因而污染治理效率相对低下。从纯技术效率测算结果来看,北京、上海、江苏、广东和海南的纯技术效率处于前沿。2000—2012 年间中国各地区的纯技术效率平均值为 0.723,处于相对较低的水平,具有明显的空间差异性,东部沿海地区高而中西部内陆地区低。

而样本期间中国各地区的规模效率平均值为 0.939,明显高于纯技术效率值和静态效率值,表明中国现阶段的环境污染治理投资仍以规模投资为主,通过粗放性投入来获得污染治理产出,这种投资方式效率低下,技术研发激励较弱,未来必将制约污染治理技术的进步。综上所述可知,中国环境污染治理技术效率存在较为明显的空间异质性,东部沿海地区和中西部内陆地区在污染治理资金投入及技术吸收能力方面存在的差异,导致东部沿海地区的环境污染治理技术效率明显高于中西部内陆地区,而且规模效率对综合技术效率的贡献明显高于纯技术效率。

表 1 2000—2012 年中国各地区环境污染治理静态技术效率及动态绩效指数

地区	静态技术效率			动态绩效指数				
	TE	PE	SE	GML	PEC	PTC	SEC	STC
北京	1.000	1.000	1.000	1.051	1.000	1.043	1.000	1.008
天津	0.947	0.955	0.991	1.051	1.011	1.035	1.002	1.003
河北	0.603	0.625	0.964	1.008	0.999	1.016	0.992	1.000
山西	0.532	0.543	0.981	1.004	0.997	1.004	1.001	1.001
内蒙古	0.599	0.609	0.984	1.032	1.024	1.004	1.002	1.001
辽宁	0.667	0.686	0.972	1.031	1.017	1.019	0.995	1.001
吉林	0.689	0.697	0.989	1.031	1.002	1.027	1.002	1.001
黑龙江	0.610	0.631	0.966	1.002	0.973	1.029	0.997	1.005
上海	1.000	1.000	1.000	1.039	1.000	1.035	1.000	1.004
江苏	0.981	1.000	0.981	1.040	1.000	1.049	0.991	1.001
浙江	0.927	0.933	0.994	1.033	0.988	1.049	0.996	1.001
安徽	0.633	0.641	0.987	1.022	1.001	1.020	1.001	1.000
福建	0.874	0.893	0.979	1.047	1.004	1.039	1.001	1.002
江西	0.605	0.661	0.915	1.014	0.998	1.012	1.003	1.000
山东	0.875	0.917	0.954	1.041	1.010	1.038	0.992	1.000
河南	0.630	0.640	0.986	1.009	0.994	1.022	0.994	1.000
湖北	0.620	0.630	0.983	1.023	1.000	1.026	0.996	1.000
湖南	0.615	0.633	0.971	1.014	1.000	1.011	1.002	1.001
广东	1.000	1.000	1.000	1.044	1.000	1.044	1.000	1.001
广西	0.541	0.568	0.952	1.011	1.004	1.006	1.001	1.000
海南	0.832	1.000	0.832	1.050	1.000	1.000	1.018	1.031
重庆	0.658	0.721	0.912	1.039	1.023	1.015	1.005	0.996
四川	0.601	0.607	0.991	1.012	1.004	1.007	1.001	1.001
贵州	0.546	0.650	0.839	1.002	0.985	1.013	1.008	0.996
云南	0.563	0.594	0.948	1.002	0.991	1.006	1.001	1.004
陕西	0.553	0.577	0.958	1.003	0.989	1.009	1.003	1.002
甘肃	0.551	0.619	0.891	1.003	0.995	1.005	0.999	1.005
青海	0.589	0.921	0.639	1.004	1.000	0.970	0.972	1.064
宁夏	0.524	0.659	0.796	1.003	0.994	1.009	1.004	0.997
新疆	0.548	0.588	0.932	1.000	0.984	1.012	1.001	1.003
平均值	0.679	0.723	0.939	1.022	0.999	1.019	0.999	1.004

注:表中的平均值均为几何平均值。

本文采用全局技术 Malmquist-Luenberger 指数通过共同的技术前沿面来计算动态绩效效率值,具有较好的可比性^[9]。环境污染治理动态绩效指数测算结果显示,2000—2012 年间中国各地区的环境污染治理绩效 GML 指数的平均值为 1.022,表明样本期间中国的环境污染治理取得较为明显的成效。同时,东部沿海地区的绩效指数大于中西部内陆地区,东部沿海地区代表性的地区有北京(1.051)、天津(1.051)、海南(1.050)等,其环境污染治理动态绩效指数增长较快,表明东部沿海地区的环境污染治理绩效已有显著提升,而且污染治理技术进步明显。中西部地区尽管绩效指数增长相对较慢,但也逐步实现提升。此外,环境污染治理动态绩效指数 PEC 的分解结果显示,样本期间中

