

# 腐败会损害环境政策执行质量吗?

李后建

(重庆大学经济与工商管理学院,重庆 400044)

**摘要:**本文首先构建了一个三阶段博弈模型,阐明了腐败对环境政策执行质量的影响机理,即腐败和工业产业规模会弱化环境政策执行的严格程度。在该理论基础之上,基于中国30个省级区域1998~2010年的面板数据,利用系统广义矩稳健性估计的计量方法进行实证分析。实证结果支持了理论模型结论,且具有较强的稳健性,即腐败会损害环境政策执行质量。进一步研究发现,工业产业规模的扩大会进一步强化腐败对环境政策执行质量的损害程度。为此,本文认为加大防腐和反腐力度,积极推进产业结构的调整与升级,对于匡正腐败对环境政策的扭曲具有重要的意义。

**关键词:**腐败;环境政策;工业产业规模;产业结构

**中图分类号:**F124.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2013)06-0034-09

## 一、问题的提出

“环境政策的执行质量”一直是制度经济学需要解决的核心问题,国内外学者对此进行了大量的分析与例证。制度经济学的相关理论表明,环境政策的主要目标是解决环境问题的外部性,实现环境污染负外部性的内在化。然而,既得利益集团可以通过贿赂游说在位政府以便操控环境政策的执行质量,最终可能导致环境恶化。诸多研究表明,腐败与环境政策执行质量有关。因此,有关腐败与环境政策执行质量之间关联性的研究开始受到经济学和政治学学界的广泛关注,人们亦开始慎思腐败给整个社会生存环境带来的危害性,并着手制定有效的反腐机制,也因此形成了若干关于腐败与环境政策质量之间关联性的研究文献。

腐败与环境政策质量之间的关联,即腐败的环境政策效应,是指在既定的游说力度下,在位政府官员通过权衡贿赂与损失的污染税,从而制定和执行使自身效用最大化的环境政策<sup>[1][2]</sup>。以往的实证研究结论皆表明腐败对环境政策具有显著影响。例如,Damania、Fredriksson和List采用1982~1992年发展中国家和发达国家的面板数据进行实证研究,结论表明环境政策的扭曲通常是由当局较高的腐败水平导致的<sup>[1]</sup>。Fredriksson和Svensson利用1990年63个发展中国家和发达国家的截面数据,通过分析发现腐败是环境政策执行程度的决定性因素,即腐败降低了环境政策执行的严格程度<sup>[2]</sup>。

与其他国家类似,虽然我国出台了一系列旨在改善环境状况的政策,但环境恶化的趋势仍在持

收稿日期:2013-06-17

基金项目:教育部人文社会科学基金青年项目“中国式分权下地方政府质量提升路径研究”(12YJC790008)

作者简介:李后建(1983—),男,湖南常德人,重庆大学经济与工商管理学院博士生。

续,以致不断恶化的环境形势“倒逼”当局执行更严格的环境政策。例如广西龙江镉污染,河南、陕西、湖南、浙江等地的血铅超标等事件,既反映了环境保护形势的严峻性,也作为反面教材和倒逼机制,推动了环境问题的治理、经济结构的调整和发展方式的转变,可谓“危机倒逼型”路径。造成这种现象的原因可能来自两个方面:一是环境价值观的扭曲,即中国尚处在经济发展的初级阶段,政府更关注如何摆脱贫困,对环境的需求较低;二是腐败导致的环保不作为加剧了环境恶化的趋势,具体表现为污染型企业为了逃避法律的监督,通过伴有非法支付的非生产性努力来获得权力庇护。在执法者的庇护下,企业污染便屡禁不止、愈演愈烈。由此可见,“在腐败问题不断滋生蔓延的情况下,环境政策执行的效果势必受到不良影响。”<sup>[3]</sup>因此,如何有效控制腐败,促进经济与生态环境的和谐发展,进而实现构建生态文明和建设美丽中国的目标,不仅是政府决策者亟需解决的关键任务,也是学界需要关注的重要课题之一。遗憾的是,现有国内文献并未就转型期中国腐败与环境政策执行质量之间的关系做出明确的解答。为此,本文根据 Fredriksson 和 Svensson 的建议,构建了一个有关在位政府官员与游说集团之间的三阶段博弈模型,用以说明腐败对环境政策执行的影响机制<sup>[2]①</sup>。在此基础上,利用 1998~2010 年中国省级面板数据对腐败的环境政策效应函数进行估计,并对估计结果进行稳健性检验。

## 二、理论模型

### (一)模型假设

假设开放经济体中有两类生产性行业,无污染型行业生产基准商品  $z$ ,污染型行业生产商品  $x$ 。经济体中有消费者和污染型企业,他们的人数标准化为 1。当地污染型行业会给消费者带来负效用。给定某个代表性消费者的效用函数为:

$$U = c^z + u(c^x) - \theta X \quad (1)$$

其中  $c^z$  和  $c^x$  分别表示消费者对基准商品  $z$  和商品  $x$  的消费<sup>②</sup>,并且假定基准商品  $z$  和商品  $x$  的国内和国际价格相等,分别为 1 和  $p^*$ 。 $u(c^x)$  表示严格凹形且可微的次效用函数。商品  $x$  的总供给为  $X$ ,  $X = nx_i$ ,  $n \geq 1$ ,  $n$  表示污染型企业的数量,  $x_i$  表示污染型企业  $i$  的产量。 $\theta$  表示单位危害系数,它取决于污染型企业单位产出的污染治理力度  $h$ ,其中  $\theta_h < 0$ ,  $\theta_{hh} > 0$ ,因此  $\theta X$  表示污染的总危害。由于商品  $x$  的生产给当地造成了环境污染,因此当地政府部门试图通过征收污染税  $t$  来控制污染的排放量,其中  $t$  表示污染税税率,并且  $t \in T$ ,  $T \in \mathbb{R}$ 。

