

第三方监管能否提高中国环境规制效率?*

——基于政企合谋视角

刘朝¹, 赵志华²

(1. 西安交通大学应用经济学博士后流动站, 陕西 西安 710061;

2. 西安交通大学经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

内容提要:防范政企合谋成为提高环境规制效率、实现节能减排和低碳经济的重要措施。本文将第三方监管主体引入,构建了包含第三方监管主体、企业、中央政府和地方政府的四个利益主体的环境规制博弈理论模型,讨论第三方监管对地方政府和企业行为选择的影响。结果表明,第三方监管能够显著降低地方政府和企业合谋的倾向,并提高二者的环境保护努力水平。随后,采用我国2004—2013年省级面板数据为研究样本,实证检验第三方监管对环境规制效率的影响,结果表明,第三方监管不仅能够直接提高环境规制效率,还能够通过抑制政企合谋间接提高环境规制效率,总效应取决于二者的权衡,并且第三方监管对环境规制效率的影响效应存在空间异质性,东部地区影响效应高于中西部地区。

关键词:第三方监管;环境规制效率;政企合谋;博弈分析

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)07—0034—11

一、问题提出

2007年诺贝尔经济学奖颁给了三位为机制设计奠定理论基础并做出卓越贡献的经济学家,彰显了机制设计理论在经济学理论发展史上的重要地位,委托代理理论是机制设计理论的重要组成部分,该理论为生态资源的公共品或准公共品领域的生态保护和生态补偿机制设计提供了理论指导。自20世纪80年代以来,国内外诸多学者将委托代理理论运用于解决由不完全信息所带来的诸多生态环境问题中(Ferraro, 2008; Ozanne等, 2011; 危丽等, 2006; 李国平等, 2014),而国内外学者近年来的相关研究也表明,完善生态保护激励机制是提高环境规制效率和生态环境保护效率的最有效方法(Igo等, 2010; To等, 2012; 张文彬、李国平, 2015)。对中国的行政体制分析可知,中央政府代表全体公民将环境保护和污染治理的任务委托给地方政府,而地方政府又将这一任务委托给企业,形成中央政府—地方政府—企业的委托代理关系。在信息不对称条件下,代理人(地方政府和企业)必然存在道德风险和逆向选择的双重激励(Dubois & Vukina, 2004),而引入第三方监管恰恰是降低信息不对称程度的最有效办法之一(李国平、张文彬, 2014)。

随着学者对环境规制研究的不断深入,越来越多的学者意识到需要在环境治理和经济增长之间进行权衡,单纯提高环境规制强度对环境治理的作用越来越小,而提高环境规制的效率成为行之有效的办法,有关环境规制效率的研究逐渐成为环境经济学的研究重点,而研究的重点在于环境规制效率的测度及影响因素

收稿日期:2017-01-17

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“关于约束稀疏优化问题的理论、算法及应用研究”(11571271);教育部社会科学基金重大项目“新常态下我国经济增长动力转换和新经济增长点培育研究:理论、机制和实证”(15JZD012)。

作者简介:刘朝(1982-),男,陕西西安人,经济学博士,研究领域是可持续发展和资源错配理论, E-mail: liuzhao029@163.com;赵志华(1989-),男,河南漯河人,博士研究生,研究领域是金融量化分析、稀疏优化和风险度量, E-mail: zhaozhihua@stu.xjtu.edu.cn。通讯作者:赵志华。

(Randy & Henderson, 2000; 张会恒, 2005; Berman & Bui, 2008; 韩强等, 2009; 叶祥松、彭良燕, 2011; 程钰等, 2016)。关于第三方监管的研究, 国外学者将第三方监管(特别是媒体监管)作为默认的制度的研究背景, 与中国的现状存在很大差异, 对研究中国第三方监管借鉴意义不大。国内关于环境保护和污染治理政企合谋的第三方监管研究还较少, 黄锡生、曹飞(2009)认为, 生态环境保护第三方监管主体的引入是对中国环境监管模式重构之必然选择之一; 张国兴等(2013)将信号博弈模型引入到地方政府和企业双方在节能减排方面的政企合谋分析中, 通过理论分析地方政府和企业双方的最优策略选择及均衡状况发现, 第三方质询和监督成为降低政企合谋的有效措施; 李兆东等(2016)对台湾地区的环境治理经验进行了总结, 表明以环保团体为代表的第三方监管在环境治理监管中发挥了重要作用。当然, 第三方监管研究文献的匮乏并不影响本文借鉴经济学委托代理理论的成果对中国环境规制第三方监管的研究。

本文将第三方监管因素引入拉丰激励机制理论模型中, 理论分析了第三方监管对地方政府与企业合谋概率以及二者生态环境保护努力水平的影响, 认为第三方监管能够通过抑制政企合谋发生的概率和促进二者增加生态环境保护努力水平来提高环境规制效率。随后, 以2004—2013年省级面板数据为研究样本, 借鉴Halkos & Paizanos(2013)、冯海波、方元子(2014)的研究思路, 实证研究第三方监管对环境规制效率的直接影响, 以及通过影响政企合谋产生的间接影响。

二、理论分析和命题提出

第三方监管是指在环境保护过程中, 引入除委托人和代理人之外的第三方对代理人的环境保护行为进行监督管理, 第三方监管主体包括媒体、公众、非政府环保组织以及其他独立的环保机构。由于国内外市场机制和政治体制的差异, 国外第三方监管主体更多的是指非政府组织、独立的环保机构以及媒体; 我国环境保护监管的第三方更多的是社会公众个体。当地居民对本地区生态环境质量的变化感触最深, 对本地区生态环境保护的意愿也是最强烈的, 因此, 将其以第三方身份纳入环境规制监管, 能够充分发挥其监管作用。此外, 居民个体较多, 地方政府和企业想要将其全部收买的可能性较低, 也保证了第三方监管的有效性。

