

政企合谋视角下的环境污染:理论与实证研究^{*}

龙 硕¹, 胡 军^{2,3}

(1. 上海财经大学 统计与管理学院, 上海 200433; 2. 上海新金融研究院, 上海 200002;
3. 中国工商银行 上海分行, 上海 200120)

摘 要:生态环境问题已经成为影响中国经济可持续发展乃至社会稳定的重要因素。文章从政企合谋的视角,根据企业的逐利性以及地方政府官员对政治利益和经济利益的双重考量,构建了动态博弈模型来刻画导致地方环境污染的内在机制:即在中央和地方政府信息不对称的情形下,企业具有向地方政府行贿以寻求环境规制的放松,从而扩大生产的动机;而地方政府则出于政治和经济两种利益的考虑,均有放松环境规制以帮助企业扩大生产的动机,由此形成企业和地方政府的政企合谋,加剧环境污染。进一步地,文章运用中国 28 个省份 1991—2010 年的面板数据,构建了普通面板和空间面板模型加以验证,结果均证实了文章的核心结论:政企合谋将加剧地区环境污染。因此,缓解中国环境污染问题的重要举措之一就是通过监督机构或公众的双重监督,解决中央和地方的信息不对称,防止政企合谋。

关键词:环境污染;政企合谋;晋升锦标赛

中图分类号:F205;F062.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)10-0131-14

一、引言与文献综述

中国改革开放 30 多年取得了举世瞩目的成就,经济保持了年均近 10% 的增长速度,但是经济高速增长的背后却潜藏着被忽视了的昂贵的环境成本。2013 年年初,中国多省(市、区)出现了连续严重的雾霾天气,其对中国经济和居民健康都造成了巨大影响。生态环境问题已经成为影响中国经济可持续发展和人居环境的最大一块“短板”(田国强和陈旭东,2014),环境污染问题甚至给我国社会稳定埋下了重大隐患。鉴于环境污染对经济社会的重要影响,中央政府已日益重视环境保护问题,并把主要污染物减排作为经济社会发展的约束性指标纳入“十一五”发展规划;“十八大”以来,更是把生态文明建设放到了一个突出地位。因此,深入研究环境污染问题,对现阶段的环境治理工作具有重要的现实指导意义。

现有文献大多探讨经济增长、外商直接投资等与环境污染的关系,这起源于经济学家对环境问题提出的两个重要理论假说:环境库兹涅茨曲线(EKC)和污染天堂假说(Pollution Haven Hypothesis,简称 PHH)。EKC 假说认为环境污染和经济增长之间也存在着库兹涅茨倒 U 形曲线关系;PHH 假说是指发展中国家和欠发达国家的环境规制比较宽松,因此成为吸引发达国家产业尤其是污染产业转移的“避难所”。国内外大量学者对这些理论假说进行了实证验证(Grossman 和 Krueger,1995;Keller 和 Levinson,2002;等等)。除此之外,还有文献从经济集聚、产业结构和技术进步等方面进行考察。但归纳而言,这些文献基本上都将环境污染问题视为经济范畴的问题,从经济视角来分析解释。

收稿日期:2014-07-23

基金项目:国家自然科学基金项目(71371116,主持人:范翠红)

作者简介:龙 硕(1987—),女,江西南昌人,上海财经大学统计与管理学院博士生;

胡 军(1986—),男,湖北荆门人,上海新金融研究院青年研究员。

其实,环境污染问题也是一个政治范畴的问题。特别是在我国实行的分级行政体制下,地方政府在中央政府和企业之间扮演着“中间人”的角色,中央政府制定的环境保护政策和资金使用情况由地方政府负责实施和监督;因此要深入研究环境污染问题,对地方政府行为选择的分析就必不可少。我国地方政府官员面临着政治晋升的强激励(周黎安,2007),以相对经济绩效考核为主的晋升锦标赛迫使地方政府官员围绕经济增长开展激烈竞争。地方政府为了追求经济增长而牺牲环境的做法屡见不鲜,以至于虽然我国环境污染治理投入和监管力度逐年加强,但收效甚微(杨海生等,2008)。正是基于地方政府在环境治理方面扮演的角色,一些文献开始从地方政府角度展开研究(Fredriksson 和 Millimer,2003;杨海生等,2008)。