商品  $z$  的生产满足边际成本不变且等于 1 的假定。给定商品  $x$  的成本函数为  $v(x, h)$ ,并假设  $v_x > 0$ ,  $v_h > 0$ ,  $v_{xx} > 0$ ,  $v_{hh} > 0$  和  $v_{hx} > 0$ ,那么每个污染型企业的利润函数为:

$$\pi_i(t) = p^* x_i - v(x_i, h_i) - t\theta(h_i) x_i \quad (2)$$

分别对  $x_i$  和  $h_i$  一阶求导,且令其等于零得:

$$\partial \pi_i / \partial x_i = p^* - v_x - t\theta = 0 \quad (3)$$

$$\partial \pi_i / \partial h_i = -v_h - t\theta_h x_i = 0 \quad (4)$$

方程(3)表示,当产品价格等于税后边际成本时,污染型企业  $i$  会停止生产。方程(4)表示,当污染的边际治理成本与边际收益相等时,污染型企业  $i$  会停止增加污染治理投入。根据隐函数定理以及方程(3)和(4),可知  $\partial x_i / \partial t < 0$  和  $\partial h_i / \partial t > 0$ ,这表示,污染税税率的提高会促使污染型企业降低生产量并增加污染治理投入。

污染税总收入等于:

$$\tau(t) = t\theta X(t) \quad (5)$$

其中  $X(t) = nx(t)$ ,假设所有的税收收入按人均分配。令  $Y$  表示代表性消费者的收入。在预算约束条件  $Y = c^z + p^* c^x$  下,令式(1)最大化,从而得到消费函数  $c^x = d(p^*) = u_c^{-1}$  和  $c^z = Y - p^* d(p^*)$ 。因此,消费者的间接效用函数可以表示为  $V(p^*, t, Y) = Y + \delta(p^*) - \theta X$ ,其中  $\delta(p^*) = u[d(p^*)] - p^* d(p^*)$  表示消费者购买商品  $x$  所获得的消费者剩余。需要注意的是如果消费者购买商品  $z$ ,则不存

在消费者剩余。

由于污染型企业的利润取决于环境政策的执行质量,因此假设  $n$  个污染型企业能够组成一个游说集团,其目的在于协调在位政府的贿赂报价,最终影响在位政府环境政策的制定与执行。同时,假设消费者由于面临严重的搭便车问题而对游说集团的贿赂行为束手无策。本研究模型属于在位政府与游说集团之间的三阶段博弈模型,其中在位政府与游说集团这两个局中人都是风险中性者。博弈过程的时序假设如下:

第一阶段,游说集团向在位政府提供一个贿赂“价目表” $\Lambda^M(\tilde{t})$ 。换言之,游说集团向政府官员提供了一个连续的贿赂函数  $\Lambda^M: T \rightarrow R_+$ , 特定的贿赂价目显示了污染型企业对特定环境政策的偏好。政府官员的职责在于调整自己实施、执行或监督环境政策  $t$  的执行力度。但在该阶段,游说集团面临的不确定性问题难以判断在位政府官员发生腐败的概率,即难以判断政府腐败官员人数占比。假设在位政府官员腐败的概率为  $0 < \lambda < 1$ , 保持清廉的概率为  $1 - \lambda$ <sup>③</sup>。

第二阶段,给定游说集团的策略,在位政府官员会制定各自最优的环境政策,同时在位政府腐败官员会从游说集团手中获得相关贿赂。在该阶段,相关贿赂主要用于在位政府腐败官员的个人消费。游说集团的货币报酬亦可以描述为连续函数  $\Omega^M: T \rightarrow R_+$ 。

第三阶段,如果在位政府官员是腐败的,那么政府腐败官员将会实施污染型企业偏好的环境政策。如果在位政府官员是廉洁的,那么政府廉洁官员将会实施使社会福利最大化的环境政策  $t^c$ 。在第三阶段博弈过程中,政府腐败官员被查处的外生性概率  $\rho \in [0, 1)$ , 查处后受到的惩处力度为  $\varphi > 0$  (处罚的形式包括监狱服刑、罚款和损失退休福利)<sup>④</sup>。

由于游说集团必须在第一阶段考虑政府官员腐败的概率,因此,游说集团的间接效用取决于预期利润,即:

$$E[\Omega^M(t)] \equiv \lambda n\pi(t) + [1 - \lambda]n\pi(t^c) \quad (6)$$

其中,  $E[\cdot]$  表示企业期望利润;  $n\pi(t)$  表示污染税税率为  $t$  时,游说集团的总利润;  $n\pi(t^c)$  表示污染税税率为  $t^c$  时,游说集团的总利润。

政府廉洁官员可以很好地履行自己的职责,并且他们关心的仅是社会总福利的最大化。因此社会福利函数可以表示为总利润、消费者剩余与污染税收入的总和减去污染给消费者带来的负效用,即:

$$\Omega^A(t) \equiv n\pi(t) + \delta(p^*) + \tau(t) - \theta(h(t))X(t) \quad (7)$$

