

# 所有制结构、市场化与区域环境污染

## ——基于中国省际面板数据的实证检验

李佳佳<sup>1</sup>, 罗能生<sup>2</sup>

(1. 山西大学 经济与管理学院, 山西 太原 030006; 2. 湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)

**摘要:** 通过构建空间动态面板和双门槛效应模型, 利用 1998—2013 年中国省际面板数据探讨了所有制结构对环境污染的影响, 并且分析了在不同市场化进程中这种影响的差异。研究发现, 区域之间环境污染的空间溢出效应显著为正, 环境污染空间分布具有明显的“路径依赖”特征并形成了三个不同的集聚区域; 不同所有制对环境污染的影响差异较大, 国有企业对环境污染的影响呈现倒 U 型, 私有及外资企业的影响显著为正; 不同市场化条件下所有制结构对环境污染的影响呈现出显著的区间效应。因此, 各地区应加强地区间联合治理, 全面协调地区的经济和环境政策, 促进资源在各地地区的有效配置, 并根据市场化的不同特征制定不同的政策, 在公有制基础上, 完善市场机制, 逐步实现所有制的混合化, 进而实现所有制、市场经济体制以及生态环境的协调发展。

**关键词:** 所有制结构; 市场化程度; 环境污染; 空间溢出

**中图分类号:** F062.2      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2019)04-0026-10

### 一、引言与文献综述

随着中国城镇化和工业化的推进, 1998—2013 年中国 GDP 的年均增速已经达到 9.6%, 但也付出了巨大的环境代价。据相关统计, 发达国家单位 GDP 环境污染物的排放量仅仅是中国的 1/10, 而由于环境污染的负外部性, 使得环境污染从我国的东南沿海向中西部地区蔓延, 这充分显示了我国目前环境污染的严重性, 环境恶化已经成为制约中国各地区经济持续健康发展的重要瓶颈。因此, 重新审视节能减排约束下所有制结构对区域环境污染的影响, 对于实现向资源节约型和环境友好型社会发展模式的重大转变具有重要的理论和实践意义。

纵观已有文献可发现, 对于具有较强溢出效应的环境污染, 到底最适宜的所有制结构是公有制、私有制还是混合所有制, 目前争议较大。Buchanan and Musgrave<sup>[1]</sup> 认为, 如果排他成本较高, 那么相较于私有制, 公有制可能会更好地激励人们有效使用资源; Cole<sup>[2]</sup> 认为, 由于规模经济等原因, 公有制无论是对环境还是经济都比私有制更有效率; Sinden<sup>[3]</sup> 认为, 市场机制和私有制对于解决环境问题并不是很有效, 除非政府规制参与其中; Earnhart and Lízal<sup>[4]</sup> 研究发现, 一个企业的所有制结构对其环境绩效的影响较为显著, 其中, 相较于私有企业, 国有企业更显著降低了排放水平; Lee<sup>[5]</sup>

收稿日期: 2019-04-08; 修回日期: 2019-06-09

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(17ZDA081); 山西省高校哲学社会科学研究项目(201803044)

作者简介: 李佳佳(1986—), 女, 山西太原人, 山西大学经济与管理学院讲师, 博士, 研究方向为区域经济和环经; 罗能生(1957—), 男, 湖南新田人, 湖南大学经济与贸易学院教授, 博士生导师, 研究方向为经济制度与可持续发展。

的研究也得出相似结论,即由于国有企业迫于较大的外部压力,故具有更强的社会责任感,导致其更倾向于减少污染,进而环境绩效较高;耿强和杨蔚<sup>[6]</sup>认为,国有企业在环境保护方面存在着双向效应,在东部较为发达的地区,随着国企比重增加,工业污染处于下降趋势,而在欠发达的中西部地区,这种影响却不显著;杨帆等<sup>[7]</sup>研究发现,国企集中度的提高会抑制环境污染排放,而私有和外资企业却会促进环境污染排放。然而,随着环境污染问题日益凸显,很多学者开始主张私有制。Anderson<sup>[8]</sup>认为私有制能够拯救误入歧途的法律,只有私有制和市场才可以充分发挥对环境保护的作用,就像它在经济方面发挥的作用一样;Wang and Wheeler<sup>[9]</sup>通过研究私有经济参与度与二氧化碳排放水平的关系,发现私有企业在经济中的作用更有助于环境保护;张小蒂和李晓钟<sup>[10]</sup>经过实证分析发现,在非公有制经济发展的同时,环境质量也得到了显著提高;吴延兵<sup>[11]</sup>认为,产权明晰、市场竞争充分是民营企业的主要特点,其在环境效率和技术创新投入方面是三类企业中最高的。关于外商投资对环境污染的影响,现有文献大多从规模、结构、技术等方面进行论述。Markusen and Venables<sup>[12]</sup>研究发现,为了吸引外资,发展中国家往往会放松环境管制标准,进而使得更多污染密集型产品产生,使其沦为发达国家的“污染天堂”,这与Hoffmann *et al.*<sup>[13]</sup>以及Dean *et al.*<sup>[14]</sup>的研究结论相一致。而Fredriksson *et al.*<sup>[15]</sup>、Gray and Shadbegian<sup>[16]</sup>、Cole *et al.*<sup>[17]</sup>则认为,外资所带来的先进技术和有效率的管理产生的外溢效应会有效地降低环境污染;李斌等<sup>[18]</sup>也认为外资引进有利于治污技术创新,进而减少环境污染。除此之外, Lee<sup>[19]</sup>、包群等<sup>[20]</sup>认为,外资对资源环境的影响存在双面效应,一方面外资诱致的经济规模扩张、经济结构改变加剧了能源消耗和污染排放,另一方面其带来的技术溢出提高了地区环境绩效;邓玉萍和许和连<sup>[21]</sup>研究发现,在控制外资与集聚外部性的交互作用后,外资的引入可以明显降低污染排放强度。而卢现祥和许晶<sup>[22]</sup>通过对国有、私有和外资企业与工业污染之间的关系展开研究发现,这三类企业对环境污染的影响均为正,即不管国有、私有还是外资企业均会导致环境恶化。