国各地区的纯效率变化指数值为 0.999,表明整体效率出现恶化现象。但通过观察每个地区的纯效率变化指数发现,平均值小于 1 主要是由工业污染相对严重的地区如河北、山西、贵州等多地的效率变化指数持续小于 1 而导致的,其他地区特别是大部分东部沿海地区的纯效率变化仍表现出改善趋势。中国各地区的纯技术进步指数 PTC 值为 1.019,反映样本期间中国各地区的环境污染治理技术出现明显进步,已经成为环境污染治理绩效提升的关键因素,而通过技术进步来推动污染治理效率的提高并最终实现污染治理也是最重要的途径。PTC 值表现出一定的空间差异性,东部沿海地区的 PTC 值平均而言要高于中西部内陆地区。样本期间的另外两个指数,即规模效率指数 SEC 和技术规模指数 STC 的平均值为 0.999 和 1.004,反映出规模效率的恶化和技术偏离不变规模报酬。综上可知,2000—2012 年间中国各地区的环境污染治理绩效提升,并表现出明显的空间差异,纯技术进步是环境污染治理绩效提升的关键原因,技术规模表现出偏离不变规模报酬,但纯技术效率和规模效率并未对环境污染治理绩效起到应有的促进作用。

三、模型设定与指标选取

1. 模型设定

根据设定的研究主题和思路,本文尝试检验中国工业产权结构对环境污染治理的非线性门槛效应。鉴于现有文献对工业产权结构与环境污染治理之间的非线性门槛效应研究较少,本文参考李斌等^[10]的研究思路,试图检验工业产权结构对环境污染治理影响的工业产权结构门槛和技术吸收能力门槛^[11]。本文首先对工业产权结构与环境污染治理之间的因果关系进行检验,从而为门槛效应存在的判定提供客观的经验依据。基于如上研究思路本文设定两个计量检验模型:

$$EIP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IPR_{it} + \gamma_2 ER_{it} + \gamma_3 IS_{it} + \gamma_4 ES_{it} + \gamma_5 EE_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$EIP_{it} = \delta_0 + \delta_1 IPR_{it} \times I(\text{thr} \leq \lambda) + \delta_2 IPR_{it} \times I(\text{thr} > \lambda) + \delta_3 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 i 代表地区, t 代表年份, μ_i 为地区个体效应, ε_{it} 为随机扰动项。计量模型 (1) 用于估计工业产权结构与环境污染治理之间的因果关系,并进一步区分不同地区进行检验,从而为门槛效应估计奠定基础。 EIP_{it} 为环境污染治理绩效变量,通过绩效指数来反映环境污染治理的成效。 IPR_{it} 为本文的关键解释变量工业产权结构,并考虑到“国进民退”的研究背景,本文同时采用反映国有化比重的变量 GPR_{it} 和私营化比重的变量 SPR_{it} 来衡量工业产权结构。其他变量均为控制变量,其中 ER_{it} 表示环境规制变量,作为环境管理正式制度的环境规制无疑对环境污染治理有重要影响; IS_{it} 为产业结构变量,相关研究文献认为产业结构对环境污染治理的重要性不言而喻。 ES_{it} 和 EE_{it} 作为能源消耗方面的两个重要变量,衡量的是能源结构和能源效率对环境污染治理的影响,能源结构通过影响能源消费量来作用于环境污染治理,而能源效率则通过绿色技术来对环境污染排放产生影响。

计量模型 (2) 则用于估计工业产权结构对环境污染治理的非线性门槛效应。其中 $I(\cdot)$ 为门槛示性函数, thr 为设定的门槛变量, λ 为待估计的门槛值。本文根据环境污染治理测算部分得到的研究结论并参考相关研究文献,重点选取工业产权结构和技术吸收能力两个门槛。同时鉴于科技创新水平 TC_{it} 和人力资本水平 HC_{it} 决定技术吸收能力的大小,本文将技术吸收能力的门槛进一步细化为科技创新水平门槛和人力资本水平门槛,而工业产权结构 IPR_{it} 仍区分为国有化比重 GPR_{it} 门槛和私营化比重 SPR_{it} 门槛。 X_{it} 为控制变量,选取规则和计量模型 (1) 完全一致。