令式(7)关于  $t$  的一阶导数等于零,从而求得令社会福利最大化的庇古税  $t^c = 1$ 。

政府腐败官员关心的是个人福利的最大化,其贿赂和税收收入都用于个人消费。因此,政府腐败官员的间接效用函数可以表述为:

$$\Omega^{DB}(t) \equiv \delta(p^*) + \tau(t) + \Lambda^M(t) - \rho\varphi \quad (8)$$

## (二) 贿赂的均衡条件

在求取贿赂均衡条件的过程中,本文将菜单拍卖模型作为理论基础。Dixit 等以及 Goldberg 和 Maggi 指出政策谈判结果等于纳什谈判解。因此,政府腐败官员偏好的纳什均衡污染税税率  $\tilde{t}$  可以利用以下两个必要条件求得:

$$\tilde{t} = \arg \max_t \Omega^{DB}(t), t \in T \quad (9)$$

$$\tilde{t} = \arg \max_t [\Omega^M(t) - \tilde{\Lambda}^M(t) + \Omega^{DB}(t)], t \in T \quad (10)$$

其中,  $\tilde{\Lambda}^M$  表示游说集团的均衡策略。必要条件(9)表示政府腐败官员会选择使自身总福利最大化的贿赂“价目”。必要条件(10)表明纳什均衡污染税使得游说集团和政府腐败官员的联合福利最大化<sup>⑤</sup>。

假设贿赂“价目”在均衡点  $\tilde{t}$  附近是可微的。利用必要条件(9)和(10)的一阶条件,从而求得以下条件:

$$\Omega_t^M(\tilde{t}) = \tilde{\Lambda}_t^M(\tilde{t}) \quad (11)$$

将式(11)代入式(9)的一阶条件,我们可以得到下列隐含政府腐败官员对污染税偏好的均衡条件:

$$\Omega_t^M(\tilde{t}) + \tau_t(\tilde{t}) = 0 \quad (12)$$

在均衡过程中,政府腐败官员需要在贿赂和损失的税收收入之间权衡。利用式(12)可以求得政府腐败官员偏好的污染税,即将式(5)和(6)的一阶条件代入式(9),从而得到政府腐败官员偏好的污染税(包络定理):

$$\tilde{t} = \frac{\theta X(1-\lambda)}{X\theta_h h_t + \theta X_t} \quad (13)$$

根据政府腐败官员偏好的污染税和社会福利最大化时的庇古税,可以得到污染型企业期望的污染税:

$$E[t^*] = \tilde{t} + (1-\lambda)t^c = \frac{\lambda\theta X(1-\lambda)}{X\theta_h h_t + \theta X_t} + 1 - \lambda \quad (14)$$

### (三)环境政策执行质量的决定因素

我们现在分析腐败和污染型企业规模对环境政策的影响。首先,求式(14)关于 $\lambda$ 的一阶微分可以得到:

$$\frac{dt^*}{d\lambda} = \frac{\theta X(1-2\lambda)}{X\theta_h h_t + \theta X_t} - 1 \quad (15)$$

其中式(15)的分母 $X\theta_h h_t + \theta X_t$ 小于零,它表示社会福利函数最大化时关于 $t$ 的二阶条件。为了使得社会福利最大化,它必须为负。因此,式(15)的值取决于 $\theta X(1-2\lambda)$ ,当 $1-2\lambda > 0$ 时,即 $0 < \lambda < 0.5$ ,式(15)的值为负。这意味着政府腐败概率处于0到0.5这个区间时,腐败发生率的提高会降低污染税税率。当 $1-2\lambda < 0$ 时,即 $0.5 < \lambda < 1$ ,我们难以确定式(15)的正负。这主要是因为在其他条件不变的情况下,政府腐败官员人数的增加会抬高利益集团的游说成本,其结果是污染型企业在贿赂游说与加大污染治理力度之间难以抉择,换言之,利益集团的游说意愿发生了不明确的变化。由此,我们得到命题1:

命题1:若腐败发生的概率小于0.5,则腐败的发生率会降低环境政策执行质量;若腐败发生的概率大于0.5,则腐败的发生率对环境政策执行质量的影响方向并不明确。

接下来,我们分析污染型企业规模对污染税的直接效应。求式(14)关于 $X$ 的微分可得:

$$\frac{dt^*}{dX} = \frac{\lambda(1-\lambda)\theta^2 X_t}{(X\theta_h h_t + \theta X_t)^2} < 0 \quad (16)$$

由于 $\lambda(1-\lambda)\theta^2 X_t < 0$ ,因此式(16)小于零,表示污染型企业产量的增加对污染税税率有显著的负面影响。这主要是因为污染型企业产量的增加使得游说集团加大了游说力度,提高了贿赂标准,强化了政府腐败官员对环境政策执行质量所施加的影响。由此得到命题2:

命题2:污染型企业规模对环境政策执行质量有消极影响。

## 三、计量模型构建与数据来源

### (一)计量模型构建与指标选取

上述理论模型分析了腐败和污染型企业规模对环境政策执行质量的影响。接下来,本文运用我国1998~2010年省级面板数据,实证检验上述理论模型的正确性。借鉴Fredriksson和Svensson的计量模型<sup>[2]</sup>,本文构建的计量模型如下<sup>⑥</sup>:

$$Env_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Env_{i,t-1} + \alpha_2 Env_{i,t-2} + \beta_1 Cor_{i,t} + \beta_2 Ind_{i,t} + \sum \beta_i X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (17)$$