所有制结构对生态环境的影响受很多经济社会条件的制约。其中,市场化就是重要的影响因素之一。市场经济交易的本质是财产权利的转换,而所有制是市场机制发挥作用的基础,市场化程度提高,说明行政计划在减少或退出,此时经济和环境的资源更多地由市场进行配置。其实,市场经济的排他性和可转让性成为资源有效使用的保证。在进行市场经济体制改革时,我们需要面临的一个基本问题就是解决公有制与市场经济相结合或兼容的问题,虽然至今理论和实践还未找到公有制与市场经济相互兼容的最后解,但公有制的改革推动了市场化进程,再加上体制外经济形式的不断发展,使得多元化的所有制格局开始形成。当然,市场的根本目的不是生态效率,而是经济效益,在资本追求利润最大化的动机驱动下,过度的市场化也会引致生态环境资源的过度使用甚至滥用,助长环境危机。

综上所述,国内外从宏观角度将所有制结构与区域环境污染结合起来进行的研究较少,对于不同市场化条件下这种影响差异的研究更少。事实上,所有制结构与环境污染之间的关系取决于在不同地区起着支配作用的经济、技术、制度以及环境情况,只有探寻到在特定的背景和约束条件下所有制结构与环境污染的关系,才能找到符合中国实际的所有制结构,这不仅是一个理论推导问题,更是需要放在中国特定的制度和市场中去检验的问题。目前,中国正处在经济社会转型时期,一方面生态环境不断恶化,形势日益严峻;另一方面多种所有制并存并处于不断的演化进程中。因此,深入探究所有制结构对生态环境的影响,基于环境视角寻求最优的所有制结构,具有极为重要的意义。基于此,本文以中国1998—2013年省际面板数据为研究对象,通过建立空间动态面板和双门槛效应模型,研究了所有制结构对环境污染的影响,同时探讨了不同市场化条件下这种影响存在的差异。

二、模型、变量与数据

(一) 区域环境污染的空间相关性检验

本文运用 Stata11.1 软件, 选用 Geary's C 和 Moran's I 两个指数来验证环境污染的空间相关性及其程度(图1), 结果表明, 1998—2013 年, 全国各地环境污染的 Moran's I 指数和 Geary's C 指数均大于 0 小于 1, 并且通过了显著性检验, Moran's I 指数显著为正, 说明区域环境污染存在显著的正相

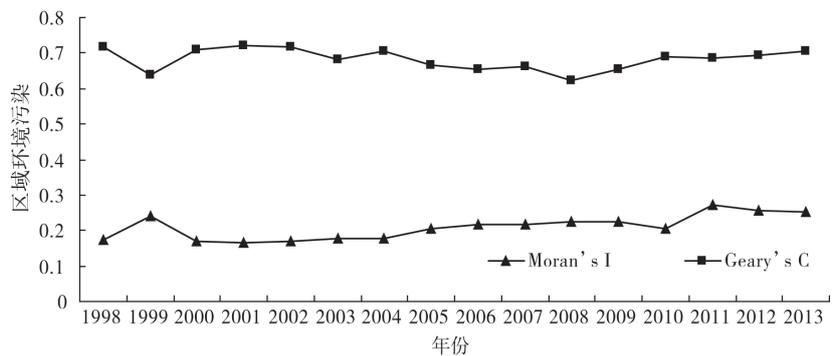


图1 1998—2013 年区域环境污染 Moran's I 和 Geary's C 指数及其变动

关, 每个地区的环境污染排放不仅受其自身经济发展水平、环境政策、技术水平等因素的影响, 也会受到相邻地区的影响, 且这种影响会随着空间距离的变化而发生变化, 一些相邻地区的环境污染还出现了集聚特征。