从地方政府角度研究环境污染为人们打开了宽阔的视野,但这些研究忽视了环境污染的主体——企业。环境污染是企业在进行最优化生产时的产物,这就决定了地区环境污染也是企业决策的结果;在存在污染排放压力时,企业为了扩大生产,增加利润,就有动力去游说地方政府放松环境规制。从企业的角度研究环境污染问题的文献还较少,熊艳和王岭(2012)从企业角度出发建立了一个两阶段博弈模型分析企业寻租对环境污染的影响。

然而,无论是从地方政府角度还是从企业角度来进行分析都具有片面性,因为环境污染是地方政府和企业交互作用的结果。本文将把地方政府和企业摆在同等重要的位置,从政企合谋的视角对环境污染问题进行深入分析。地方政府官员不仅关注自己的政治利益,同时也关注私人经济利益。Qian 和 Roland(1998)就指出,地方政府官员如果缺乏有效的激励约束机制,就和企业经理人一样存在机会主义行为,可能从政治决策中寻租以获取经济利益。政企合谋将同时满足地方政府官员追求政治利益和经济利益的需求,并且也满足企业利润最大化的需求,因为他们拥有一个共同的“致富”手段——扩大产出。产出的扩大,将使企业获得更多的利润;地方政府官员由于地方 GDP 的快速增长而获得更多的政治晋升机会;同时,企业将部分利润用于行贿^①还将增加地方政府官员的经济收益。虽然有些文献尝试从政企合谋角度来理解环境污染问题(聂辉华,2013),但是更多地是见于新闻媒体,它们对此问题缺乏系统而严谨的分析,更没有用经验证据去验证此分析视角的正确性,本文的贡献正在于弥补了这些缺陷。具体而言:首先,本文在理论上从政企合谋的视角系统性地分析了其对地方环境污染的影响机制,将环境污染问题引入新政治经济学领域,并且避免了仅从地方政府或企业角度分析问题的局限性;其次,本文首次从实证上检验了政企合谋是否会加剧地方环境污染,验证了分析逻辑的正确性;最后,已有文献对矿难(聂辉华和蒋敏杰,2011)和土地出让(张莉等,2013)等问题运用合谋理论进行了分析,而本文则通过对环境污染问题的研究为合谋理论注入了新的生命力。

本文将首先构建一个简单的理论模型,揭示地方政府官员和排污企业在影响地方环境污染方面所扮演的角色,并指出政企合谋是导致地区环境污染的重要原因,进而利用中国 1991—2010 年的省级面板数据,检验政企合谋是否真的加剧了地方环境污染。

二、政企合谋影响环境污染的理论模型

这里考察地方政府与企业合谋将如何影响地区环境污染。我们参考聂辉华和李金波(2006)的建模思想,考虑包含中央政府、地方政府和企业三个经济主体的经济系统。本文假设:首先,中央政府是仁慈的政府,主要关心经济增长和环境污染问题,但受信息不对称的限制,它只能授权地方政府对企业的生产活动进行监督,而自身则负责对地方政府官员进行赏罚。其次,地方政府并非仁慈的