计量模型(17)中,被解释变量 $Env_{i,t}$ 表示 $i$ 省 $t$ 年的环境政策状况; $Cor_{i,t}$ 表示 $i$ 省 $t$ 年的腐败程度; $Ind_{i,t}$ 表示 $i$ 省 $t$ 年的工业产值比例; $X_{i,t}$ 表示系列控制变量,包括公务员规模、失业率、FDI、对外贸易开放度、地方政府竞争程度和城镇化率。 $\epsilon_{i,t}$ 是具有独立同分布的扰动项。

对于环境政策测度指标,现有研究环境政策的文献主要采用环境监管力度和环境污染治理投入水平两个指标来衡量<sup>[4]</sup>。基于此,本文选它们作为被解释变量,对于环境监管力度,采用排污费收入

总额/交纳排污费单位数来测度；对于环境污染治理投入水平，采用各地区工业污染治理投资总额/交纳排污费单位数来测度。考虑到环境政策效应具有明显的滞后性，我们引入环境政策变量的滞后一、二期变量作为模型的内生解释变量。

对于腐败指标的测度，以往文献主要采用国家风险指南(International Country Risk Guide)提供的腐败评价指数以及透明国际(Transparency International)公布的清廉指数来测度腐败。但由于受到样本限制，无法获得中国各省区在样本期间的腐败评价数据，因此，不能采用腐败评价指数或清廉指数来度量腐败。根据国内现有研究的经验做法<sup>[5][6]</sup>，采用每万公职人员贪腐渎职涉案人数来衡量腐败。

对于污染型企业规模，根据 Fredriksson 和 Svensson 的建议，采用工业总产值作为指代指标<sup>[2]</sup>。控制变量中，公务员规模采用公职人员总数/就业人员总数来衡量；失业率采用城镇登记失业率作为衡量指标；FDI 采用 FDI 总量/名义 GDP 作为衡量指标；对外贸易开放度采用各省区进出口总额/名义 GDP 作为衡量指标；地方政府竞争程度的衡量借鉴杨海生等的做法<sup>[4]</sup>，利用各省区的财政赤字来衡量；城镇化率指标利用非农人口总数/总人口数来衡量。

## (二)数据来源及描述

限于数据严重缺失，本文面板数据样本没有包含西藏、台湾、澳门和香港等中国地区。其中排污费收入总额和交纳排污费单位数取自相应年份的《中国环境年鉴》；治理工业污染投资总额数据取自相应年份的《中国环境统计年鉴》；贪腐渎职涉案人数数据来自相应年份的《中国检察年鉴》中各地区人民检察院的年度工作报告。在本文中，控制变量包括工业总产值、名义 GDP、公职人员总数、就业人员总数、城镇登记失业率、FDI、各省区进出口总额、财政收入与财政支出等，这些控制变量的相关数据取自相应年份的《中国统计年鉴》；非农人口总数数据取自相应年份的《中国人口年鉴》。需要说明的是排污费收入总额、工业污染治理投入、工业总产值和财政赤字等按 1998 年的可比价格进行了平减。

表 1 给出了解释变量和各个被解释变量的描述性统计。从被解释变量的统计结果来看，1998~2010 年我国各省平均的污染监管力度为 0.014 4 万元/个，即平均每个污染企业缴纳的排污费为 0.014 4 万元。从污染监管力度的差异来看，其中最大值为 0.161 0，而最小值为 0.001 0，最大值是最小值的 161 倍，这意味着在统计区间内，我国各省区污染监督力度差异较大。其次，在统计区间内，我国各省平均的污染治理投入水平为 0.385 6 万元/个，即平均每个污染企业投入的污染治理力度为 0.385 6 万元。从污染治理投入水平的差异来看，其中最大值为 12.045 8，而最小值仅为 0.001 2，最大值是最小值的 1 万多倍，这意味着在统计区间内，我国各省污染治理投入力度差异较大。综合来看，在统计区间内，缴纳的排污费远远小于污染治理投入。

表 1 变量描述性统计表

变量	变量释义	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Env1	实际排污费收入总额/交纳排污费单位数	0.014 4	0.021 3	0.001 0	0.007 6	0.161 0
Env2	污染治理实际投资总额/交纳排污费单位数	0.385 6	1.168 4	0.001 2	0.075 0	12.045 8
Cor	每万公职人员贪腐渎职涉案人数(对数)	3.544 4	0.319 7	2.269 7	3.565 9	4.296 5
Ind	实际工业总产值(对数)	2.152 0	1.028 5	-0.602 9	2.253 0	3.998 4
Off	公职人员总数/就业人员总数	0.027 9	0.027 6	0.010 9	0.020 0	0.169 1
Une	城镇登记失业率×100	3.596 7	0.763 3	0.600 0	3.700 0	6.500 0
FDI	FDI 总额/名义 GDP	0.030 5	0.036 6	0.000 0	0.019 2	0.509 3
Ope	进出口总额/名义 GDP	0.338 4	0.447 2	0.031 6	0.129 3	1.872 3
Com	实际财政赤字(对数)	0.360 9	1.015 9	-2.653 0	0.354 6	3.105 9
Urb	非农人口总数/总人口数	0.410 1	0.176 7	0.056 0	0.386 0	0.928 0