1. 第三方监管对地方政府与企业合谋概率的影响

假定企业的生产行为分为清洁生产和不清洁生产两种, 地方政府按照法律规定对企业的生产行为进行监管, 当企业采取清洁生产方式进行生产时, 地方政府必然认定企业的生产行为是清洁生产; 当企业采取不清洁生产方式进行生产时, 如果地方政府由于自身原因而没有发现, 对企业生产方式做出错误结论时, 理性的企业不会向地方政府揭示自身真实的生产方式; 但如果企业采用不清洁生产方式被发现, 地方政府可能基于自身的短期利益与企业合谋, 此时就存在政企合谋的道德风险问题。也就是说, 地方政府得出企业采用清洁生产方式进行生产结论的正确率, 不仅取决于其观测值的正确概率, 还与地方政府是否“讲实话”有关, 因此, 正确的鉴定结果不仅要地方政府做出正确判断, 还不能与企业合谋。

在分析第三方监管对地方政府和企业合谋的影响之前, 本文先对第三方监管进行假定: 第一, 第三方监管发现政企合谋的概率取决于第三方监管的引入程度, 第三方监管引入程度越大, 发现政企合谋的概率越大。第二, 第三方监管与中央政府监管不同, 中央政府监管属于过程监管, 而第三方监管属于事后监管, 对同一政企合谋的监管中, 中央政府在先, 第三方在后, 而对同一政企合谋现象来说, 要么被中央政府发现, 要么被第三方发现, 要么二者都没发现, 不可能同时被中央政府和第三方发现。第三, 第三方监管的效果与中央政府监管效果相同, 第三方监管和中央政府发现地方政府与企业合谋时, 地方政府和企业受到的惩罚相同, 假定中央政府和第三方任一方发现政企合谋时, 对地方政府和企业的惩罚为 P_L 和 P_C 。接下来将第三方监管引入地方政府和企业合谋的约束条件中, 找到第三方监管对政企合谋概率的影响。

当地方政府对企业生产方式的判断正确并未与企业合谋时, 中央政府对地方政府的报酬为 U 。企业生产方式为清洁方式的概率为 ϕ , 地方政府的努力程度 e 决定了其对企业生产方式判断正确的概率, 正确概率 $\alpha(e)$ 随地方政府努力程度 e 的增加而增加, 但边际效用递减, 也即存在 $\alpha'(e) > 0, \alpha''(e) < 0$, 并进一步假设存在 $\alpha(0) > 0, \alpha(\infty) < 1$ 以及 $0 < \alpha(e) < 1$ 。因此, 企业采用不清洁生产方式进行生产且恰好被地方政府发

现的概率为 $(1-\phi)\alpha(e)$ 。此时地方政府面临是否与企业合谋的选择,如果地方政府与企业合谋,企业需要对地方政府提供的贿赂为 B_L ,假定合谋的概率为 β 。当然,政企合谋也面临两方面被发现的风险:一是中央政府以概率 ρ 发现政企合谋的风险;二是第三方以概率 τ 发现政企合谋的风险。

地方政府与企业合谋需要满足的条件是合谋带来的效应不低于不合谋的效应,也即:

$$(1-\phi)\alpha(e)\beta B_L - (1-\phi)\alpha(e)\beta\rho P_L - (1-\phi)\alpha(e)\beta(1-\rho)\tau P_L \geq (1-\phi)\alpha(e)(1-\beta)U \quad (1)$$

对(1)式进行整理,可以得到企业为实现合谋向地方政府支付的贿赂满足:

$$B_L \geq (1/\beta - 1)U + \rho P_L + P_L(1-\rho)\tau \quad (2)$$

(2)式中, ρ, P_L 为中央政府发现合谋的概率及该条件下对地方政府的惩罚力度,假定 $0 < 1-\rho \leq 1, P_L > 0$ 。因此,第三方监管前的系数 $P_L(1-\rho) > 0$ 。这意味着,随着第三方监管的引入程度的增加。第三方监管发现政企合谋的概率越大,企业需要向地方政府支付的贿赂增加,其现实意义是:第三方监管的引入使得政企合谋被发现的概率增加,地方政府需要承担更大的风险,企业只有支付更多的贿赂才能补偿地方政府为合谋承担的风险,而风险的增加会直接抑制地方政府的合谋意愿。

政企合谋时地方政府与企业双向选择的结果,只有在企业采用不清洁生产方式进行生产并被地方政府准确判断时,才会寻求与地方政府合谋。假定企业不与地方政府合谋时,面临的惩罚为 P_0 ,而企业与地方政府合谋时需要向地方政府支付贿赂 B_C ,同时,企业也会面临中央政府和第三方的双重监管。

企业选择与地方政府合谋的条件是合谋成本应不高于不合谋的成本,也即:

$$(1-\phi)\alpha(e)\beta(1-\rho)(1-\tau)B_C + (1-\phi)\alpha(e)\beta\rho(B_C + P_C) + (1-\phi)\alpha(e)\beta(1-\rho)\tau(B_C + P_C) \leq (1-\phi)\alpha(e)(1-\beta)P_0 \quad (3)$$

对(3)式进行整理,可得到企业与地方政府合谋时支付的贿赂满足的条件为:

$$B_C \leq (1/\beta - 1)P_0 - \rho P_C - P_C(1-\rho)\tau \quad (4)$$

(4)式中, P_C 为中央政府发现合谋时对企业惩罚力度,存在 $P_C > 0$ 。因此,第三方监管前的系数 $-P_C(1-\rho) < 0$ 。这意味着,随着第三方监管的引入程度的增加,第三方监管发现政企合谋的概率越大,企业愿意向地方政府支付的贿赂减少。其现实意义是:第三方监管的引入使得政企合谋被发现的概率增加,企业需要承担的风险更大,企业承担不清洁生产方式被发现的惩罚 P_0 的相对意愿增加,与地方政府合谋的意愿下降,也即第三方监管同样能够抑制企业的合谋意愿。

合谋是地方政府与企业博弈的均衡结果,当地方政府与企业达成合谋时,也即存在 $B_L = B_C = B$ 时,贿赂 B 需要同时满足(2)式和(4)式,也即存在:

$$(1/\beta - 1)U + \rho P_L + P_L(1-\rho)\tau \leq B_L = B = B_C \leq (1/\beta - 1)P_0 - \rho P_C - P_C(1-\rho)\tau \quad (5)$$