根据环境污染测度结果, 同时运用 ArcGIS10.2 软件绘制 1998 年和 2013 年的四分位图分析了环境污染的空间分布特征, 结果显示, 区域环境污染空间分布呈现“路径依赖”特征, 并形成三个集聚区域, 第一是高污染集聚区, 主要以河北为中心, 山西、山东等均属于该集聚区; 第二是中污染集聚区, 主要以湖北为中心, 陕西、安徽、黑龙江、内蒙古均属于该集聚区; 第三是低污染集聚区, 主要以甘肃为中心, 宁夏、青海、新疆属于该集聚区。此外, 云南、内蒙古、宁夏上升了一个等级, 说明环境污染处于不断加重的趋势, 四川、广西和贵州下降了一个等级, 说明环境污染情况处于不断减轻的趋势。

(二) 模型设定

1. 空间动态面板计量模型

所有制结构一般通过影响经济增长以及政府和企业的行为来直接或间接影响区域环境污染。所以, 可以在环境库兹涅茨曲线的基础上, 引入所有制结构来考察其对环境污染的影响, 建立如下计量模型:

$$\ln(ep)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(gdp)_{it} + \alpha_2 \ln(os)_{it} + \alpha_k X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中  $\ln(ep)_{it}$  为环境污染综合指数;  $\ln(gdp)_{it}$  为经济发展水平;  $\ln(os)_{it}$  为所有制结构;  $X_{it}$  为影响环境污染水平的控制变量;  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  为待估计参数;  $\alpha_k$  为待估计参数向量;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

由于各地区之间环境污染空间依赖和空间溢出的存在, 同时根据 Moran's I 和 Geary's C 指数结果可知, 应该建立空间面板计量模型进行分析<sup>[23]</sup>, 由于环境污染具有跨时、跨界的特性, 动态模型将一阶滞后被解释变量作为解释变量纳入实证模型中, 可以充分考虑到前期环境污染和其他因素对本期环境污染的影响, 本文借鉴 Elhorst<sup>[24]</sup>的方法, 设定了一个空间动态面板模型:

$$\ln(ep)_{it} = \tau \ln(ep)_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(ep)_{jt} + \eta \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(ep)_{jt-1} + \beta_1 \ln(os)_{it} + \beta_k X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中  $\ln(ep)_{it}$  和  $\ln(ep)_{it-1}$  表示地区  $i$  在  $t$  和  $t-1$  年的环境污染综合水平;  $\ln(os)_{it}$  表示所有制结构变量;  $X_{it}$  是一组影响环境污染水平的控制变量, 包括产出水平、城镇化率、税收政策以及环保投入的对数;  $u_i$  和  $\lambda_t$  分别代表空间效应和时间效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项, 满足条件  $E(\varepsilon_{it}) = 0, Cov(\varepsilon_{it}) = \sigma^2 I; \beta_k$  为待估计的参数向量;  $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  的元素;  $\tau, \rho$  和  $\eta$  分别为因变量  $\ln(ep)_{it}$  的时间、

空间、时空滞后项的系数。

在设置控制变量时,需要考虑内生性问题,本文在考虑空间和时间动态因素的基础上,通过扰动项检验发现,存在一阶自相关,不存在二阶自相关,通过 Sargan 检验结果可知,在 10% 的显著性水平下,原假设“所有工具变量均有效”无法被拒绝(表 2),因此,本文采用空间差分 GMM 进行实证分析。在面板数据空间计量经济模型中,需用克罗内克积  $W_k = I_T \otimes W_{ij}$  来代替截面空间模型中的  $W_{ij}$ ,  $I_T$  为  $T \times T$  阶单位时间矩阵,  $\otimes$  为克罗内克积,本文根据各省会城市的经纬度位置计算其地表距离  $d_{ij}$ ,根据  $d_{ij}$  构建地理权重矩阵  $W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$ 。

## 2. 双门槛效应计量模型

考虑到不同市场化程度下,所有制结构对区域环境污染的影响具有显著的区间效应。以往诸多学者是根据外生分组将市场化程度分为高、中、低或者东、中、西 3 个组别,这种分组方法具有很强的主观性,而 Hansen<sup>[25]</sup> 门槛模型的门槛值完全由样本数据内生决定,能够更加客观、准确地揭示不同组别中因变量与自变量之间的变化关系。所以,本文运用 Hansen 的门槛模型进行内生性的划分,来研究不同市场化条件下所有制结构对环境污染的影响,建立的双门槛效应模型为:

$$\ln(ep)_{it} = \mu_i + u_t + \alpha X_{it} + \beta_1 \ln(os)_{it} I(mi_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln(os)_{it} I(\gamma_1 < mi_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 \ln(os)_{it} I(mi_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中  $\mu_i$  为个体效应;  $u_t$  为时间效应;  $X_{it}$  为控制变量; 主要包括经济水平、城镇化率、税收政策以及环保投入;  $(\gamma_1; \gamma_2)$  为待估算的门槛值; 市场化程度  $m_{it}$  为门槛变量;  $I(\cdot)$  为指标函数;  $\alpha$  为相应的系数向量;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

要通过计算门槛值来得到  $\beta_i$  的估计值,可以通过  $\ln(ep)_{it}^* = \ln(ep)_{it} - \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \ln(ep)_{it}$  来消除个体效应,那么变换后的模型为:

$$\ln(ep)_{it}^* = \theta X_{it} + \beta_1 \ln(os)_{it}^* I(mi_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln(os)_{it}^* I(mi_{it} > \gamma_1) + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