注：实际排污费收入总额、污染治理实际投资总额的单位都为万元，交纳排污费单位数的单位为个；实际工业总产值的单位为亿元；公职人员总数、就业人员总数、非农人口总数和总人口数的单位都为万人；FDI 总额、名义 GDP、进出口总额以及实际财政赤字的单位都为亿元。

## 四、实证分析

### (一) 面板单位根检验

动态面板数据模型估计的前提是必须保证面板数据是平稳的,否则将会导致伪回归。基于此,我们需要对面板数据进行面板单位根检验。为了保证结论的稳健性,本文采用六种面板单位根检验方法对面板数据平稳性进行稳健性检验,水平值检验结果列于表 2。由表 2 可知,当对各个经济变量的水平值进行检验时,结果表明各检验统计量在 5% 的水平上均显著地拒绝“存在单位根”的原假设。由此可知样本中的面板数据均为平稳的  $I(0)$  过程。

表 2 全样本面板单位根检验

变量	Levin Lin & Chu	Breitung t-stat	IPS W-stat	XT-fisher	PP-fisher	Harris-Tzavalis
Env1	-29.062 7***	-6.158 5***	-8.150 0***	178.831 8***	395.599 7***	-18.839 3***
Env2	-21.387 5***	-3.473 3***	-9.813 0***	256.824 2***	780.884 3***	-19.920 8***
Cor	-19.769 8***	-6.710 7***	-4.653 0***	284.991 0***	462.005 8***	-20.917 4***
Ind	-3.931 0***	-2.217 3**	-2.592 2***	191.377 1***	308.910 3***	-5.131 4***
Off	-29.085 2***	-3.198 4***	-8.033 1***	182.696 6***	335.699 4***	-21.162 1***
Une	-13.501 7***	-6.735 5***	-14.006 2***	360.289 8***	582.360 3***	-22.075 2***
FDI	-5.158 4***	-6.651 4***	-4.539 9***	134.120 5***	318.053 4***	-21.607 2***
Ope	-15.500 4***	-7.994 4***	-11.823 2***	129.339 1***	498.539 9***	-20.787 6***
Com	-5.783 3***	-3.365 8***	-3.630 6***	144.036 2***	111.066 2***	-9.012 2***
Urb	-6.058 5***	-2.192 9**	-2.072 5**	170.281 4***	213.117 2***	-6.395 9***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

### (二) 参数估计与分析

Windmeijer 指出,当所有矩条件都为线性时,基于泰勒展开式的修正项在小样本下的近似值更精确,这使得两步系统 GMM 稳健估计比一步系统 GMM 稳健估计更有效<sup>[7]</sup>。基于此,本文采用 STATA12.0 软件对计量模型(式(17))进行两步系统广义矩稳健估计,并对估计结果进行解释。

表 3 中的模型(1)和模型(2)分别估计的是腐败对环境监管力度和环境治理力度影响的两步系统 GMM 稳健性估计结果。结果显示,Sargan 过度识别限制性检验在 5% 的水平上接受原假设,这表明整体工具变量的选择是有效的。此外,AR(1)和 AR(2)检验的 P 值显示,表 3 中两步系统 GMM 稳健估计的扰动项差分仅存在一阶序列相关,而不存在二阶序列相关,这表明两步系统 GMM 稳健估计结果是有效的。表 3 中的估计结果表明:

1. 腐败会显著弱化环境监管力度( $\beta = -0.016 2, p < 0.01$ )和环境治理力度( $\beta = -0.429 3, p < 0.01$ ),这一结论与本文的理论推导是一致的,由于本文中腐败的概率小于 0.5,因此污染型企业会通过伴有非法支付的寻租行为来获得权力庇护,从而弱化了环境监管力度和环境治理力度。同时,这一研究结论也与 Fredriksson 和 Svensson 的发现及 Wilson 和 Damania 的理论推断是一致的<sup>[2][3]</sup>。对此一个可能的解释是,我国存在一个以经济增长为主要考核内容的官员晋升锦标赛机制,地方官员为了在短期内获得政治晋升,他们倾向于传统的粗放式经济增长模式,重经济利益而轻环境利益。特别是,我国正处在经济转型的关键时期,传统污染型产业仍拥有雄厚的经济势力,同时它们承担了政府部门的各项重要职能,包括政府部门制定的就业和财税增长目标等。这就使得传统污染型企业既拥有雄厚的财力又拥有丰富的政治资本来俘获地方政府,从而使得腐败成为有效影响环境政策执行质量的关键因素,并且这已经成为发展中国家普遍存在的一种现象<sup>[8]</sup>。对于相关正式制度并不完善的发展中国家企业而言,它们可能更偏好于通过游说和政府租金支出来规避环境规制,以获得非生产性利润。而对于发展中国家的在位政府而言,若既得利益集团能在没有严格环境规制的情况下,依靠粗放型经济增长模式推动当地经济快速增长,那么这将为在位政府官员政治晋升增加筹码,同时由于企业排污行为导致的环境损失在有限的任期内是很难有效测度的,由此执行“宽松的环境政策”便构成既得利益集团和在位政府获得“双赢”局面的有利策略。