2. 变量选取

本文计量检验数据样本的时间跨度仍为 2000—2012 年,研究对象是除西藏自治区外的中国 30 个省、直辖市或自治区的规模以上工业企业,相关数据来源于各期统计年鉴。鉴于动态绩效指数比静态技术效率更能反映技术进步对环境污染治理的影响,本文选取第二部分测算得到的环境污染治理绩效指数即 GML 指数来衡量环境污染治理的成效。国有化率采用国有及国有控股工业企业资产合计占规模以上工业企业资产合计的比重来衡量,私营化率采用私营工业企业资产合计占规模以上

工业企业资产合计的比重来衡量。门槛变量方面,科技创新水平用各地区科技活动经费内部支出占的比重来衡量,人力资本水平采用各地区平均受教育年限来衡量,将小学、初中、高中和大专及以上学历的受教育年限分别设定为6、9、12和16年进行测算。控制变量方面,环境规制尝试采用各地区排污费收入来衡量,但考虑到剔除地区规模的影响本文用单位GDP排污费收入来表示环境规制,单位GDP排污费收入越高表明环境规制越严格。鉴于工业增值对经济增长及污染排放的重要影响,本文用工业增加值占GDP的比重来表示产业结构,以工业为主导的产业结构理论上不利于环境污染治理绩效的提升。能源结构变量采用天然气消费占化石能源消费的比重来衡量相对清洁能源的使用程度,能源效率采用通过DEA技术测算得到的各地区工业能源效率来衡量。

3. 研究方法

本文设定面板门槛模型为:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1'x_{it} + e_{it} & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2'x_{it} + e_{it} & q_{it} > \gamma \end{cases}$$

其中 y_{it} 为被解释变量, x_{it} 为 $p \times 1$ 维解释变量向量, q_{it} 为门槛变量,它既可以是解释变量向量中的一个回归元,也可以是独立的门槛变量。定义虚拟变量 $d_{it}(\gamma) = I(q_{it} \leq \gamma)$,其中 $I(\cdot)$ 为示性函数:当 $q_{it} \leq \gamma$ 时 $I(\cdot) = 1$,当 $q_{it} > \gamma$ 时 $I(\cdot) = 0$ 。通过这样的定义可将上述门槛模型转化为: $y_{it} = \mu_i + x_{it}'\beta + x_{it}'d_{it}(\gamma)\rho + e_{it}$,其中 $\beta = \beta_2$, $\rho = \beta_1 - \beta_2$ 。对任意门槛值,通过求残差平方和 $S_n(\gamma) = \hat{e}(\gamma)' \hat{e}(\gamma)$ 来得到各参数的估计值,最优门槛值 $\hat{\gamma}$ 是使得 $S_n(\gamma)$ 在所有残差平方和中最小者: $\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_n(\gamma)$ 。沿用Hasen门槛研究中的自举法,通过隔栅搜索门槛变量中每个观察值来获得最终的门槛值,再确定其他参数的估计值。

四、基于动态最小二乘法和面板门槛模型的实证检验

1. 面板单位根和协整检验

本文先进行面板数据单位根检验,以考察相关变量是否平稳,从而有效避免伪回归问题。本文综合采用LLC检验、IPS检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验四种方法来对相关变量进行面板单位根检验(见表2)。大部分统计量的检验结果表明相关变量的水平序列是不平稳的。然而,一阶差分后所有变量均在1%显著水平上拒绝原假设,表明其一阶差分是平稳的,综合可知所有变量都是一阶差分平稳的,均符合I(1)过程。

表2 面板单位根检验结果

变量	水平序列统计量				一阶差分统计量				
	LLC	IPS	ADF	PP	LLC	IPS	ADF	PP	
被解释变量	EIP	10.534 (1.000)	0.258 (0.602)	58.532 (0.529)	222.655 (0.000)	-16.066 (0.000)	-15.264 (0.000)	297.813 (0.000)	541.701 (0.000)
	GPR	-6.575 (0.000)	-0.599 (0.274)	66.409 (0.265)	120.276 (0.000)	-17.823 (0.000)	-12.089 (0.000)	235.717 (0.000)	296.50 (0.000)
解释变量	SPR	-4.884 (0.000)	1.224 (0.889)	53.968 (0.694)	75.784 (0.082)	-11.243 (0.000)	-7.032 (0.000)	165.675 (0.000)	218.477 (0.000)
	ER	-1.053 (0.854)	3.083 (0.999)	37.376 (0.990)	34.806 (0.996)	-14.673 (0.000)	-10.159 (0.000)	202.384 (0.000)	225.152 (0.000)
控制变量	IS	-0.983 (0.162)	0.980 (0.836)	49.197 (0.839)	97.811 (0.002)	-24.265 (0.000)	-15.752 (0.000)	265.118 (0.000)	328.510 (0.000)
	ES	2.776 (0.997)	7.697 (1.000)	14.314 (1.000)	11.774 (1.000)	-18.502 (0.000)	-13.150 (0.000)	255.745 (0.000)	297.545 (0.000)
	EE	-1.692 (0.045)	0.659 (0.745)	41.037 (0.812)	43.316 (0.736)	-17.196 (0.000)	-13.090 (0.000)	228.768 (0.000)	259.167 (0.000)