对于给定的门槛值  $\gamma$ ,为了得到  $\beta$  的估计值,我们采用 OLS 估计(4) 式可得:

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' \ln(ep)_{it}^* \quad (5)$$

对应的残差平方和可表示为:  $S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}^*(\gamma)' \hat{\varepsilon}^*(\gamma)$  将  $S_1(\gamma)$  最小化得到  $\gamma$  的估计值  $\hat{\gamma}$ 。当我们确定参数估计值后,需要进行两个检验:一是检验门槛效果是否显著,二是验证门槛估计值  $\hat{\gamma}$  和真实值  $\gamma$  是否相等。第一个用  $F$  检验,其统计量可表示为:  $F = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$ ,第二个用似然比检验,其统计量

为:  $LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$ 。其中,  $S_0$  为不存在门槛值时的残差平方和。以上模型主要为存在一个门槛值的情况,对于存在两个门槛值得情况,与上述模型类似,在此不再赘述。

### (三) 变量选取与数据说明

#### 1. 被解释变量: 环境污染综合指数( $ep$ )

本文主要选取废水、化学需氧量、工业废气、二氧化硫、烟(粉)尘的排放量、工业固体废弃物的产生量这六个环境污染指标,采用熵值法来计算环境污染综合指数。

#### 2. 核心解释变量: 所有制结构( $os$ )

参照 Wang and Wheeler<sup>[26]</sup> 的做法,用国有经济在固定资产中的占比、私有经济在固定资产中的

占比和外资在固定资产中的占比来分别表示国有、私有和外资,其中私有主要包括联营经济、集体经济、个体经济、股份制经济、私营经济和其他类型经济,外资主要包括外商投资和港澳台投资。

3. 门槛变量: 市场化指数( *mi* )

目前对于市场化程度的度量缺乏统一的指标,本文选取王小鲁等<sup>[27]</sup>测度的市场化指数作为门槛变量进行实证分析。

4. 控制变量: 产出水平( *gdp* )、城镇化率( *ur* )、税收政策( *mtb* )和环境投资( *ei* )

产出水平用国内生产总值来表示;城镇化率为城镇人口在总人口中的比重;税收政策为税收总额在GDP中的比重;对于环境投资,由于工业污染对环境的影响较大,同时基于数据可得性,本文选取工业污染治理投资额来表示环境的投资力度。

由于中国香港、中国澳门、中国台湾和西藏自治区的数据缺失较多,所以本文选取我国30个省1998—2013年数据为研究对象,主要数据来源于《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》以及《中国税务年鉴》。市场化指数来源于《中国分省份市场化指数报告(2016)》。各变量的描述性统计结果如表1所示,部分缺失的数据主要运用线性插值法或均值来填补。

表1 各变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
环境污染综合指数	480	0.2343	0.1417	0.0053	0.7251
国有	480	0.3955	0.1389	0.1145	0.8442
私有	480	0.5364	0.1337	0.1195	0.8540
外资	480	0.0676	0.0577	0.0027	0.2684
市场化程度	480	6.5489	2.4055	1.4900	13.8900
国内生产总值	480	0.9120	1.0113	0.0221	6.2164
城镇化率	480	0.4641	0.1582	0.1860	0.8960
税收政策	480	7.2344	2.4360	2.1720	18.0230
环境投资	480	12.7297	13.2618	0.0804	84.4159

三、计量检验与结果分析

(一) 所有制结构对环境污染的影响分析

本文运用Stata11.1软件进行估计,结果如表2所示。根据空间动态面板回归结果可以发现,环境污染综合指数滞后项系数显著为正,说明前一年的环境污染会对后一年的环境污染产生正向加强作用,省际环境污染具有跨期影响;而环境污染的空间滞后系数 $\rho$ 和空间误差系数 $\lambda$ 均显著为正,说明各地区之间的环境污染存在空间溢出效应,且溢出效应为正,而邻近地区滞后一年的环境污染对本期环境污染的影响却为负,表明相邻地区不同时期环境污染对某一地区环境污染影响的方向是相反的,这体现了各地区之间的环境政策存在竞争性,而且这种竞争还具有较强的滞后效应,当然这种滞后性与政府实施环境政策的时间、效果等密切相关。

不同所有制对环境污染的影响存在较大差异。(1)国有企业的一次项系数为负值(-0.2752),二次项系数为负值(-0.1019),说明国有企业对环境污染的影响存在倒U型曲线特征,即随着国企改革的推进,环境污染呈现出先上升而后下降的趋势。这是因为在工业发展进程中,国有企业大部分以第二产业为主,为了促进经济发展、提高企业利润,他们对于环境保护的关注和投资较少,再加上当时技术水平较低,企业规模较小,导致环境污染趋于严重,但是随着国有企业改革的不断推进,原来那些经济效益低、规模小、技术水平落后的企业逐步被淘汰,而经济效益高、规模大、技术水