^① 本文“行贿”是一个较宽泛的概念,泛指企业向政府官员的利益输送,如聘请政府官员到企业任职、送礼等。

政府,而是理性的和追求私利的政府。最后,企业是按照利润最大化的原则进行生产。

中央政府、地方政府和企业之间的信息结构是:中央政府能够确切地知道地方政府管辖地区的产量(也即企业的产量),但并不清楚地方政府是否与企业合谋,也不知道企业选择的生产技术水平和排污量,中央政府可以通过监督机构或第四方(公众、媒体等)来获取排污量的部分信息。假定中央政府不参与地方政府和企业之间的博弈,即其行为对地方政府和企业而言是外生给定的。假设地方政府和企业之间不存在信息不对称,企业为寻求环境规制的放松选择是否向地方政府行贿和行贿的程度,地方政府为效用最大化而选择是否接受企业的行贿和环境规制放松的程度。地方政府和企业之间的博弈是一个完全信息动态博弈,博弈时序见图 1。

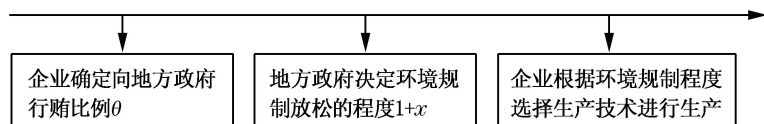


图 1 阶段博弈时序

如图 1 所示,地方政府和企业之间的动态博弈可以划分为以下三个阶段:

第一阶段:企业确定向地方政府行贿的比例 θ ,即企业拿出 θ 比例的超额利润向地方政府行贿以寻求地方政府环境规制的放松;第二阶段:地方政府在了解企业的行贿比例 θ 之后,决定环境规制放松的程度 $1+x$,以最大化自身效用;第三阶段:企业在了解地方政府环境规制放松的程度之后,选择最优的生产技术水平 A 进行生产,以最大化自身利润。^①

为便于模型求解,我们假设企业的生产要素投入固定,但技术水平可自由选择。参考彭水军和包群(2006)的做法,假设不同技术水平所导致的环境污染程度不一样,在环境规制较宽松的情况下,更多样但更具污染性的生产技术可供企业选择;因此,企业的生产技术水平相比环境规制较严格的水平情形将更高。为简化模型,假设地方政府正常环境规制程度 C 为 1,并将在满足中央政府制定的排污要求时企业的技术 A 和产量 Y 标准化为 1,此时企业的排污量 Q 也为 1;如果地方政府放松对企业的环境规制,环境规制放松程度为 $1+x$,那么企业将选择更高效同时也是更污染的新技术,新技术的效率则变为原来的 $1+x$ 倍,新排污量变为原来的 $1+\alpha x$ 倍,由于新技术更具有污染性,那么以单位产量的排污量衡量的环境污染程度将更严重,即 $(1+\alpha x)/(1+x) > 1$,因此 α 需要满足 $\alpha > 1$ 。由简单的求导计算可知,环境污染程度 $(1+\alpha x)/(1+x)$ 是环境污染量 $1+x$ 的严格增函数。由此,我们使用逆向归纳法来求解此动态博弈均衡。

(1)首先求解第三阶段的子博弈均衡。当企业向地方政府官员行贿,使得地方政府确定了对地方政府环境规制放松程度 $C' = 1+x$ 之后,企业为了最大化利润,将尽可能选择更高的技术水平,此时企业能选择的最高技术水平 A' 为 $1+x$ 。

企业进行利润最大化选择后,产量 Y' 为 $1+x$,排污量 Q' 为 $1+\alpha x$,企业获得的超额利润 π^0 的实际值(以实际产出计量)为:

$$\pi^0 = Y' - Y = (1+x) - 1 = x \quad (1)$$

其中, x 为行贿比例 θ 以及环境规制放松程度 C' 的函数。

(2)接下来,我们求解博弈第二阶段地方政府环境规制放松的程度。地方政府并不是中性政府,而是追求私利的。胡军和郭峰(2014)指出地方政府官员的效用取决于两方面:经济利益