表 3

动态面板数据计量模型估计结果

	SGMM_twostep_vce(r)		分年度回归(Env1)		分年度回归(Env2)		非线性考察	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Env1 <sub>t-1</sub>	-0.049 7 (0.034 4)		-0.086 9 (0.060 1)	-0.174 0*** (0.055 2)			-0.063 8* (0.038 2)	
Env1 <sub>t-2</sub>	-0.036 1* (0.019 4)		-0.101 3** (0.043 1)	-0.214 2*** (0.043 6)			-0.076 1*** (0.029 9)	
Env2 <sub>t-1</sub>		0.034 5 (0.034 1)			0.024 1 (0.090 7)	-0.082 9** (0.039 6)		0.049 5* (0.029 3)
Env2 <sub>t-2</sub>		-0.040 4*** (0.006 3)			-0.063 6*** (0.002 3)	-0.200 8*** (0.051 7)		-0.044 4*** (0.005 6)
Cor	-0.016 2*** (0.004 6)	-0.429 3*** (0.142 2)	-0.041 7*** (0.012 4)	-0.005 7*** (0.001 2)	-1.101 3*** (0.282 2)	-0.304 9*** (0.111 7)	-0.017 1*** (0.005 5)	-0.517 7*** (0.166 1)
Ind	-0.007 8* (0.004 0)	-0.332 2* (0.192 1)	-0.049 0** (0.021 3)	-0.008 9** (0.004 1)	-0.010 2** (0.004 4)	-0.493 2** (0.222 9)	-0.009 2* (0.005 1)	-0.373 3** (0.192 1)
Cor×Ind							0.004 9** (0.002 3)	0.284 6*** (0.085 7)
Off	-0.056 8*** (0.017 7)	-3.443 0* (1.883 5)	-0.142 8* (0.083 3)	-0.062 5*** (0.021 7)	-5.942 3*** (2.235 6)	-1.969 0* (1.126 4)	-0.059 0*** (0.018 6)	-2.626 4** (1.121 3)
Une	0.005 3*** (0.001 1)	0.134 6** (0.060 4)	0.004 5** (0.002 2)	0.002 4** (0.001 2)	0.223 7** (0.105 5)	0.064 3*** (0.019 0)	0.005 5*** (0.001 3)	0.142 8** (0.059 6)
FDI	0.022 3** (0.009 6)	1.012 4 (0.829 5)	0.127 1* (0.070 1)	0.029 7*** (0.009 1)	2.309 8 (2.477 8)	1.285 0* (0.067 1)	0.040 7* (0.023 9)	1.053 4 (1.060 8)
Ope	0.003 0 (0.002 7)	0.183 1* (0.105 7)	0.001 4 (0.006 0)	0.001 1 (0.002 1)	0.065 6 (0.197 0)	-0.044 8 (0.074 1)	0.002 7 (0.003 2)	0.137 3* (0.071 2)
Com	0.001 9** (0.000 9)	0.072 2** (0.029 2)	0.003 4 (0.003 5)	0.005 8*** (0.001 4)	0.247 1** (0.106 0)	0.320 1** (0.131 3)	0.001 6** (0.000 8)	0.050 8* (0.028 1)
Urb	0.013 0* (0.007 7)	-0.110 1 (0.305 0)	0.280 8*** (0.109 4)	0.013 3 (0.008 7)	4.786 4*** (1.485 1)	-0.034 0 (0.094 8)	0.012 6* (0.007 0)	0.288 9 (0.292 0)
年份	已控制							
地区	已控制							
常数项	0.059 9*** (0.018 9)	1.956 2** (0.784 8)	0.115 7** (0.047 3)	0.039 7** (0.017 2)	1.210 0 (1.196 7)	2.192 1*** (0.597 8)	0.065 6*** (0.023 5)	2.234 5*** (0.804 1)
AR(1)test(P)	0.000 7	0.000 1	0.016 8	0.004 9	0.010 4	0.000 9	0.000 5	0.000 1
AR(2)test(P)	0.109 7	0.110 3	0.189 8	0.159 0	0.191 3	0.518 0	0.121 6	0.100 9
Sargan test(P)	1.000 0	1.000 0	0.928 0	1.000 0	0.996 6	1.000 0	1.000 0	1.000 0
残差单位根检验	不存在							

注:(1)括号内为稳健性标准差;(2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

2.工业产业规模对环境监管力度( $\beta = -0.007 8, p < 0.1$ )和环境治理力度( $\beta = -0.332 2, p < 0.1$ )具有显著的消极影响。这一研究结论与本文的理论推导是一致的,即工业产业水平的提升使得污染型企业所组建的游说集团拥有更多的资源来提高对腐败官员的游说力度,强化了腐败官员对环境政策执行质量所施加的影响,最终弱化了环境政策的执行力度。同时这一结论也与 Fredriksson 和 Millimet 的发现是一致的<sup>[9]</sup>。

3.公职人员规模对环境监管力度( $\beta = -0.056 8, p < 0.01$ )和环境治理力度( $\beta = -3.443 0, p < 0.1$ )具有显著的消极影响。这主要是因为公职人员超过一定规模后,政策制定的效率会随着公职人员规模的增长呈现出递减的趋势。这一结论与 Fredriksson 和 Millimet 的发现是不一致的<sup>[9]</sup>,他们认为随着政府官员人数的增加,政府会加大对环境政策的干预,以便获得更多的税收来实现政府组织的运转。但 Bernauer 和 Koubi 的研究却发现政府规模扩张会降低环境质量,因而间接印证了本文的研究结论<sup>[10]</sup>。事实上,政府规模的扩大是政府行政职能过多的体现,此时企业生产经营活动可能要面临更多的繁文缛节,这不仅会扭曲市场秩序,加大社会交易成本,压制新生企业的发展,而且还会助长传统污染型企业游说当地政府的动机,使其掌握市场特权,从而打压新生企业,尤其是那些污染型替代企业的发展。