表2 所有制结构对环境污染影响的估计结果

变量	国有	私有	外资
$\ln(ep)_{i-1}$	0.4465*** (25.18)	0.4610*** (27.68)	0.4444*** (28.49)
$W \times \ln(ep)$	0.1324*** (17.29)	0.1371*** (18.52)	0.1395*** (17.36)
$W \times \ln(ep)_{i-1}$	-0.0767*** (-7.24)	-0.0766*** (-7.10)	-0.0844*** (-9.58)
$\ln(pa)$	-0.2752* (-1.94)	0.0570* (1.65)	0.0624*** (5.51)
$[\ln(pa)]^2$	-0.1019* (-1.82)	—	—
$\ln(ur)$	-0.5058*** (-3.45)	-0.4769*** (-3.45)	-0.4397*** (-2.95)
$\ln(mtb)$	0.0981*** (4.03)	0.0578** (2.49)	0.1250*** (6.03)
$\ln(ei)$	0.0283*** (5.63)	0.0290*** (6.53)	0.0254*** (5.60)
$\ln(gdp)$	0.1326*** (5.27)	0.1195*** (5.22)	0.1429*** (5.28)
constant	-0.4149 (-1.15)	-0.0951 (-0.26)	-0.4439 (-1.19)
Wald	5609.48 (0.00)	10600.16 (0.00)	13261.41 (0.00)
Sargan	22.12792 (1.00)	21.46899 (1.00)	20.96134 (1.00)
M1 [AR(1)]	-2.8914 (0.00)	-2.9853 (0.00)	-3.0013 (0.00)
M2 [AR(2)]	0.6074 (0.54)	0.44978 (0.65)	0.79861 (0.42)

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的统计水平下显著,系数下方的括号内为t值,Wald、Sargan、M1和M2括号内为P值。

平高的企业逐步发展起来,由于其规模较大、资金雄厚,再加上其外部节能减排的压力大,所以,他们不断加大环保投入、促进技术创新,进而降低污染;(2)私有企业对环境污染的影响显著为正(0.0570),即随着私有企业的不断增加,环境污染在逐步恶化。这是由于中国私有企业主要以中小型企业为主,大多规模小、技术落后、资金不足,而治理环境污染需要的技术和设备会增加企业的成本,而环境治理又具有正外部性特征,所以即使私有企业不治理污染,依然可以享受国有企业治理污染带来的好处,再加上节能减排的外界压力较小,所以私有企业“搭便车”的动机更为强烈,导致环境污染愈加严重;(3)外商企业和港澳台企业对环境污染的影响显著为正(0.0624),说明外商和港澳台企业的增加加剧了环境污染,在一定程度上支持了“污染天堂”假说。由于中国环境标准较低,环境相关法律法规尚不够完善,再加上监管不严,一些高污染的外资企业为了盈利逐步向发展中国家转移,中国也成为了“污染避难所”之一。

环境污染也受其他变量的影响。其中,城镇化率对环境污染的影响显著为负,说明随着城镇化率的提高,环境污染有所下降;税收政策对环境污染的影响显著为负,说明降低税负可以减少污染排放;环境投资的系数为正,说明由于投资力度、方式以及监管等方面问题的存在,无法充分发挥环境投资的减排效应;地区生产总值对环境污染排放的影响显著为正,说明中国还未到达环境库兹涅茨曲线的转折点,环境污染目前仍然处在环境库兹涅茨曲线的左侧,即环境污染仍处于随着GDP增加而增加的上升阶段<sup>[28]</sup>。

(二) 不同市场条件下所有制结构对环境污染影响的门槛效应分析

为了准确描述不同市场条件下所有制结构对环境污染的影响,本文以不同所有制为因变量,市场化程度为门槛变量,产出水平、城镇化率、税收政策以及环境投资为自变量进行门槛回归。我们通过格子搜索法来确定门槛值,检验结果显示,双门槛效应非常显著,其P值分别为0.003、0.013和0.023,国有、私有和外资所有制的第二门槛估计值见表3。根据第二门槛估计值,我们绘制了似然比函数图(图2),实线表示似然比,虚线表示临界值。

实证结果显示,不同市场化条件下所有制对环境污染的影响呈现出显著的区间效应。(1)对于国有企业而言,当市场化程度低于2.70时,即市场化程度过小时,国有企业与环境污染呈现正相关(1.2157),这说明对于市场化程度处于2.70以下的地区,随着国有企业的不断扩大,环境污染在增

加 随着市场化程度的不断完善,越过 2.70 这一门槛值后,环境污染随着国有企业的扩大而减少(-0.1213),当市场化程度超过 7.00 之后,国有企业与环境污染仍然呈现负相关(-0.0201),但是对环境污染的抑制作用开始逐渐减小;(2)对于私有企业而言,当市场化程度低于 2.82 时,私有制与环境污染的关系呈现正相关(0.2384),随着市场化程度不断提高,当处于 2.82 与 7.21 之间时,私有制对环境污染的影响显著为负,私有制的减排效应开始显现,当超过 7.21 这一门槛值后,私有制对环境污染的影响不显著;(3)外资企业对环境污染的影响都呈现正相关,当市场化程度低于 2.70 时,市场化程度每提高 1%,环境污染将增加 0.14%,随着市场化程度的不断完善,当处于 2.70 和 9.51 之间时,外资企业对环境污染的影响不显著,当市场化程度超过 9.51 这一门槛值时,外资企业每增加 1%,环境污染增加 0.06%,正向