(5)式等号成立是达成合谋的均衡条件,对此均衡条件进行整理,可以得到地方政府与企业合谋的均衡概率为:

$$\beta^* = \frac{P_0 - U}{P_0 - U + \rho(P_L + P_C) + (1-\rho)(P_L + P_C)\tau} \quad (6)$$

(6)式中,第三方监管前的系数 $(1-\rho)(P_L + P_C) > 0$ 。这意味着,随着第三方监管的引入程度的增加,第三方监管发现政企合谋的概率越大,地方政府和企业合谋的概率将降低。其现实意义是:第三方监管的引入使得政企合谋被发现的概率增加,地方政府和企业需要承担的风险增加,二者合谋的均衡概率降低。

2. 第三方监管对地方政府和企业努力程度的影响

通过地方政府对企业生产方式判断正确的概率 $\alpha(e)$ 的性质可知,地方政府的努力程度直接决定其判断的准确性,假定当地方政府不努力而造成对企业生产方式误判时,只要中央政府或者第三方任一监管主体发现时,都会对地方政府和企业双方进行惩罚,对地方政府的惩罚为 P_1 ,对企业的惩罚仍为 P_0 。因此,可以得到地方政府的效应函数为:

$$V_L = \phi\alpha(e)U + (1-\phi)\alpha(e)(1-\beta^*)\Omega + (1-\phi)\alpha(e)\beta^*B - (1-\phi)\alpha(e)\beta^*\rho P_L - (1-\phi)\alpha(e)\beta^*(1-\rho)\tau P_L - (1-\phi)[1-\alpha(e)]\rho P_1 - (1-\phi)[1-\alpha(e)](1-\rho)\tau P_1 - e \quad (7)$$

地方政府可通过其努力程度实现自身效应的最大化,通过对(7)式求解 e 的一阶偏导数,可以得到地方政府的均衡努力水平 e^* :

$$\alpha'(e^*) = 1/\{\phi U + (1-\phi)[(1-\beta^*)U + \beta^*B + \rho(P_1 - \beta^*P_L) + \tau(1-\rho)(P_1 - \beta^*P_L)]\} \quad (8)$$

由(8)式可知,第三方监管对地方政府努力水平的影响系数为 $(1-\rho)(P_1 - \beta^*P_C)$,因为存在 $0 < 1 - \rho \leq 1$,因此,影响系数的正负取决于 $(P_1 - \beta^*P_C)$ 。由于地方政府努力的边际效用递减,也即 $\alpha''(e) < 0$,因此,要保证第三方监管能够促使地方政府更加努力地工作,需要满足 $\alpha'(e^*)$ 随第三方监管主体发现政企合谋概率的增加而相应减小,只有 $(P_1 - \beta^*P_C) > 0$ 恒成立时,才会存在 $(1-\rho)(P_1 - \beta^*P_C) > 0$ 恒成立,第三方监管才能激励地方政府更加努力地保护生态环境。本文直接假定 $(P_1 - \beta^*P_C) > 0$ 恒成立,因此,在合理的监管制度安排下,第三方监管的引入能够激励地方政府努力工作。

环境规制监管的目的就是通过合理的制度安排,以最小的监管成本促使企业不断提高在环保方面的投入水平,保证生产方式的清洁性。假设企业采取清洁生产方式的概率 φ 与企业环保投入水平 a 的函数形式为 $\varphi(a)$,假定 $\varphi(a)$ 随企业努力程度 a 的增加而增加,但边际效用递减,也即存在 $\varphi'(a) > 0, \varphi''(a) < 0$,并进一步假设存在 $\varphi(0) > 0, \varphi(\infty) < 1$ 以及 $0 < \varphi(a) < 1$ 。

假定当企业采用清洁生产方式进行生产时,获得的综合效用为 w ,此时,企业的预期效用函数为:

$$V_c = \phi(a)w + [1 - \phi(a)]\{[1 - q(e^*)][(1 - \rho^*)(1 - \tau)w - \rho^*P_0 - (1 - \rho^*)\tau P_C] - q(e^*)(1 - \beta^*)P_0 - \beta^*(1 - \rho^*)(1 - \tau)B - \beta^*\rho^*(B + P_c) - \beta^*(1 - \rho^*)\tau(B + P_c) - a\} \quad (9)$$

通过求解(9)式关于 a 的一阶偏导数,可以得到均衡努力 a^* :

$$\phi'(a^*) = 1/\{w + q(e^*)[(1 - \beta^*)P_0 + \beta^*(1 - \rho)B + \beta^*\rho(B + P_c)] + [1 - q(e^*)][\rho P_0 - (1 - \rho)w] + \tau(1 - \rho)[(1 - q(e^*))w + P_c]\} \quad (10)$$

由(10)式可知,第三方监管对企业努力水平的影响系数为 $(1 - \rho)[(1 - q(e^*))w + P_c]$,因为存在 $0 < 1 - \rho \leq 1, 0 < 1 - q(e^*) \leq 1, w > 0, P_c > 0$,因此影响系数大于0恒成立。这表明, $\phi'(a^*)$ 会随着第三方监管发现政企合谋概率 τ 的增加而减少,又由于存在 $\phi''(a) < 0$,因此,企业的均衡环保努力水平 a^* 总会随着 τ 的增加而增加,第三方监管的引入能够激励企业加大对环保的努力水平。

综合考虑上述分析,本文提出以下三个待检验的命题:

命题1:第三方监管能够直接提高环境规制效率。

命题2:第三方监管能够通过抑制政企合谋间接提高环境规制效率。

命题3:第三方监管的净效应取决于其对环境规制效率的直接影响效应和通过抑制政企合谋对环境规制效率的间接影响效应二者之间的权衡。

三、实证模型设定及数据分析

本部分主要是根据第二部分的理论分析设定检验第三方监管对环境规制效率的实证模型,并对相关变量进行统计性描述。

1. 模型设定和变量选取

为考察第三方监管对环境规制效率的直接影响效应和间接影响效应,构建以下方程组:

$$\ln coll_{it} = c_1 + \alpha_1 \ln thirdsup_{it} + \alpha_2 \ln pergd_{it} + \alpha_3 (\ln pergd_{it})^2 + \alpha_4 \ln bud_{it} + \alpha_5 \ln er_{it} + \varepsilon_1 \quad (11)$$

$$\ln ee_{it} = c_2 + \beta_1 \ln thirdsup_{it} + \beta_2 \ln coll_{it} + \beta_3 \ln pergd_{it} + \beta_4 (\ln pergd_{it})^2 + \beta_5 \ln er_{it} + \beta_6 \ln tech_{it} + \beta_7 \ln us_{it} + \beta_8 \ln fdi_{it} + \varepsilon_2 \quad (12)$$