4.失业率对环境监管力度( $\beta = 0.005 3, p < 0.01$ )和环境治理力度( $\beta = 0.134 6, p < 0.05$ )具有显著的积极影响。这一研究结论与 Haan 和 Wouter 的研究是一致的,即随着失业率的增加,政府为了

维持失业保障会导致相关税负增加<sup>[11]</sup>。

5. FDI对环境监管力度( $\beta=0.0223$ ,  $p<0.05$ )有显著正向影响,对环境治理力度虽有正向影响,但不显著。这与以往的研究结论是一致的,即在中国经济转型初期,FDI的流入带来某种程度的环境污染,而环境污染的加重会促使管理当局提高对污染税的征收力度<sup>[12]</sup>。需要强调的是,FDI对环境治理力度的正向影响并不明显,这主要是因为环境治理力度的加强对FDI有逐出的作用,而地方政府又想获得FDI的正向外外部性,最终导致明显的环境政策博弈<sup>[13]</sup>,这使得FDI的流入对环境政策的影响效果并不明显。

6. 对外贸易开放度对环境监管力度虽有正向影响,但并不显著,而对环境治理力度( $\beta=0.1831$ ,  $p<0.05$ )有显著的正向影响。这与Damania、Fredriksson和List的理论分析结论是一致的<sup>[1]</sup>。对此一个可能的解释是,自由贸易可以有效提高收入,从而使得人们拥有更多的资源和技术来改善环境;其次,贸易可以实现环境资源在更大范围内的最优配置,使得生产活动能够按照最有效的方式进行;最后贸易自由化还可以消除扭曲的贸易政策,而这些贸易政策通常对环境政策执行质量有着消极影响。

7. 财政赤字对环境监管力度( $\beta=0.0019$ ,  $p<0.05$ )和环境治理力度( $\beta=0.0722$ ,  $p<0.05$ )都具有显著的正向影响。这与杨海生等的研究结论是一致的<sup>[4]</sup>,即财政赤字弱化了地方政府竞逐经济资源的动力,从而迫使其将更多的精力投入到公共职能的发挥中。

8. 城镇化率对环境监管力度( $\beta=0.0130$ ,  $p<0.1$ )有显著的正向影响,而对环境治理力度的影响并不明显。这与王会和王奇的研究结论具有一定的一致性,即城镇化对污染物排放具有持续的增效效应,使得地方政府提高了污染税的征收力度<sup>[14]</sup>。但是城镇化作为中央考察地方政府绩效的重要指标之一,使得地方政府过度强调城镇化而弱化了污染治理力度。

### (三)稳健性检验

在稳健性检验之前,需要强调的是,环境监管力度和环境治理力度这两个指标是可以相互替代的,并且这两个指标的回归结果是基本一致的,这说明了本文的计量回归结果具有一定的稳健性。为了进一步检验计量回归结果的稳健性,我们采用两种方法进行验证。

其一,对样本进行分年度回归。由于政治周期有一定的反腐败效应,因此,我们以2002年为临界点,将样本分为两段,1998~2002年为第三代领导人执政期间,2003~2010年为第四代领导人执政期间。相关结果汇报在表3中的模型(3)~(6),回归结果显示,腐败和工业产业规模对环境政策的负面影响具有稳健性。

其二,环境政策可能会受到腐败与工业产业规模的交互影响,故此处考察腐败和工业产业规模交互影响(Cor×Ind)下腐败、工业产业规模和环境政策之间的关联性是否仍然存在。相关结果汇报在表3中的模型(7)和模型(8),回归结果显示腐败和工业产业规模的系数始终为负,即腐败水平和工业产业规模均对环境监管力度和环境治理力度具有显著的负面影响。此外,腐败和工业产业规模的交互项也呈现出了统计意义上的显著性,即该交互项对环境监管力度和环境治理力度具有显著的正面影响,这意味着当工业产业规模更大时,腐败对环境治理力度的弱化程度会更强。对此一个可能的解释是,随着工业产业规模的扩大,传统污染型企业拥有更雄厚的财力资源并肩负更多的政策性负担,因此,随着传统污染型产业规模的不断膨胀,其更有可能俘获地方政府,从而通过贿赂等手段对环境政策执行质量施加更强的影响。

## 五、结论与政策内涵

当前,中国正处于经济转型的关键阶段,高新科技产业发展滞后,传统污染行业仍在国民经济中占据着重要的地位。在这种情况下,污染型企业组成的游说集团仍具有雄厚的贿赂资本以对环境政策的执行质量施加影响。当存在某种程度的腐败水平时,环境政策执行质量将是各个利益集团博弈的均衡结果,而该均衡结果并不能弥补环境污染给人们所造成的负外部性。为了验证博弈均衡结果,我们基于中国大陆30个省级区域1998~2010年的面板数据,利用系统广义矩稳健性估计的计量方