表 3 不同市场化条件下所有制结构对环境污染影响的估计结果

变量	国有	私有	外资
$\ln(pa) (mi \leq \gamma_1)$	1.2157*** (7.54)	0.2384*** (4.35)	0.1448*** (5.79)
$\ln(pa) (\gamma_1 \leq mi \leq \gamma_2)$	-0.1213** (-2.11)	-0.1634*** (-2.93)	0.0023 (0.10)
$\ln(pa) (mi > \gamma_2)$	-0.0201* (-1.58)	0.0492 (0.65)	0.0595** (2.17)
$\ln(ur)$	-0.1293 (-1.23)	-0.1834* (-1.75)	-0.2264** (-2.11)
$\ln(mtb)$	0.1704*** (2.93)	0.1436** (2.47)	0.1787*** (3.03)
$\ln(ei)$	0.0874*** (5.92)	0.0983*** (6.64)	0.0801*** (5.34)
$\ln gdp$	0.1376*** (4.64)	0.2004*** (6.67)	0.1656*** (5.90)
constant	-3.7809*** (-13.27)	-4.1878*** (-13.65)	-3.4965*** (-13.78)
$\gamma_1$	2.70***	2.82***	2.70***
$\gamma_2$	7.00***	7.21**	9.51**

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著,系数下方的括号内为 t 值。

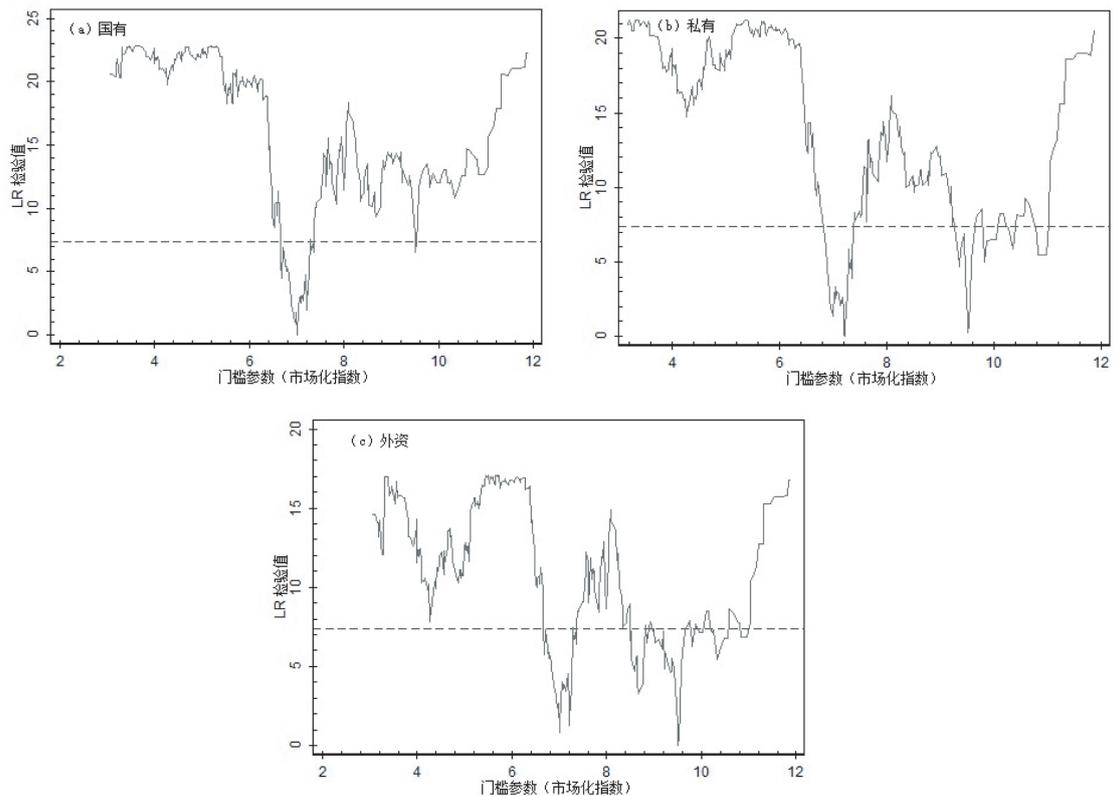


图 2 不同所有制结构的第二门槛估计值

作用比第一门槛值降低了 0.08% ,这说明随着市场化程度不断提高 ,外资企业对环境污染的正向影响越来越小。

因此 ,市场化程度在很大程度上影响着不同所有制结构对环境污染的影响。随着市场化程度的不断提高 ,不同所有制对环境污染的影响呈现出不同的发展趋势 ,对于市场化程度较低的地区 ,不同所有制对环境污染的影响均为正 ,而对于市场化程度较高的地区 ,国有、私有对环境污染的影响均变为负 ,而外资的正向作用也有所减少 ,这充分说明随着市场化程度的不断提高 ,各种资源和产权自由流动并配置到了最有效率的地方 ,为各类经济主体提供了较为公平的制度条件 ,在市场化进程中 ,市场竞争的压力也会促使国有和非国有企业努力降低成本 ,加大技术创新 ,促使更多节能减污的技术出现 ,进而提高环境质量。市场化也会影响外资对环境污染的作用 ,在市场化程度较高的地区 ,外资的环境污染效应相对较小 ,其较为完善的公共设施、成熟的要素和产品市场以及效率较高的政府使得其成为吸引低污染、高附加值外资产业的条件 ,也为外资企业的技术外溢提供了条件 ,从而由于外资而引发的环境污染问题不断得到改善。