^①文中除了变量 θ 、 x 以及 A 外,其余均为外生变量。 θ 、 x 以及 A 分别为博弈第一、二、三阶段可选择变量。

和政治利益。地方政府官员作为理性的经济人,难免会追求自己现实的经济利益(Buchanan, 1995),如在职消费、挪用公款和收受贿赂等,形成“攫取之手”。同时,地方政府官员作为政治参与者,有很强的动力去追求政治晋升,特别是在中国,地方政府官员一旦离开政治市场,很难找到其他政治机会,因此面临着锁定效应(lock-in),不得不以最大的努力寻求晋升机会(周黎安, 2007)。在本文的研究框架下,地方政府官员接受企业的贿赂将带来直接的经济利益,而地方政府下辖企业生产所推动的经济增长,在当前以 GDP 为核心的官员晋升考核机制下,将为地方政府官员带来政治利益。为此,本文将地方政府的效用函数表示为如下线性形式:

$$U = \theta\pi^0 + \lambda Y' \quad (2)$$

其中, $\theta\pi^0$ 表示地方政府官员获得的贿赂收入, Y' 为地区经济增长,经济增长越快,地方政府官员获得政治晋升的概率越高,其带来的期望政治收益也越大;因此,本文假设 $\lambda > 0$ 。同时, λ 也反映了地方政府官员对政治利益与经济利益的相对关注程度, λ 越大,表示地方政府官员对政治晋升更为看重;反之,则更看重经济利益。

当地方政府放松环境规制时,企业将选择更具污染性的技术进行生产,整个社会的排污量将增加,对社会造成的负面影响也将增大,中央政府则更容易发现地方政府并没有严格对企业进行环境监管。我们假设地方政府被发现放松监管的概率为:

$$P = p(Q' - Q) = p\alpha x \quad (3)$$

其中, $p > 0$ 。 $Q' - Q$ 表示超标的环境污染,其值越大,则被中央政府发现的概率越高; p 反映了中央政府对地方政府的监管力度或被第四方(公众、媒体等)曝光的力度,该值较大时,即使地方政府稍微放松环境监管,也将很可能被中央政府发现。为了便于分析,本文假设,如果中央政府发现地方政府放松环境规制,那么将没收地方政府官员的贿赂所得并且不予其政治晋升机会。因此,地方政府如果接受企业贿赂并放松环境规制获得的期望效用为:

$$E(U) = (1 - P)U \quad (4)$$

将(1)式、(2)式和(3)式代入(4)式可得:

$$E(U) = (1 - p\alpha x)[\theta x + \lambda(1 + x)] \quad (5)$$

地方政府官员选择环境规制放松的程度以最大化自己的效用,对(5)式关于 x 求导,可以得到最优的环境规制放松程度为:

$$C^*(\theta) = 1 + x^* = 1 + [\theta + (1 - p\alpha)\lambda] / 2p\alpha(\theta + \lambda) \quad (6)$$

上式进一步关于 θ 求导,可得:

$$\partial C^*(\theta) / \partial \theta = \lambda / 2(\theta + \lambda)^2 > 0 \quad (7)$$

该式说明地方政府对企业的环境规制放松程度 C 会随着企业向地方政府官员行贿比例 θ 的增大而增大。在均衡时,企业行贿比例越高,从侧面反映地方政府官员的贪腐程度也越高。也就是说,随着地方政府官员贪腐程度的加深,地方政府对环境规制越宽松,该地区的环境污染就越严重。总结而言,可以得到下面的命题:

命题 1: 地方政府和企业之间的合谋加剧了地区的环境污染,企业的行贿比例越高,反映出地方政府官员的贪腐程度越高,从而使得地区环境污染越严重;反之则反是。

(3) 求解博弈第一阶段企业的决策——最优行贿比例。由政府的最优反应函数(6)式可知企业选择的最优技术水平也为 $C^*(\theta)$, 此时企业产量和污染量的值均为 $C^*(\theta)$ 。企业的超额利润函数为:

$$\pi^0(\theta) = [\theta + (1 - p\alpha)\lambda] / 2p\alpha(\theta + \lambda) \quad (8)$$