式中, i 表示不同的省(直辖市、自治区); t 表示年份,对所有变量取自然对数,以降低变量的波动性,并使得被解释变量与解释变量之间具有经济学意义上的弹性关系,同时,对人均地区生产总值、人均财政收入和外商直接投资变量用消除通货膨胀因素的实际值表示; c 为截距项; ε 为随机扰动项。

方程(11)为政企合谋方程,因变量是政企合谋程度($\ln coll_{it}$),合谋是地方政府和企业之间的一种隐藏行

为(张莉等,2013),很难直接获得度量政企合谋的数据,度量政企合谋指标常用的方法就是寻找替代变量(聂辉华、蒋敏杰,2011)。例如,龙硕、胡军(2014)选取百万人口中贪污贿赂和渎职等案件立案数作为政企合谋的代理指标,研究政企合谋对环境污染的影响。但是,这在度量环境方面的政企合谋明显是不准确的,贪污贿赂和渎职等案件并不一定与生态环境方面的政企合谋有关,更多的是金融、基础设施建设方面的立案,相反,生态环境破坏方面的立案数较少。因此,通过对文献的梳理和替代变量的对比,选择百万人均环境污染与破坏的行政处罚案件数作为生态环境政企合谋的替代变量更合适。自变量为第三方监管($\ln\text{thirdsup}_{it}$),选用各地区十万人均环境信访的环境污染与生态破坏类信访来信数作为替代变量;人均地区生产总值($\ln\text{pergdp}_{it}$),直接选用各省份人均地区生产总值表示;人均财政收入水平($\ln\text{bud}_{it}$),选用各地区当年的财政收入与总人口数的百分比表示;环境规制水平($\ln\text{er}_{it}$),采用各地区收取的总排污费与生产总值百分比表示。

方程(12)为环境规制效率方程,被解释变量为环境规制效率($\ln\text{ee}_{it}$),本文认为,环境规制效率的提高体现在环境污染排放的减少或者单位污染排放的经济产出的增加,采用 Andersen & Petersen(1993)提出的超效率 DEA(SE-DEA)方法,借鉴程钰等(2016)构建的中国环境规制效率评价指标体系,选择单位产值的环境部门专职人员数、环境治理设施数和污染治理投资额等人力、物力和财力投入作为投入指标,选择工业烟(粉)尘及 SO_2 去除率、工业废水排放达标率、工业固体废弃物综合利用率、单位产值的 COD 和 SO_2 排放量、森林覆盖率等作为产出指标,采用 MYDEA1.0 软件进行测算^①。解释变量除第三方监管、政企合谋、人均国内生产总值及其平方、环境规制外,还包括广义技术水平($\ln\text{tech}_{it}$),采用国内专利申请授权数表示;城镇化水平($\ln\text{us}_{it}$),采用各地区非农人口占总人口的比重表示;外商直接投资($\ln\text{fdi}$),采用各省份外商直接投资额表示。所有数据均来源于相关年份的《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》,缺失数据通过查阅相关省份统计年鉴及统计公报或者通过推算得到。

根据方程(11)和方程(12),可以得到第三方监管对环境规制效率的影响效应计算公式:

$$\frac{d\text{ee}_{it}}{d\text{thirdsup}_{it}} = \frac{\partial \text{ee}_{it}}{\partial \text{thirdsup}_{it}} + \frac{\partial \text{ee}_{it}}{\partial \text{coll}_{it}} \times \frac{\partial \text{coll}_{it}}{\partial \text{thirdsup}_{it}} \quad (13)$$

(13)式右边第一项表示第三方监管对环境规制效率的直接效应,其系数为 β_1 ;右边第二项表示第三方监管通过抑制政企合谋对环境规制效率的间接影响,其系数为 $\beta_2 \cdot \alpha_1$ 。因此,第三方监管对环境规制效率的影响效应取决于二者的权衡,总的影响系数为 $\beta_1 + \beta_2 \cdot \alpha_1$ 。

2. 核心变量统计性描述

本文选择的样本为 2004—2013 年我国除港澳台和西藏外的 30 个省份,并进行分区讨论^②。第三方监管、政企合谋和环境规制效率的统计性描述如表 1 所示。

表 1 核心变量的统计性描述

变量	样本组	均值	最大值	最小值	标准差	观测值
$\ln\text{thirdsup}$	全国	1.272	3.316	-4.220	1.107	300
	东部	1.838	3.316	-0.656	0.762	110
	中部	0.934	2.045	-2.220	0.656	80
	西部	0.951	3.034	-4.220	1.399	110
$\ln\text{coll}$	全国	3.848	7.161	0.378	1.004	300
	东部	4.423	7.161	1.403	1.076	110
	中部	3.583	5.310	1.081	0.753	80
	西部	3.465	5.028	0.378	0.814	110

^①由于篇幅原因,SE-DEA 方法、相关计算过程及计算结果省略,感兴趣的读者可以向作者索要。

^②东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省和直辖市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南 8 个省;西部地区包括内蒙古、四川、重庆、贵州、云南、广西、陕西、甘肃、宁夏、青海和新疆 11 个省、市和自治区。

变量	样本组	均值	最大值	最小值	标准差	观测值
lnee	全国	-0.668	0.806	-1.957	0.536	300
	东部	-0.188	0.806	-1.119	0.526	110
	中部	-0.866	-0.557	-1.190	0.155	80
	西部	-1.004	-0.162	-1.957	0.345	110

资料来源:本文整理

可以看出,东部地区的第三方监管水平均值要远大于中西部地区,是中西部地区均值的近两倍,东中部第三方监管的内部差异(标准差)较小,而西部地区第三方监管的内部差异最大;东部地区政企合谋程度均值仍然最大,中部地区次之,西部地区最小,并且东部地区政企合谋的内部差异也要大于中西部地区;东部地区的环境规制效率均值要大于中西部地区,其内部差异也大于中西部地区。整体来看,东部地区的第三方监管、政企合谋程度和环境规制效率三者要明显高于中西部地区和全国平均水平,而中西部地区的第三方监管差异较小并小于全国平均水平,这三个核心变量基本都呈现“东高西低”的分布趋势,与经济发展水平的分布相似。