注:括号内为相应统计量的 p 值。

面板协整检验用于确定变量之间是否存在显著的长期均衡关系。本文分别采用Panel ADF-Statistic、Group ADF-Statistic和Kao检验进行面板协整检验(见表3)。检验结果显示,若以工业产权结

构之一的国有化率 GPR 为解释变量, Panel v -Statistic、Panel ρ -Statistic 及 Group ρ -Statistic 均未能拒绝不存在协整关系的原假设,但 Pedroni 检验的其他四个统计量均显著拒绝原假设。此外考虑到本文的样本区间属于小样本,因此结合 Panel ADF-Statistic 和 Group ADF-Statistic 可知存在协整关系,而且 Kao 检验结果也显著拒绝原假设,表明国有化比率 GPR 与 EIP 之间存在长期均衡关系。若以私营化比率 SPR 为解释变量,检验结果类似于国有化率 GPR,不过本文根据 Panel ADF-Statistic、Group ADF-Statistic 和 Kao 检验的估计结果判定私营化比率 SPR 和 EIP 之间也存在长期均衡关系,可进行进一步的计量检验。

2. 基于动态最小二乘法的估计结果

面板协整检验结果显示工业产权结构与环境污染治理绩效之间存在长期均衡关系,但鉴于本文为非平稳面板数据,为避免产生最小二乘法(OLS)估计中小样本的内生性及扰动项自相关等引起的估计偏误问题,并结合 Kao and Chiang^[12]的估计方法,本文运用动态最小二乘法来消除内生性问题并估计非平稳面板数据。此外,鉴于环境污染治理绩效具有较强的空间异质性,东部地区、中部地区及西部地区的禀赋条件和发展基础均有较大差别,本文还将样本区间划分为东部地区样本、中部地区样本和西部地区样本。根据中国三大区域划分方法,本文将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南共 11 个省市划分为东部地区,山西、河南、湖北、湖南、江西和安徽共 6 个省划分为中部地区,其他 13 个省市则为西部地区。

表 4 的估计结果显示,国有化率对环境污染治理绩效的影响系数显著为负,表明国有及国有控股所占的比重越高,越不利于环境污染治理技术的进步及效率的提高。国有及国有控股工业企业大多存在较为严重的委托-代理问题,并且享有行业垄断优势,缺乏采取清洁生产技术和激励绿色技术研发的动力。另外,地方政府在 GDP 导向的官员绩效考核机制下,对国有企业的环境责任监管不力甚至相互串谋导致环境规制被俘获,国有产权严重的行政归属化致使地方政府容易操纵国有企业,这些均导致国有企业的环境责任约束软化,没有倒逼机制则不利于污染治理技术的进步和污染治理绩效的提升。本文的研究结果表明国有化比重过高不利于降低环境污染排放,与 Lee^[13]等人的研究保持一致,但本文将环境污染的研究扩展到治理层面,同时考虑到技术进步的影响效应,相对而言更为全面。此外,通过观察私营化率对环境污染治理绩效的估计系数可知,尽管私营化率的提高将有助于提升环境污染治理绩效水平,但这种影响效应却并不显著。可能的原因在于私营企业多集中于劳动密集型行业,普遍存在投资规模过小或技术偏低的问题,更为重要的是可能未达到技术吸收能力的门槛,即缺乏吸收引进技术或者应用先进设备的科技创新水平及人力资本水平,此时即使私营企业活力较强机制灵活,却仍可能难以对环境污染治理技术的提升产生实质性促进作用。