企业用 θ 比例的超额利润向地方政府官员行贿,此时超额利润中企业留存的利润 π 为:

$$\pi = (1 - \theta)\pi^0(\theta) \quad (9)$$

企业最优决策是选择合适的行贿比例 θ 以最大化留存利润 π 。由(9)式的一阶条件可得企业的最优行贿比例:

$$\theta^* = \sqrt{p\alpha(\lambda^2 + \lambda)} - \lambda \quad (10)$$

若要使上式中的 $\theta^* \in [0, 1]$, 参数 p 与 λ 需要满足条件: $0 \leq \lambda \leq \min(1, \alpha p) / |1 - \alpha p|$ 。此条件的直观含义是, 当地方政府官员越不看重政治晋升时(λ 值越小, 说明政治晋升给地方政府官员带来的效用越低), 地方政府和企业间进行合谋的可能性越大。

将(10)式代入(6)式可得均衡时政府的环境规制放松程度, 同时可得均衡时企业的产量以及环境污染量:

$$C^* = Y^* = 1 + (1/2p\alpha) - [\lambda/2\sqrt{p\alpha(\lambda^2 + \lambda)}] \quad (11)$$

$$Q^* = 1 + (1/p\alpha) - [\lambda/\sqrt{p\alpha(\lambda^2 + \lambda)}] \quad (12)$$

对(11)式和(12)式关于 p 求导, 计算可得:

$$\partial C^* / \partial p = \partial Y^* / \partial p = \partial Q^* / \partial p < 0 \quad (13)$$

可见, 随着中央政府对地方政府的监管力度或环境污染问题被第四方(公众、媒体等)曝光力度的增强, 地方政府对企业的环境规制力度将增加, 整个社会的环境污染水平将下降; 与此同时, 经济增长也将放缓。我们可以总结出如下命题:

命题 2: 中央政府对地方政府的监管力度或环境污染问题被第四方(公众、媒体等)曝光的力度影响着环境污染程度。监管力度或曝光力度越强, 环境污染程度就越弱, 但这也导致经济放缓; 反之, 力度越弱, 环境污染问题就越严重, 但这会伴随着经济高增长。中央政府面临着环境污染与经济增长之间的两难抉择。

根据以上讨论, 从政企合谋的视角, 我们就不难理解中国目前高增长、高污染、高腐败等诸多现象并存的经验事实。在接下来的部分我们将利用中国的省级面板数据检验理论模型的核心结论——政企合谋加剧了地方环境污染, 即政企合谋程度越深, 地方环境污染越严重。

三、计量模型、变量选择与描述性分析

(一) 检验模型的设定。为了检验政企合谋是否会对地区环境污染产生影响, 我们设立以地区环境污染程度为被解释变量、政企合谋指标为主要解释变量的回归模型。根据现有研究地区环境污染的文献, 我们还控制了其他可能产生影响的因素。本文基准模型如下:

$$POLLUTION_{it} = \beta_0 + \beta_1 COLLUTION_{it} + \beta_2 X_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad (14)$$

其中: 下标 i 和 t 分别表示省份和年份, $POLLUTION_{it}$ 表示环境污染程度, $COLLUTION_{it}$ 则是反映政企合谋的指标, 它是本文的核心解释变量, X_{it} 为一组可能对地区环境污染有影响的控制变量, v_i 用于捕捉无法观测的个体固定效应, ϵ_{it} 是扰动项。

(二) 指标的选取。

1. 被解释变量: 环境污染程度。由于中国的环境污染主要源自于工业生产, 所以众多的学者采用工业三废中的一个或几个具体污染排放物指标代表整体的环境污染水平。基于已有文献, 并考虑到样本数据的可得性, 本文同时选取工业“废水”、工业“废气”以及工业“固体废弃物”排放量作为环境污染指标。考虑到排污绝对量较高的地区可能也是社会总产出较高的地区, 为了消除这种影响, 我们使用单位 GDP 的工业“废水”(WATER)、“废气”(GAS)和“固体废弃物”(SOLID)排放量来衡量环境污染程度。