法进行实证检验, 研究结果支持三阶段博弈模型的均衡结果, 即腐败和工业产业规模会对环境政策执行质量产生显著的负面影响, 且实证结果具有较强的稳健性。本文同时发现, 随着工业产业规模的扩大, 腐败对环境政策执行质量的负面影响会进一步强化。在当前经济结构转型、环境污染问题亟待解决的现实背景下, 本文的研究结论具有较强的政策应用价值, 其中最典型的两条是: 第一, 通过排污权交易、环境补贴和创新减税等措施, 鼓励企业依靠绿色技术和管理创新来实现资源整合和要素的合理配置, 同时取缔一些污染严重的企业, 实现产业结构调整与升级; 第二, 转变政府职能, 加强党风廉政建设, 通过行政理论的学习与强化政府官员的自律能力, 提高政府官员拒腐防变的能力, 同时制定合理的干部任用和监督机制(比如异地交流等)抑制腐败的滋生蔓延, 从而提高环境政策的执行质量。

#### 注释:

①在 Fredriksson 和 Svensson 的文章中, 他们考虑了政治不稳定性对环境政策的影响, 即假定在位政府连任的概率为  $1-\gamma$ , 而不能连任的概率则为  $\gamma$ 。在中国, 地方官员通常会因为交流而发生异地更替的情况, 与国外官员任用制度不同的是, 中国地方官员的任期通常是连续的。考虑到国内与国外在官员任用制度上的差异性, 我们假定地方官员异地更替后, 后任官员仍会选择与前任一致的环境政策执行质量。这也是本文与 Fredriksson 和 Svensson 的文章的重要区别。

②基准商品是指价格定为 1, 并作为一个基准, 其它商品以其为标准来确定价格。这里的基准商品是指国内非贸易商品, 并将其价格设为 1。

③本文第一阶段的博弈情况与 Fredriksson 和 Svensson 的研究是不同的, 他们的文章中第一阶段博弈是游说集团对在位政府继续连任的概率进行判断, 然后制定出一个贿赂菜单。而这一假定与中国官员的任用制度存在较大差异。

④本文第三阶段的博弈情况与 Fredriksson 和 Svensson 的研究也是不同的, 他们的文章中第三阶段的博弈是若在位政府不能继续连任, 则新任政府有  $\lambda$  的概率会选择延续前任的环境政策。

⑤在纳什谈判条件中  $\arg \max \Omega^{DB}(t)$ ,  $t \in T$  表示函数  $\Omega^{DB}(t)$  取极大值时自变量对应的  $t$  的取值, 并且  $t \in T$ 。同样地,  $\tilde{t} = \arg \max [\Omega^M(t) - \tilde{\Lambda}^M(t) + \Omega^{DB}(t)]$ ,  $t \in T$  表示函数  $\Omega^M(t) - \tilde{\Lambda}^M(t) + \Omega^{DB}(t)$  取极大值时自变量对应的  $t$  的取值, 并且  $t \in T$ 。

⑥本文只是借鉴 Fredriksson 和 Svensson 文章中的计量模型, 其思想是建立在他们的模型之上的, 不同的是他们考虑的是腐败和政治不稳定性对环境政策的影响, 而本文考虑的是腐败和工业产业规模对环境政策的影响。另外, 他们并未考虑环境政策滞后期的影响, 也没有考虑各个变量间可能存在的内生性问题, 而本文考虑了这些情况。这也是本文对他们研究的进一步拓展。

#### 参考文献:

- [1] Damania, R., Fredriksson, P. G., List, J. A. Trade Liberalization, Corruption, and Environmental Policy Formation: Theory and Evidence[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 46(3): 490—512.
- [2] Fredriksson, P. G., Svensson, J. Political Instability, Corruption and Policy Formation: The Case of Environmental Policy[J]. Journal of Public Economics, 2003, 87(5): 1383—1405.
- [3] Wilson, J. K., Damania, R. Corruption, Political Competition and Environmental Policy[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2005, 49(2): 516—535.
- [4] 杨海生, 陈少凌, 周永章. 地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据[J]. 南方经济, 2008, (6): 15—30.
- [5] 李后建. 市场化、腐败与企业家精神[J]. 经济科学, 2013, (1): 99—111.
- [6] 刘勇政, 冯海波. 腐败、公共支出效率与长期经济增长[J]. 经济研究, 2011, (9): 17—28.
- [7] Windmeijer, F. A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators[J]. Journal of Econometrics, 2005, 126(4): 25—51.
- [8] Leitão, A. Corruption and the Environmental Kuznets Curve: Empirical Evidence for Sulfur[J]. Ecological Economics, 2010, 69(9): 2191—2201.
- [9] Fredriksson, P. G., Millimet, D. L. Bureaucratic Corruption and Environmental Policy: Theory and Evidence from the United States[Z]. Working Paper, 2001.
- [10] Bernauer, T., Koubi, V. Government Size, Government Quality and Air Pollution[Z]. Working Paper, 2006.
- [11] Haan, D., Wouter, J. Shocks and the Unavoidable Road to Higher Taxes and Higher Unemployment[J]. Review of Economic Dynamics, 2007, 10(3): 348—366.
- [12] 杨博琼, 陈建国. FDI 对东道国环境污染影响的实证研究——基于我国省际面板数据的分析[J]. 国际贸易问题, 2011, (3): 110—123.
- [13] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究, 2011, (6): 133—145.
- [14] 王会, 王奇. 中国城镇化与环境污染排放: 基于投入产出的分析[J]. 中国人口科学, 2011, (5): 57—66.

(责任编辑: 胡浩志)