不同地区的工业产权结构对环境污染治理绩效的影响效应存在较大的异质性。东部地区的国有化比率对环境污染治理绩效的影响系数为正,说明东部地区的国有化比重提高有利于环境污染治理绩效的提升。该结论解释有三点:一是因为东部地区的国有化率相对较低,根据本文的测算数据发现 2000—2012 年间东部地区的国有化比重平均值仅为 44.53%,远低于中西部内陆地区的 68.62%,而且东部地区的国有化比重呈下降趋势,其国有化率在相对合理的范围内,即低于造成负面影响的门槛值,查建平等^[14]也提出过类似的观点。二是因为东部地区与中西部地区国有企业的产业和技术结构不同,中西部地区存在大量老工业基地,传统产业比重大,东部地区国有企业传统产

表 3 面板协整检验结果

相关统计量	国有化比率 GPR 为解释变量		私营化比率 SPR 为解释变量	
	统计值	P 值	统计值	P 值
Panel v -Statistic	-1.117	0.868	-2.022	0.978
Panel ρ -Statistic	3.782	0.999	4.377	1.000
Panel PP-Statistic	-15.237	0.000	-15.035	0.000
Panel ADF-Statistic	-9.092	0.000	-8.393	0.000
Group ρ -Statistic	5.844	1.000	6.253	1.000
Group PP-Statistic	-29.692	0.000	-31.809	0.000
Group ADF-Statistic	-11.647	0.000	-12.492	0.000
Kao ADF-Statistic	-11.408	0.000	-9.837	0.000

业比重小,也使其国有化率未越过门槛值。其三东部地区的科技创新水平和人力资本水平较高,可迅速消化吸收引进的先进技术和操作设备,即东部地区能够成功跨越技术吸收能力的门槛值,因而有利于污染治理技术和清洁生产技术的应用,并最终提高环境污染治理绩效。反之,观察中部地区和西部地区估计结果可知,中部地区和西部地区的国有化率对环境污染治理绩效的影响系数均显著为负,而且私营化率的正向促进作用并不显著,这与本文所要阐述的原理也是一致的。中西部地区的国有化率过高,可能已经迈过相应的门槛值,此时国有企业缺乏活力、效率低下及污染排放严重的缺点充分展现,则会对环境污染治理绩效产生不利影响。而私营化率对环境污染治理影响不显著的原因则是中西部地区的科技创新水平及人力资本水平未成功跨越相应的门槛值,导致技术吸收方面的掣肘,因而未能充分发挥其对污染治理的促进作用。综合研究结论,本文认为工业产权结构与环境污染治理绩效之间可能存在门槛效应,但这有待于进一步的实证检验。此外,控制变量方面,全国样本下以及东部地区的环境规制对环境污染治理绩效有着显著的促进作用,但中西部地区却不显著。原因在于中西部地区现在正处于工业化加速发展阶段,地方政府最关注的仍是地区经济增长,以GDP为导向的政绩考核机制促使地方政府对环境质量的忽视及对环境规制的俘获,难以发挥其倒逼效应。工业为主导的产业结构对环境污染治理绩效的影响效应为负,但东部地区这种效应却不显著,对此的解释是东部地区的产业转型及第三产业的发展对环境污染治理绩效的促进作用充分发挥,工业结构的制约作用被弱化。全国样本和东部地区的能源结构对环境治理绩效的影响效应为正,然而中西部地区能源结构对环境治理绩效的影响并不显著。这是因为中西部地区限于经济发展水平,对天然气的推广应用程度远远不及东部地区和全国平均水平。能源效率的提升对环境污染治理的促进作用在所有样本中均非常显著,表明能源效率的提高有利于通过清洁技术来减少能源消耗及抑制污染排放,将来必将成为节能减排的重要推动力量。

表4 动态最小二乘法估计结果

变量	全国样本		东部地区		中部地区		西部地区	
	GPR	SPR	GPR	SPR	GPR	SPR	GPR	SPR
国有化比率 (GPR)	-0.002 *** (-4.963)		0.003 *** (3.828)		-0.001 *** (-4.001)		-0.002 *** (-3.320)	
私营化比率 (SPR)		0.001 (0.579)		0.003 ** (2.622)		0.002 (1.504)		0.003 (0.735)
环境规制 (ER)	0.002 ** (2.344)	0.002 *** (3.749)	0.015 *** (3.127)	0.015 ** (2.710)	0.001 (1.120)	0.003 (1.553)	-0.002 (-0.688)	0.004 (0.732)
产业结构 (IS)	-0.003 *** (-3.758)	-0.002 ** (2.298)	-0.004 (-1.064)	-0.008 (-0.383)	-0.002 ** (-2.348)	-0.002 ** (-2.292)	-0.001 ** (-2.532)	-0.002 ** (-2.293)
能源结构 (ES)	0.068 *** (8.465)	0.050 *** (3.743)	0.043 ** (2.054)	0.022 ** (2.247)	0.052 (0.907)	0.052 (0.942)	0.098 (0.982)	0.024 (0.990)
能源效率 (EE)	0.184 *** (5.032)	0.183 *** (3.793)	0.150 ** (2.526)	0.282 *** (3.028)	0.392 ** (2.539)	0.348 *** (2.827)	0.115 *** (2.668)	0.129 *** (2.952)
Adj-R ²	0.793	0.822	0.820	0.945	0.390	0.392	0.307	0.296
样本数	390	390	143	143	78	78	169	169