2. 核心解释变量: 政企合谋指标。由于政企合谋是一种隐藏信息或隐秘行动(张莉等, 2013), 无法直接被观察到, 如何度量政企合谋就成为实证研究的一个难题。现有实证文献寻找合谋指标的核心思想是: 当我们观察到一些事件出现的时候, 我们认为现实中发生政企合谋的概率更高, 因此这些定性或定量的事件可以作为政企合谋的代理指标(聂辉华和蒋敏杰, 2011)。本文遵循这一指标构建的思路, 首先选取了每百万人口中贪污、贿赂和渎职等案件立案数(简称“贪腐立案数”)(CORRUPT)作为政企合谋的代理指标。虽然政府公职人员贪污、贿赂或渎职等案件背后并不一定都是政府和企业合谋的案例; 但是我们认为, 如果某地区或某时间段公职人员贪污、贿赂或渎职案件频发, 那么该地区政府官员与企业之间合谋的概率就越高。这是因为政府公职人员贪腐行为具有很强的传染性(汪伟等, 2013): 一方面, 当贪腐行为泛滥时, 那些潜在行贿和受贿者从事贪腐而产生的负罪感将会下降, 从而使得贪腐行为增加并导致政企勾结的可能性进一步增大, 政企勾结的增加又加深了整体贪腐程度; 另一方面, 当贪腐行为泛滥时, 单个贪腐官员被查处的概率将降低, 由于“法不责众”的心理, 将进一步促进官员的腐败活动。总之, 在贪腐行为的传染机制作用下, 整体贪腐行为的加剧将助长政府和企业合谋这一具体形式的贪腐行为。

现有文献(聂辉华和蒋敏杰, 2011; 张莉等, 2013)大多从地方政府官员的个人特征入手, 寻找政企合谋的代理变量。本文也从官员个人特征出发, 选择代理政企合谋的变量做稳健性分析。具体地, 我们选择各省省长的任期(TENURE)以及上任之前是否有两年以上的企业工作经验这一虚拟变量(FIRM)作为政企合谋的代理变量。一般而言, 地方领导的任期会影响到其与企业的关系, 任期越长, 其与地方企业越容易建立起“利益型关系网络”(陈刚和李树, 2012), 合谋就越容易发生。而具有企业工作经历的地方领导则更了解企业的生产经营管理流程, 这也将影响其与企业之间建立合谋关系的概率(聂辉华和蒋敏杰, 2011)。

3. 控制变量。根据现有研究文献, 本文还控制了如下变量的影响: (1) 经济发展水平(RPGDP), 用各省地区生产总值的人均值来反映, 并使用各省历年 GDP 平减指数进行通胀处理。(2) 外商直接投资(FDI), 用外商直接投资额占 GDP 的比值衡量。(3) 贸易开放度(OPEN), 采用进出口总值与 GDP 比值来度量。(4) 产业结构(STRUCT), 用工业增加值占 GDP 的比重来衡量。

(三) 数据来源和描述性分析。本文环境污染相关数据来自历年《中国环境年鉴》和《中国环境统计年鉴》; 贪污、贿赂和渎职等案件立案数数据来自历年《中国检察年鉴》; 官员特征数据均根据人民网、新华网等权威网站公布的官员资料整理而得; 其他数据均来自《新中国六十年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。我们最终选取了中国 28 个省市 1991—2010 年间的面板数据对本文的核心假说进行实证检验。其中, 重庆市合并到四川省进行分析, 海南和西藏由于数据不全而没有包含在内。表 1 报告了主要变量的描述性统计特征。