四、实证检验

本文使用的数据为面板数据,如果不考虑各样本之间的异质性直接进行最小二乘回归(OLS),必然导致估计偏差的存在,现阶段标准的处理方法是采用固定效应模型(Fixed Effect Model, FE)或者随机效应模型(Random Effect Model, RE),假定各个体计量回归方程斜率相同,而截距项不同。固定效应允许个体特征与解释变量相关,而随机效应假定个体特征与解释变量之间不相关,假定较为严格。因此,固定效应的假设更加符合现实。具体到第三方监管上,各省份的人口质量、风俗习惯和社会文化等方面都会影响解释变量,这使得本文更倾向于选择固定效应模型,并且得到 Hausman 检验的支持。此外,考虑到第三方监管与政企合谋、第三方监管与环境规制效率之间的内在关系,估计时还要克服内生性问题,本文在进行固定效应回归之后,采用系统 GMM 方法进行估计。

1. 政企合谋方程的回归结果

首先采用固定效应模型和系统 GMM 模型对方程(11)进行回归,回归结果如表 2 所示。表 2 显示,固定效应和系统 GMM 回归得到的结果均表明,第三方监管能够显著降低生态环境方面的政企合谋程度,考虑了内生性和动态性之后,第三方监管的估计系数不同程度地降低,但系数的正负符号和显著性没有变化。分区域来看,第三方监管对政企合谋的抑制效应在东部地区最大,西部地区次之,中部地区最小。东部地区最大,一方面是因为经济发展水平较高,居民环保意识较强,愿意积极参与到生态环境的保护工作中;另一方面是因为东部地区政府在信访制度和公众参与制度建设方面较为完善,公民能够有效表达自己的意见和观点。需要注意的是,本文关于第三方监管以及政企合谋变量都只选取了当期变量,未考虑变量的时滞性因素,这可能对本文的实证结果产生了影响。

表 2 政企合谋方程回归结果

解释变量	全国		东部		中部		西部	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
<i>lnthirdsup</i>	-0.216*** (-4.725)	-0.153*** (-3.735)	-0.419*** (-2.754)	-0.281*** (-3.613)	-0.136** (-2.254)	-0.125** (-2.176)	-0.200*** (-3.154)	-0.196*** (-3.545)
<i>lnpergdp</i>	0.292** (2.418)	0.184*** (2.783)	0.246*** (4.169)	0.240*** (7.512)	0.349*** (3.556)	0.315*** (3.511)	0.305* (2.083)	0.530** (2.223)
$(\lnpergdp)^2$	-0.038 (-1.109)	-0.014** (-1.187)	-0.122*** (-4.190)	-0.119*** (-7.762)	-0.189*** (-3.570)	-0.171*** (-3.510)	-0.166 (-0.808)	-0.008* (-1.655)

解释变量	全国		东部		中部		西部	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
<i>lnbud</i>	-0.014 (-0.134)	-0.125 (-1.146)	-0.568 (-1.331)	-0.460 (-1.651)	-0.809** (-2.078)	-0.630* (-2.121)	-0.136* (-1.795)	-0.091** (-2.309)
<i>lner</i>	-0.142*** (-7.992)	-0.111* (-1.699)	-0.153 (-0.438)	-0.154* (-2.064)	-0.139 (-1.554)	-0.125* (-1.765)	-0.188* (-1.655)	-0.248** (-2.361)
<i>Adj-R²</i>	0.8125		0.7918		0.7397		0.7018	
F 检验	39.103***		28.628***		6.167***		18.099***	
Hausman 检验	67.392***		80.732***		38.887***		21.571***	
<i>AR(1) test-p</i>	0.0000		0.0000		0.0008		0.0022	
<i>AR(2) test-p</i>	0.7411		0.9489		0.8908		0.8047	
<i>Sargantest-p</i>	0.8338		0.4021		0.3742		0.1579	
观测值	300	300	110	110	80	80	110	110

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下通过显著性检验;括号中的数值为t统计值;限于篇幅,本文未汇报常数项的回归结果

资料来源:本文整理

对于其他控制变量,经济增长的系数显著为正,这表明,现阶段经济增长会在一定程度上滋生政企合谋现象,但可以看出,经济增长二次方的系数显著为负,这表明,随着经济发展水平的提高,政企合谋程度会下降,政企合谋和经济增长之间存在倒“U”形曲线关系,这与理论部分的分析相符,在经济发展初期,政府财政收入较低导致地方政府因为自身利益原因而与企业合谋的动机较大,企业也能够通过提供较低的贿赂而获得更大的收益。同时,监管制度和惩罚制度的不完善也降低了地方政府的合谋风险,与本文理论部分的公式(1)和公式(2)分析相符。也就是说,当地方政府合谋带来的效应大于不合谋的效应,并且监管惩罚力度较低时,有限理性的地方政府为实现自身利益最大化必然选择合谋。但随着经济增长水平的提高,一方面,地方政府本身的收入和福利水平上升,其通过合谋获取利益的动机降低,同时,企业也需要支付更多的贿赂才能实现政企合谋,这降低了企业选择合谋的意愿;另一方面,经济水平的提高也促进了相应的监督制度的完善,增加了地方政府和企业合谋的风险,间接抑制了政企合谋的概率。地方政府财政收入水平能够在一定程度上抑制政企合谋程度,但只要中西部地区的回归系数通过了显著性检验,东部地区的回归系数是不显著的,这表明,提高中西部地区的财政收入能够抑制政企合谋的发生,但东部发达地区的财政收入却无法对政企合谋起到抑制效应。环境规制的提高会降低政企合谋程度,本文采用的是排污费占财政收入的百分比代表环境规制水平,排污费的增加一定程度上提高了地方政府的收入水平,同时,也使得企业为达到政企合谋所要支付的贿赂增加,这都会在一定程度上抑制政企合谋的发展。