#### 四、结论与政策建议

本文运用空间动态面板模型分析了中国 1998—2013 年 30 个省市所有制结构对环境污染的影响 ,并在此基础上 ,以市场化程度为门槛变量 ,通过构建双门槛效应模型分析了不同市场化条件下所有制结构对环境污染影响的差异 ,得到以下结论: (1) 1998—2013 年 16 年间 ,中国区域环境污染存在显著的空间正相关性 ,且溢出效应较为明显 ,环境污染的空间分布具有明显的“路径依赖”特征并形成了高环境污染、中环境污染和低环境污染三个不同的集聚区域; (2) 不同所有制结构对环境污染产生的影响存在较大差异。国有企业对环境污染的影响存在倒 U 型曲线的特征 ,私有企业及外资企业对环境污染的影响显著为正; (3) 不同市场化条件下所有制结构对环境污染的影响呈现出显著的区间效应。当市场化程度较低时 ,不同所有制的影响均为正;随着市场化程度的提高 ,这种正向作用逐渐减弱 ,当市场化程度超过特定门槛值之后 ,国有企业、私有企业对环境污染的影响均变为负 ,而外资企业的正向作用也有所减少。

基于以上结论 ,提出以下政策建议:

第一 ,由于环境污染存在跨界、跨期特征 ,各地区防治污染不能各自为战 ,应该加强地区间联合治理 ,从信息共享、治理理念、生态补偿等方面建立各地区之间的协调机制 ,促进资源在各地区的有效配置 ,增强技术和知识溢出效应 ,进而提升各地区的环境质量水平。首先 ,各地区要确立“共赢”观念 ,倡导政府主导、统筹合作的跨地区环境治理模式 ,提升各主体和各地区的协作治理能力。其次 ,要构建完善的跨地区协作治理机制。从区域整体出发 ,通过完善各地区协作主体间的交流机制 ,搭建信息共享平台 ,建立信息通报制度 ,统一规划治理基础设施的建设。最后 ,通过强化跨地区相关法律法规体系的一体化 ,实现环境污染的跨域协作治理。制定具有针对性、时效性和可操作性的相互协调、相互补充的法律体系是实现跨域污染协作治理的关键 ,同时建立跨域联合执法制度和环境执法监督机制 ,鼓励各地区合作执法。

第二 ,在中国 ,私有制并不是一剂良药 ,国有企业发展可能比私有和外资企业更有利于环境保护。目前 ,中国的环境资源制度主要以公有制为主 ,采取完全的公有制或完全的私有制都不合适 ,所以推进中国市场化进程和所有制改革 ,需要一个以公有制为主体的过渡阶段。在此基础上 ,应该推进混合所有制的适度发展 ,引入多元化的所有权主体 ,放松对所有权的过多限制 ,逐步实现部分环境资源的私有化。但是为了保证公有制的控制力和私有制主体的自主性 ,在公有和私有的比例上要根据环境资源的属性进行综合运用 ,进而实现所有制、市场经济体制以及生态环境的协调发展。

第三 ,市场作为所有权资源配置的方式 ,影响着不同所有制对环境的作用。市场经济交易的本质是财产权的交易 ,市场化程度越高 ,行政计划越少 ,更多的环境资源就由市场来分配 ,只有在市场交易条件下 ,各种资源及其所有权才能通过自由流动配置到最有效率的地方。目前 ,在一些发达国家广泛推行的碳排放权交易、排污权交易等 ,都是想通过市场机制来实现环境所有权的优化配置。所以 ,要

完善排污权交易的市场制度和法律政策体系,明确排污权交易的对象、方式、区域以及其他问题,使排污权交易有法可依。同时,各地区应该根据市场化的不同特征制定不同的政策来解决环境污染问题。对于市场化水平较低的地区,政府应该鼓励不同所有制经济积极参与污染治理设施投资和运营,努力推动环保领域的市场化改革,并提高企业的污染违法成本;在市场化水平较高的地区,政府一方面应该激励不同所有制的企业开发清洁技术,另一方面应该加强环保法律法规对不同所有制企业的约束作用,提高其环境风险防范意识。