表 1 变量的描述性统计

变量	解释说明	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
WATER	工业“废水”排放量/GDP	吨/万元	560	30.476	32.735	0.581	212.820
GAS	工业“废气”排放量/GDP	标立方米/元	560	2.179	1.460	0.337	10.212
SOLID	工业“固体废弃物”排放量/GDP	吨/万元	560	6.367	15.502	0	151.798
CORRUPT	贪腐立案数/百万人口	件/百万人	560	45.409	27.344	4.812	179.030
TENURE	省长任期	年	560	3.259	2.146	1	13
FIRM	是否有两年以上企业工作经验	—	560	0.502	0.500	0	1
FDI	外商直接投资总额/GDP	%	560	0.032	0.032	0.000	0.194
RPGDP	人均实际 GDP	千元/人	560	3.560	3.639	0.440	26.417
OPEN	进出口贸易总额/GDP	%	560	0.308	0.417	0.003	2.172
STRUCT	工业增加值/GDP	%	560	0.378	0.106	0.004	0.731

表 2 报告了主要变量的相关系数,各变量之间相关系数的绝对值均小于 0.7,进一步考察方差膨胀因子,我们发现所有解释变量的方差膨胀因子均小于 4,不超过 10,根据经验法则说明本文解释变量之间并不存在严重的多重共线性问题。

表 2 主要解释变量的相关系数

变量	1	2	3	4	5
<i>CORRUPT</i>	1.0000				
<i>RPGDP</i>	0.1357	1.0000			
<i>FDI</i>	-0.2649	0.3369	1.0000		
<i>OPEN</i>	-0.0523	0.5853	0.6362	1.0000	
<i>STRUCT</i>	0.0622	0.2991	0.2821	0.1532	1.0000

图 2 至图 4 分别描绘了以每百万人口中贪污、贿赂和渎职等案件立案数度量的政企合谋变量与单位 *GDP* 工业“废水”、“废气”和“固体废弃物”排放量之间的关系图。简单的趋势分析显示,政企合谋对地区工业“三废”的排放有明显的正向促进作用。这为我们的理论分析结论提供了初步的经验支持,但政企合谋对环境污染的影响机制是复杂的,我们还需要通过计量模型来进行更严格的论证。