注:括号内为相应统计量的t值,***和**表示1%和5%的显著性水平。

3. 面板门槛效应估计结果及讨论

通过动态最小二乘法的估计结果,本文认为中国工业产权结构与环境污染治理绩效之间并非纯粹的线性关系,而是表现出相应的门槛效应,中国工业产权结构只有跨越相应的门槛值才能对环境污染治理绩效产生正向或者负向的影响效应,由此导致动态最小二乘法估计结果的差异。因此本文有必要采用面板门槛技术估计出相应的门槛值及不同区间内的影响系数。面板门槛值估计结果显示,若以国有化率GPR为门槛变量,以GPR为解释变量的模型只有一个门槛值即国有化率59.090%。根据本文前面的测算可知,东部地区国有化率的平均值为44.53%,低于门槛值,中西部地区国有化率

的平均值为 68.62% ,高于门槛值。估计结果还显示 ,若以科技创新水平 TC 及人力资本水平 HC 为门槛变量 ,以 GRP 为解释变量的模型没有对应的门槛值 ,也反映出国有化率对环境污染治理绩效的影响并不存在科技创新水平门槛和人力资本水平门槛。此外 ,若以私营化率为门槛变量 ,以 SRP 为解释变量的模型也只有一个门槛值即私营化率 24.450% 。本文的测算结果中仅有浙江、江苏、福建和广东等四个省市跨越该门槛值 ,而其他省市均未实现跨越。若以科技创新水平 TC 及人力资本水平 HC 为门槛变量并以 SRP 为解释变量的模型均只有一个门槛值 ,相应为科技活动经费内部支出占的比重为 0.422% 和平均受教育年限值为 9.262。本文样本区间中仅有北京、天津、上海和江苏四个省市成功跨越科技创新水平门槛 ,仅有北京、天津和上海成功跨越人力资本水平门槛 ,当然东部沿海地区的其他省市非常接近门槛值并将要实现跨越。

表 5 面板门槛值估计和显著性检验结果

解释变量为 GPR	门槛数	F 值	10%	5%	1%	门槛值	95% 置信区间
国有化率 GPR	单一	17.682 **	14.169	16.270	21.809	59.090	[57.285 ,59.230]
	双重	10.816	16.626	20.928	28.084	34.430	[33.625 ,34.500]
科技创新水平 TC	单一	8.443	27.384	34.595	49.336	0.044	[0.040 ,0.045]
人力资本水平 HC	单一	19.912	21.396	24.108	34.478	9.222	[9.187 ,9.227]
解释变量为 SPR	门槛数	F 值	10%	5%	1%	门槛值	95% 置信区间
私营化率 SPR	单一	46.372 ***	12.032	13.642	23.847	24.450	[24.090 ,24.690]
	双重	7.215	10.494	12.458	16.053	3.990	[3.970 ,4.010]
科技创新水平 TC	单一	4.855 **	2.372	3.325	5.598	0.422	[0.176 ,1.895]
	双重	5.97	20.132	26.764	36.428	0.083	[0.056 ,1.895]
人力资本水平 HC	单一	4.050 **	2.576	3.975	8.445	9.262	[6.777 ,10.260]
	双重	13.32	19.016	25.835	30.099	8.556	[8.503 ,8.564]