2. 环境规制效率方程回归结果

同样采用固定效应模型和系统 GMM 模型对环境规制效率方程进行回归分析,结果如表 3 所示。

表 3 环境规制效率方程回归结果

解释变量	全国		东部		中部		西部	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
<i>lnthirdsup</i>	0.267*** (2.802)	0.254*** (3.268)	0.425*** (10.187)	0.321*** (12.622)	0.172*** (3.308)	0.163*** (3.980)	0.180*** (2.883)	0.155*** (3.455)
<i>lncoll</i>	-0.208* (-1.752)	-0.186*** (8.503)	-0.240*** (-8.989)	-0.111*** (-6.219)	-0.114* (2.103)	-0.104* (1.907)	-0.130** (1.901)	-0.121*** (7.759)

解释变量	全国		东部		中部		西部	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
$\ln\text{pergdp}$	-0.257*** (-3.023)	-0.187*** (-3.067)	-0.272* (1.664)	-0.207*** (-5.280)	-0.223* (-1.952)	-0.257** (-2.200)	-0.239* (-1.843)	-0.207* (-1.698)
$(\ln\text{pergdp})^2$	0.112 (1.589)	0.144** (2.459)	0.231*** (3.668)	0.288*** (4.912)	0.139* (1.770)	0.156** (2.471)	0.161* (1.772)	0.137* (1.752)
$\ln\text{er}$	0.185* (1.936)	0.022*** (5.917)	0.196*** (6.810)	0.179*** (9.275)	0.079* (1.713)	0.115* (2.195)	0.128 (1.481)	0.139* (1.966)
$\ln\text{tech}$	0.162*** (5.799)	0.355*** (3.388)	0.188** (2.249)	0.418*** (5.134)	0.117*** (3.894)	0.198*** (4.869)	0.054* (1.748)	0.155** (2.257)
$\ln\text{us}$	0.272** (2.053)	0.167*** (3.657)	0.553*** (3.656)	0.404*** (4.788)	0.079 (1.371)	0.083** (2.263)	0.214*** (2.818)	0.211** (2.082)
$\ln\text{fdi}$	-0.104*** (-9.424)	-0.076** (-2.544)	0.013 (0.055)	0.115*** (3.926)	-0.034 (0.687)	-0.043 (1.034)	-0.076 (-1.391)	-0.116* (-1.916)
$\text{Adj-}R^2$	0.9456		0.9640		0.8398		0.8244	
F 检验	141.532***		163.270***		28.601***		29.436***	
Hausman 检验	100.475***		175.960***		—		67.252***	
$\text{AR}(1) \text{ test-}p$	0.0024		0.0002		0.0016		0.0033	
$\text{AR}(2) \text{ test-}p$	0.4094		0.5726		0.3051		0.2641	
Sargantest- p	0.1487		0.1902		0.2111		0.1436	
观测值	300	300	110	110	80	80	110	110

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下通过显著性检验；括号中的数值为t统计值；中部地区数据不满足随机效应回归条件，因此，未做Hausman检验，直接使用固定效应回归结果；限于篇幅，本文未汇报常数项的回归结果
资料来源：本文整理

表3显示，第三方监管能够显著提高全国和各区域的环境规制效率，固定效应回归结果和系统GMM回归结果都表明，全国和东中西三大区域第三方监管水平的提高都会促进环境规制效率水平的提高，但地区之间存在异质性，东部地区第三方监管对环境规制效率水平的影响最大。可以看出，在考虑了内生性和动态性之后，第三方监管的估计系数不同程度地降低，但系数的正负符号和显著性没有变化。这也表明，第三方监管能够直接提高环境规制效率。政企合谋对环境规制效率的影响系数显著为负，通过环境规制效率的定义可知，这是因为政企合谋会导致在相同经济产出条件下产生更多的环境污染，必然会降低环境规制效率。而政企合谋回归方程的结果表明，第三个结果能够降低政企合谋程度，因此，可以看出，第三方监管还会通过抑制政企合谋间接促进环境规制效率的提高。

对于其他变量来说，环境规制效率与经济增长之间存在“U”形曲线关系，在经济发展初期，基本会采用粗放型增长方式，污染排放增速大于经济产出增速，表现为环境规制效率随经济增长下降；而随着经济发展，人们逐渐重视环境质量，政府也相应制定了更为完善和严格的排污制度，这使得污染排放增速低于经济产出增速，表现为环境规制效率随经济增长上升。环境规制和技术进步都能够显著促进环境规制水平的提高，环境规制政策（本文特指排污费）属于“末端治理”的环境政策，能够通过倒逼机制迫使企业降低污染排放，以缴纳更低的污染排放费；技术进步特别是环境技术进步属于“前端控制”，企业采用先进的技术能够从源头上降低污染排放。这两种环境治理方法都能够促进环境规制效率的提高，但后者在降低污染排放的同时还能带来产出的增加，更符合我国可持续发展和生态文明建设的理念。城镇化水平同样能够促进环境规制效率的提高，城镇化对环境规制效率的影响效应可以分为“规模效应”和“技术效应”，“规模效应”主要是城镇化促进了经济增长，这会降低环境规制效率，而“技术效应”是指城镇化促进了产业集聚，从而提高产业技术水平，这会提高环境规制效率。本文的实证结果表明，环境规制效率随城镇化水平的提高而提高，这表明，“技术效应”大于“规模效应”，城镇化有利于环境资源的优化、集约利用和利用效率的提高。外商直接投

资在整体上来说会阻碍环境规制效率的提高,但在东部地区能够促进环境规制效率的提高,这是因为,各地区经济发展状况不同导致其引进的外商直接投资“清洁度”不同,东部地区经济水平和基础设施水平都较高,对外商直接投资的要求较高,更多地会引进技术水平较高的外商直接投资,这使得该地区的外商直接投资较为“清洁”,同时,能够产生较为合理的环保技术溢出,提高环境规制效率;而中西部地区经济发展水平落后,但资源较为富裕,使得外商直接投资更多地集中于资源开发和利用行业,且中西部地区的环境规制却较为宽松,这使得外商直接投资加剧了本地区的污染排放和资源消耗,不利于环境规制效率的提高。