#### 参考文献:

- [1]BUCHANAN J M, MUSGRAVE R A. Public finance and public choice: two contrasting visions of the state [M]. Cambridge: MIT Press, 1999.
- [2]COLE D H. Pollution and property: comparing ownership institutions for environmental protection [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [3]SINDEN A. The tragedy of the commons and the myth of a private property solution [J]. University of Colorado law review, 2007(78): 533-553.
- [4]EARNHART D, LÍZAL L. Direct and indirect effects of ownership on firm-level environmental performance [J]. Eastern European economics, 2007(4): 66-87.
- [5]LEE C G. Foreign direct investment, pollution and economic growth: evidence from Malaysia [J]. Applied economics, 2009(13): 1709-1716.
- [6]耿强 杨蔚. 中国工业污染的区域差异及其影响因素——基于省级面板数据的 GMM 实证分析 [J]. 中国地质大学学报(社会科学版) 2010(5): 12-16.
- [7]杨帆 周沂 贺灿飞. 产业组织、产业集聚与中国制造业产业污染 [J]. 北京大学学报(自然科学版) 2016(3): 563-573.
- [8]ANDERSON T L. Enviro-capitalism vs. enviro-socialism [J]. Kansas journal of law and public policy, 1994(4): 35-40.
- [9]WANG H, WHEELER D. Endogenous enforcement and effectiveness of China's pollution levy system [M]. World Bank Publications, 2000.
- [10]张小蒂 李晓钟. 我国出口商品结构变化的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究 2002(8): 109-112.
- [11]吴延兵. 国有企业双重效率损失研究 [J]. 经济研究 2012(3): 15-27.
- [12]MARKUSEN J R, VENABLES A J. Foreign direct investment as a catalyst for industrial development [J]. European economic review, 1999(2): 335-356.
- [13]HOFFMANN R, LEE C G, RAMASAMY B. FDI and pollution: a granger causality test using panel data [J]. Journal of international development, 2005(3): 311-317.
- [14]DEAN J M, LOVELY M E, WANG H. Are Foreign investors attracted to weak environmental regulations? Evaluating the evidence from China [J]. Journal of development economics, 2009(1): 1-13.
- [15]FREDRIKSSON P G, LIST J A, MILLIMET D L. Bureaucratic corruption, environmental policy and inbound US FDI: theory and evidence [J]. Journal of public economics, 2003(7): 1407-1430.
- [16]GRAY W B, SHADBEGIAN R J. 'Optimal' pollution abatement: whose benefits matter, and how much? [J]. Journal of environmental economics and management, 2004(3): 510-534.
- [17]COLE M A, ELLIOTT R J R, SHIMAMOTO K. Globalization, firm-level characteristics and environmental management: a study of Japan [J]. Ecological economics, 2006(3): 312-323.
- [18]李斌 彭星 陈柱华. 环境规制、FDI 与中国治污技术创新——基于省际动态面板数据的分析 [J]. 财经研究 2011(10): 92-102.
- [19]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(4): 435-456.

- [20]包群,陈媛媛,宋立刚.外商投资与东道国环境污染:存在倒U型曲线关系吗[J].世界经济,2010(1):3-17.
- [21]邓玉萍,许和连.外商直接投资、集聚外部性与环境污染[J].统计研究,2016(9):47-54.
- [22]卢现祥,许晶.企业所有制结构与区域工业污染——基于中国2003—2009年的省级面板数据研究[J].中南财经政法大学学报,2012(1):78-83+143-144.
- [23]陈强.高级计量经济学及Stata应用[M].北京:高等教育出版社,2010.
- [24]ELHORST J P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences[J]. Journal of geographical systems, 2012(1): 5-28.
- [25]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999(2): 345-368.
- [26]WANG H, WHEELER D. Equilibrium pollution and economic development in China[J]. Environment and development economics, 2003(3): 451-466.
- [27]王小鲁,樊纲,余静文.中国分省份市场化指数报告(2016)[M].北京:社会科学文献出版社,2017.
- [28]李佳佳,罗能生.制度安排对中国环境库兹涅茨曲线的影响研究[J].管理学报,2017(1):100-110.
- (责任编辑:杨青龙;英文校对:葛秋颖)

## Ownership Structure, Market Degree and Regional Environmental Pollution: An Empirical Test Based on China's Provincial Panel Data

LI Jiajia<sup>1</sup>, LUO Nengsheng<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, Shanxi University, Taiyuan 030006, China;

2. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

**Abstract:** By building a spatial dynamic panel and a double threshold effect model, based on provincial panel data in China from 1998 to 2013, this paper analyzes effects of ownership structure on environmental pollution. Empirical results show that the spatial spillover effect of environmental pollution among regions is significantly positive, and the spatial distribution of environmental pollution has strong path-dependence characteristics and makes for three different agglomeration zones. Effects of different ownership structure on environmental pollution have great differences. Impact of the state-owned ownership on environmental pollution presents inverted U-shaped curve, and effects of private and foreign ownership on environmental pollution are significantly positive. The effect of ownership structure on environmental pollution presents a significant interval effect in different market conditions. Therefore, all regions should strengthen joint governance between regions, comprehensively coordinate regional economic and environmental policies, promote the effective allocation of resources in various regions, and formulate different policies according to different characteristics of marketization. On the basis of public ownership, all regions should improve market mechanisms, gradually realize the integration of ownership, to achieve the coordinated development of ownership, market economic system and ecological environment.

**Key words:** ownership structure; market degree; environmental pollution; spatial spillover