注:表中的 F 值和临界值、95% 的置信区间均采用“自举法”反复抽样 1000 次得到的结果。*** 和 ** 表示 1% 和 5% 的显著性水平。

本文根据门槛值对相应的样本区间进行划分 ,然后估计不同区间内工业产权结构对环境污染治理绩效的影响系数。面板门槛系数估计结果显示 ,当国有化率 GPR 低于门槛值 59.090% 时 ,国有化率的提升对环境污染治理绩效的影响系数为 0.002 ,表明此时的国有化率处于相对合理的区间 ,国有化率的提升能够激励企业污染治理技术的创新与应用。根据本文的研究结果发现这些地区基本上属于东部沿海地区 ,发达的科技创新和水平的人力资本也能提供技术吸收所需的客观条件 ,因而有利于环境污染治理技术的发挥和扩展 ,从而对环境污染治理绩效有显著的促进作用。反之 ,当国有化率 GPR 跨越门槛值 59.090% 时 ,过高的国有化比率容易造成环境制度的软化现象 ,并且缺乏绿色技术创新的激励 ,过高的工业污染排放反而不利于污染治理 ,因而对环境污染治理绩效产生负面影响。可见 ,国有化率与环境污染治理绩效之间存在倒“U”型关系 ,相应的拐点值为国有化率 59.090%。在私营化率与环境污染治理绩效的关系中 ,当私营化率 SPR 低于门槛值 24.450% 时 ,私营化率的提升对环境污染治理并没有显著的促进作用 ,正如本文所分析的私营企业普遍存在投资规模过小或技术偏低的问题 ,若该地区私营企业占比未达到一定的门槛 ,难以通过竞争效应来激励绿色技术研发和清洁生产技术的应用。一旦当私营化率 SPR 越过门槛值 24.450% 后 ,私营化率的提升对环境污染治理绩效具有显著的促进作用。此时竞争效应充分发挥 ,机制灵活、效率较高的私营企业基于长远考虑将引进清洁生产技术 ,若同时能够跨越科技创新水平门槛和人力资本门槛 ,那么私营化率 SPR 必定对环境污染治理绩效 EIP 产生正向影响

表 6 面板门槛系数估计结果

变量区间 (%)	GRP 或 SPR 系数	t 值	p 值
GPR ≤ 59.090	0.002	2.880	0.004
GPR > 59.090	-0.001	-1.770	0.078
SPR ≤ 24.450	0.002	0.820	0.413
SPR > 24.450	0.003	5.740	0.000
TC ≤ 0.422	0.006	0.886	0.376
TC > 0.422	0.002	6.412	0.000
HC ≤ 9.262	0.004	1.100	0.272
HC > 9.262	0.002	6.657	0.000

效应。可见 私营化率与环境污染治理绩效之间存在明显的“U”型关系 相应的拐点值为私营化率 24.450%。不过这种正向促进作用的充分发挥还要依赖该地区是否成功跨越科技创新水平门槛和人力资本门槛 否则即使能够形成污染治理技术的创新激励 也因缺乏相应的资金和人才而难以实现 从而也难以对环境污染治理绩效发挥应有的促进作用。

五、研究结论与政策启示

本文基于 2000—2012 年中国 30 个地区的面板数据 运用全局技术 Mamlquist-Luenberger 指数对环境污染治理绩效进行测度 并基于动态最小二乘法 and 面板门槛模型探究工业产权结构对环境污染治理的非线性门槛效应。研究结果显示 2000—2012 年间中国各地区的环境污染治理绩效提升 并表现出明显的空间差异 纯技术进步是环境污染治理绩效提升的关键原因 技术规模表现出偏离不变规模报酬 但纯技术效率和规模效率并未对环境污染治理绩效起到应有的促进作用。全国样本下国有化率的提升不利于环境污染治理 而私营化率的提升对环境污染治理的促进作用不显著。工业产权结构对环境污染治理绩效存在基于地区的权变效应 东部地区的国有化率和私营化率的提升均有助于环境污染治理 而中西部地区的国有化率的提升不利于环境污染治理 同时 该地区的私营化率的提升对环境污染治理的正向影响效应未能充分发挥。工业产权结构与环境污染治理绩效之间存在非线性门槛效应 国有化率与环境污染治理绩效之间存在明显的倒“U”型关系 相应的拐点值为国有化率 59.090% 而私营化率与环境污染治理绩效之间存在“U”型关系 相应的拐点值为私营化率 24.450% 当且仅当各地区的科技创新水平和人力资本水平成功跨越相应的门槛值时私营化率才能对环境污染治理绩效发挥应有的促进作用。