3. 第三方监管对环境规制效率的影响效应

在政企合谋方程和环境规制效率方程的回归结果的基础上,根据公式(13)计算第三方监管对环境规制的直接影响效应、间接影响效应和总效应,结果如表4所示。

表4 第三方监管对环境规制效率的影响效应

影响效应	全国		东部		中部		西部	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
α_1	-0.216	-0.153	-0.419	-0.281	-0.136	-0.125	-0.200	-0.196
β_1	0.267	0.254	0.425	0.321	0.172	0.163	0.180	0.155
β_2	-0.208	-0.186	-0.240	-0.111	-0.114	-0.104	-0.130	-0.121
$\beta_2 \cdot \alpha_1$	0.045	0.028	0.101	0.031	0.016	0.013	0.026	0.024
总效应	0.312	0.282	0.526	0.352	0.188	0.176	0.206	0.179

资料来源:本文整理

表4中, β_1 表示第三方监管对环境规制效率的直接影响效应,全国整体和东中西三大区域的第三方监管直接影响均为正,也即第三方监管直接提高了环境规制效率水平,命题1得证; α_1 表示第三方监管对政企合谋的抑制效应,而 β_2 表示政企合谋对环境规制效率的影响效应,因此, $\beta_2 \cdot \alpha_1$ 表示第三方监管通过政企合谋对环境规制效率的间接影响效应,可以看到,全国整体和东中西三大区域的第三方监管都能够通过抑制政企合谋间接提高环境规制效率,命题2得证; $\beta_1 + \beta_2 \cdot \alpha_1$ 表示第三方监管对环境规制效率影响的总效应,最终结果表明,总效应依然为正,具体来说,第三方监管对环境规制效率的影响效应存在空间异质性,东部地区的影响效应最大,西部次之,中部地区最低,命题3得证。

五、结论和政策建议

本文通过构建中央政府、地方政府、企业和第三方等四个利益主体的博弈模型,分析了第三方监管对地方政府和企业合谋以及双方环境保护努力水平的影响机理。结果表明,第三方监管既能够通过增加地方政府和企业合谋的风险,抑制二者合谋的倾向,降低政企合谋的概率,又能够通过提高地方政府和企业的生态环境保护努力来提高环境规制效率水平。本文以2004—2013年省级面板数据为研究样本,对理论分析得到的命题进行验证,结果表明,无论是在全国范围内,还是在区域层面,政企合谋方程回归结果都表明,第三方监管都能够抑制政企合谋的发生;环境规制效率方程回归结果表明,第三方监管能够直接促进环境规制效率的提高,而政企合谋会阻碍环境规制效率的提高。因此,第三方监管除直接促进环境规制效率提高外,还能够通过抑制政企合谋间接促进环境规制效率的提高。因此,加强第三方监管成为提高环境规制效率,构建生态文明社会的必然选择,同时,这也是中国共产党群众路线和民主制度在生态环境保护方面的具体体现。

本文从建立健全地方政府信息公开制度、公民参与制度以及环境宣传教育三个方面提出以下政策建议:

首先,建立健全我国环境治理和生态保护的信息公开制度,保证环境信息的公正透明。第三方监管的基础是公民能够准确及时的获得资源保护、污染治理以及生态环境质量等方面的信息。一方面,中央政府可以凭借其在政治上的绝对优势制度和相关政策法规,要求地方政府提交生态环境普查报告和相关信息,以便于社会公众、媒体和环保非政府组织(NGO)能够依法参与生态环境保护和治理;另一方面,应建立健全有关生态环境保护和污染治理政策的听证制度,保证第三方监管主体能在有关生态环境保护和污染治理决

策方案拟定和修改之初就进行监管。此外,中央政府还应提升生态环境质量监测技术,提供更多准确的生态环境信息。

其次,增强社会公众参与环境保护和污染治理的积极性。监管主体积极参与是第三方监管充分发挥作用的前提之一,在第三方监管制度中,第三方监管主体已不再是被动消极的受管理者,而应是积极主动参与到环境保护和污染治理监管中的参与者。一方面,要用法律法规对第三方监管给予制度保障,法律法规中应尽快设置公众参与环境监管的可行性途径和制度保障;另一方面,要在物质方面提供激励,第三方也是以自身利益最大化为选择目标的行为主体,当政府对其监管行为给予精神奖励和物质奖励时也会激发其积极性。

最后,要加强环保教育和普及环保知识。一方面,中央政府可以要求地方政府定期或者不定期地对公众宣传环境保护知识,让公众具备基本的环境认知能力;另一方面,要求地方政府通过政务宣传栏、环境知识宣传标语以及更加先进的微信群、公共网页等方式加大环保知识的普及和宣传。也可以组织生态环境领域的专家学者以及生态环境保护志愿者对社会公众进行环保技术和知识普及,并发放一些环保手册,加深社会公众的环保意识。

参考文献:

- [1] Andersen P, Petersen N C. A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis[J]. Management Science, 1993, 39, (10): 1261 - 1264.
- [2] Berman E, Bui L T M. Environmental Regulation and Productivity: Evidence From Oil Refineries[J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83, (3): 498 - 510.
- [3] Becker R, Henderson V. Effects of Air Quality Regulations on Polluting Industries[J]. Journal of Political Economy, 2000, 108, (2): 379 - 421.
- [4] Dubois P, Vukina T. Grower Risk Aversion and the Cost of Moral Hazard in Livestock Production Contracts[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86, (3): 835 - 841.
- [5] Ferraro P J. Asymmetric Information and Contract Design For Payments For Environmental Services[J]. Ecological Economics, 2008, 65, (4): 810 - 821.
- [6] Igoe J, Neves K, Brockington D. A Spectacular Eco-tour Around the Historic Bloc: Theorising the Convergence of Biodiversity Conservation and Capitalist Expansion[J]. Antipode, 2010, 42, (3): 486 - 512.
- [7] Halkos G E, Paizanos E A. The Effect of Government Expenditure on the Environment: An Empirical Investigation[J]. Ecological Economics, 2013, (91): 48 - 56.
- [8] Ozanne A, Hogan T, Colman D. Moral Hazard, Risk Aversion and Compliance Monitoring in Agri-environmental Policy[J]. European Review of Agricultural Economics, 2001, 28, (3): 329 - 348.
- [9] To P X, Dressler W H, Mahanty S, et al. The Prospects for Payment for Ecosystem Services (PES) in Vietnam: A Look at Three Payment Schemes[J]. Human Ecology, 2012, 40, (2): 237 - 249.
- [10] 程钰, 任建兰, 陈延斌, 徐成龙. 中国环境规制效率空间格局动态演变及其驱动机制[J]. 北京: 地理研究, 2016, (1).
- [11] 冯海波, 方元子. 地方财政支出的环境效应分析——来自中国城市的经验考察[J]. 北京: 财贸经济, 2014, (2).
- [12] 韩强, 曹洪军, 宿洁. 我国工业领域环境保护投资效率实证研究[J]. 北京: 经济管理, 2009, (5).
- [13] 龙硕, 胡军. 政企合谋视角下的环境污染: 理论与实证研究[J]. 上海: 财经研究, 2014, (10).
- [14] 聂辉华, 蒋敏杰. 政企合谋与矿难: 来自中国省级面板数据的证据[J]. 北京: 经济研究, 2011, (6).
- [15] 李国平, 张文彬, 李潇. 国家重点生态功能区生态补偿契约设计与分析[J]. 北京: 经济管理, 2014, (8).
- [16] 李国平, 张文彬. 地方政府环境规制及其波动机理研究——基于最优契约设计视角[J]. 济南: 中国人口·资源与环境, 2014, (10).
- [17] 李兆东, 马鸿文, 邹伦. 台湾地区环境治理的经验与借鉴[J]. 台北: 台湾研究集刊, 2016, (2).
- [18] 危丽, 杨先斌, 刘燕. 退耕还林中的中央政府与地方政府最优激励合约[J]. 上海: 财经研究, 2006, (11).
- [19] 叶祥松, 彭良燕. 我国环境规制的规制效率研究——基于 1999—2008 年我国省际面板数据[J]. 成都: 经济学家, 2011, (6).
- [20] 张国兴, 张绪涛, 程素杰等. 节能减排补贴政策下的企业与政府信号博弈模型[J]. 北京: 中国管理科学, 2013, (4).
- [21] 张会恒. 提高政府规制有效性的途径与实践: 一个基于成本收益分析的视角[J]. 重庆: 改革, 2005, (2).
- [22] 张莉, 高元骅, 徐现祥. 政企合谋下的土地出让[J]. 北京: 管理世界, 2015, (3).
- [23] 张文彬, 李国平. 生态补偿契约设计及地方政府生态保护战略[J]. 北京: 经济管理, 2015, (3).

Can The Third Party Supervision Improve the Efficiency of China Environment Regulation?

——Based on the Perspective of Collusion between Government and Enterprises

LIU Zhao¹, ZHAO Zhi-hua²

(1. Applied Economics Post Doctoral Mobile Station, Xi'an Jiaotong University, Xi'an, Shaanxi, 710061, China;

2. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an, Shaanxi, 710061, China)

Abstract: 2007 Nobel Prize for economics went to the three economists, who have laid theoretical foundation for the mechanism design and made a remarkable contribution, in order to reveal the important position of the mechanism design theory in the history of the development of economic theory. Principal-agent theory is an important part of mechanism design theory, which provides a theoretical guidance in the field of public goods or quasi-public goods ecological protection and ecological compensation mechanism design.

Since the 1980's, many scholars at home and abroad have applied the principal-agent theory to many ecological environment problems brought by the incomplete information (Ferraro, 2008; Ozanne et al., 2011; wei li et al., 2006; Li et al., 2014). At the same time, the research of the foreign scholars in recent years also shows that the incentive mechanism, which is constantly improved, is one of the most effective ways to improve the efficiency of environmental regulation efficiency and ecological environment protection (Igo et al., 2010; To et al., 2012; Zhang & Li, 2015).

With the deepening of the scholars' research on environmental regulation, more and more scholars realized the need to make a trade-off between environmental and economic growth. Simply raising environmental regulation intensity is less and less useful, and the improvement of the function of environmental governance and the efficiency of environmental regulation becomes more effective. It brings about a consequence that the research on environmental regulation efficiency has gradually become the emphasis of environmental economics, which is focused on environmental regulation efficiency measurement and influencing factors. (Randy & Henderson, 2000; Zhang Hui-heng, 2005; Berman & Bui, 2008; Han Jiang et al., 2009; Xiang-song Ye & Peng Liang-yan, 2011; Cheng Yu et al., 2016). However, the research on the Third Party Supervision based on the perspective of collusion between government and enterprises is less in the domestic.

From the analysis of China's administrative system, the central government represents all citizens to delegate the pollution control tasks of the environmental protection to the local government, and the tasks are entrusted to the enterprise by local governments, resulting in such a principal-agent relationship formed by the central government, local governments, and enterprises. Under the condition of information asymmetry, the agents (local governments and enterprises) must have the double incentive of moral hazard and adverse selection (Dubois & Vukina, 2004). Preventing collusion between government and enterprises become an important measure to raise the environmental regulation efficiency and realize energy saving and emission reduction and low carbon economy. Therefore, the introduction of the third party supervision is one of the most effective way to reduce the degree of information asymmetry (Li & Zhang, 2014).

In this paper, the third party is introduced into the supervision of the central government to collusion between the local governments and enterprises, structures game theory model of environmental regulation involves the four interest subjects as the central government, local governments, enterprises and the third party, and discusses the influence of the third party supervision to local governments and enterprises behavioral choices, the results show that: the third party supervision can significantly reduce the collusion inclination of the local government and enterprises, and increase the local governments and enterprises' effort level of environmental protection. Then empirical examines on the effect of the third party supervision to environmental regulation efficiency according to the 30 provincial panel data of 2004—2013 years as research sample, the results show that: the third party supervision not only can directly improve the environmental regulation efficiency, but also can indirect improve the environmental regulation efficiency by inhibiting the collusion, the total effect depends on trade-off of the two aspects, and there is spatial heterogeneity the third party supervision effect on environmental regulation efficiency, the effect of eastern region is higher than the central and western regions.

Key Words: third party supervision; inhibitory effect; collusion; game analysis

(责任编辑:月 才)