国有企业改革背景下本文的研究结论对推动国有企业改革及采取措施实现节能减排具有重要的政策启示。(1) 通过市场化改革逐步推动所有制结构的调整 着力适度提升更有活力的私营经济所占比重 通过融资支持、财政补贴等方式鼓励非国有经济进入污染行业 特别要吸引有先进污染治理技术及清洁生产技术并具备较好研发能力的企业进入。但政府不能走入盲目实行所有制结构调整的误区 而要根据各地区相应的门槛值 科学地采用地区差异化的所有制调整措施。对国有化和私营化比率相对合理的地区 重点加大对私营企业科技创新和人才引进的支持力度 并搭配如排污权交易制度等其他激励措施^[15] 来引导企业进行绿色技术研发; 对国有化比重过高或私营化比重过低的地区 在调整国有化率或私营化率跨越相应门槛值的基础上 还要加大对科技创新水平和人力资本水平较低地区的政策支持力度 尽量帮助这些地区跨越相应的技术吸收门槛值。(2) 通过建立健全国有企业的现代企业制度来明晰国有产权的功能和责任 真正实现政企分开 削弱地方政府对国有企业的干预程度及国企过度扩张。同时 改革现有以 GDP 为核心的政绩考核机制 把环境责任纳入到政绩考核标准中 有效激励地方政府节能减排。此外 还要加强对环境友好型私营企业的财政金融支持力度 通过市场手段来提高各类企业节能减排的自主性和自觉性 激励不同产权性质的企业不仅愿意成为节能减排的实践者 更要激励其成为节能减排的实际收益者。

参考文献:

- [1]袁晓玲,张宝山,杨万平.基于环境污染的中国全要素能源效率研究[J].中国工业经济,2009(2):76-86.
- [2]王秋彬.工业行业能源效率与工业结构优化升级——基于2000—2006年省际面板数据的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010(10):49-63.
- [3]周五七,聂鸣.基于节能减排的中国工业行业技术效率[J].经济管理,2012(11):1-9.
- [4]陶敏.我国环境治理投资效率评价及其关键影响因素[J].长江流域资源与环境,2012(1):111-116.
- [5]胡艳,吴振鹏.中国区域环境治理投资效率的实证分析——以28个省市(地区)为例[J].当代经济研究,2013(5):39-44.

- [6] OH D H. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J]. *Journal of productivity analysis* 2010, 34: 183-197.
- [7] 董秀海, 胡颖廉, 李万新. 中国环境治理效率的国际比较和历史分析——基于 DEA 模型的研究 [J]. *科学学研究*, 2008(12): 1221-1230.
- [8] 赵铮, 宋涛. 中国区域环境治理效率及影响因素 [J]. *南京社会科学* 2013(3): 18-25.
- [9] 李静, 倪冬雪. 中国工业绿色生产与治理效率研究——基于两阶段 SBM 网络模型和全局 Malmquist 方法 [J]. *产业经济研究* 2015(3): 42-53.
- [10] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究 [J]. *中国工业经济* 2013(4): 56-68.
- [11] 何兴强, 等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛 [J]. *世界经济* 2014(10): 52-76.
- [12] KAO C, CHIANG M H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data [C]//BALTAGI B H, FOMBY T B, HILL R C. ed. *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels (Advances in econometrics, Vol. 15)*, Bingley, UK: Emerald Group Publishing Limited, 179-222.
- [13] LEE M D P. Does ownership form matter for corporate social responsibility? A longitudinal comparison of environmental performance between public, private and joint-venture firms [J]. *Business and society review* 2009, 114(4): 435-456.
- [14] 查建平, 唐方方, 别念民. 结构性调整能否改善碳排放绩效——来自中国省级面板数据的证据 [J]. *数量经济技术经济研究* 2012(11): 18-33.
- [15] 赵春玲, 杨桐彬. 江苏排污权交易理论与实践与对策研究 [J]. *南京财经大学学报* 2016(2): 26-30.

(责任编辑: 禾 日)

Does Ownership Structure of China's Industry Help Control Environmental Pollution? An Empirical Study Based on Dynamic OLS Method and Panel Threshold Model

LIU Huihuang, WANG Ziwei

(School of Economy and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: This paper adopts the global technology Malmquist-Luenberger index to measure performance of environmental pollution control and investigates the effect of ownership structure of industry on performance of environmental pollution control based on dynamic OLS method and panel threshold model. The results show that the effect of the ownership structure of industry on performance of environmental pollution control has obvious heterogeneity among regions. Furthermore, the relationship between nationalization rate and performance of environmental pollution control is marked as inverted U shape, while the relationship between privatization rate and performance of environmental pollution control behaves significant U-curve characteristics. Thus, privatization rate can have positive effect on performance of environmental pollution control when and only when the level of technology innovation and human capital in each region successfully cross the threshold.

Key words: global technology; ownership structure of industry; environmental pollution control; Dynamic OLS Method; Panel Threshold Model