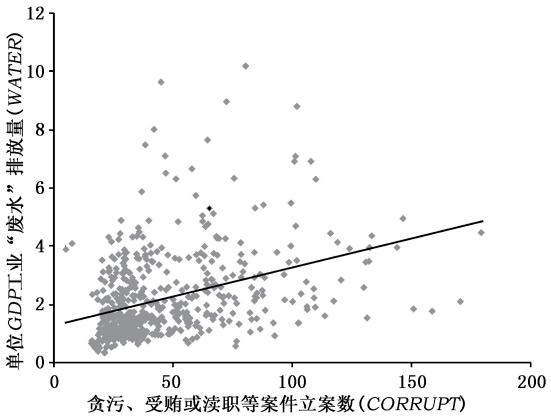


图 2 政企合谋与工业“废水”排放散点图

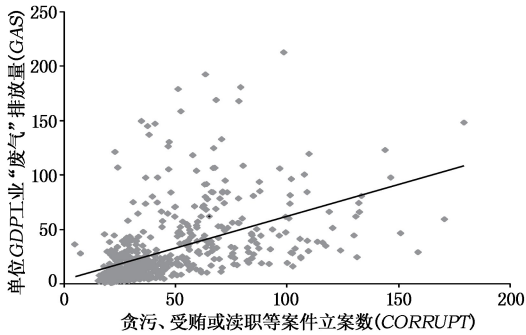


图 3 政企合谋与工业“废气”排放散点图

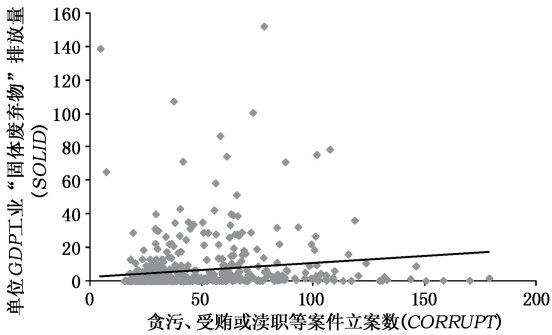


图 4 政企合谋与工业“固体废弃物”排放散点图

四、政企合谋影响环境污染的实证检验

(一)普通面板模型分析。对面板数据模型而言,基准模型中的 v_i 是各省份的属性特征,反映了省际之间不可观测的差异,它可能与模型中其他解释变量相关。如果将 v_i 和 ϵ_{it} 一起看作是模型的扰动项,模型的解释变量有可能存在内生性问题,普通最小二乘回归结果可能是非一致的。对于由于 v_i 和模型其他解释变量相关所造成的内生性,通常的做法是采用去组间均值消掉非时变的 v_i 。如果 v_i 与模型其他解释变量不相关,则可以采用随机效应模型进行估计。然而, v_i 无论是否与模型中其他解释变量相关,固定效应模型的参数估计量总是一致;而当 v_i 与模型中其他解释变量不相关时,随机效应模型更有效,在下文中我们通过 Hausman 检验来选择合适的模型设定。

使用单位 *GDP* 的工业“废水”排放量作为环境污染指标,贪腐立案数作为政企合谋代理变量,得到普通面板模型的最小二乘估计结果见表 3 第(1)–(3)列。在估计之前,我们首先对模型进行了检验,面板模型设定 *F* 检验均在 1% 的显著性水平下拒绝了模型无个体效应的原假设,这

表明使用混合最小二乘回归是不合适的。*Hausman* 检验在 1% 的显著性水平下拒绝了随机效应模型有效的零假设,因此应该使用固定效应回归模型。第(1)列中我们没有加入控制变量,此时贪腐立案数指标的系数显著为正,这表明政企合谋确实加剧了地方环境污染,政企合谋越严重的地区,地方环境污染问题越严重。这初步验证了前文的理论分析结果。不过,这种关系可能是由于其他因素综合影响的结果,为了排除其他因素的干扰,我们需要引入其他可能影响环境污染的控制变量。第(2)列和第(3)列为逐步引入其他控制变量的结果,在添加了若干控制变量之后,政企合谋对地方环境污染程度的影响,除了在影响力上略有下降外,在方向和显著性上并没有变化。

当使用单位 *GDP* 的工业“废气”和“固体废弃物”排放量作为环境污染指标时,估计的结果见表 3 第(4)列至第(9)列。对比第(1)—(3)列发现,贪腐变量系数依然为正,并且在 1% 的显著性水平下显著,模型其他解释变量系数的方向和显著性与第(1)—(3)列基本一致。初步的检验结果证实了本文的核心理论假说,即政企合谋确实加剧了地方环境污染程度,政企合谋越严重的地区,环境污染问题也越严重。

在控制变量方面,外商直接投资有利于降低地方环境污染程度,这说明“污染天堂假说”对中国并不成立。正如盛斌和吕越(2012)所指出的,外商直接投资对环境的影响取决于规模效应、结构效应和技术效应这三种效应综合作用的结果,*FDI* 有利于减少我国工业的污染排放,其主要原因可能在于 *FDI* 通过技术引进与扩散带来的正向技术效应超过了负向的规模效应与结构效应。环境污染与经济发展水平之间存在负向关系,即随着经济的发展,环境污染问题将趋于好转,这可能是由于随着经济的发展,环境治理的技术改进,并且环保意识增强,导致环境污染下降。贸易开放程度对环境污染有着正向促进作用,这可能是由于在国际贸易中,我国进口的多是高技术含量的产品,而我国出口的产品中更多是低技术含量产品(如服装、玩具等),这些产品的生产将消耗更多的生态资源,造成更大的环境污染。工业增加值占比越高,地方环境污染程度越低,这也可能是因为工业增加值占比较高的地区其技术水平也更高,在环保方面具有更优的绩效(李胜兰等,2014),从而环境污染程度更低;此外,这也可能归因于产业的转移,高污染的行业被迁出,低污染的行业被保留下来。

表 3 基本回归结果

	工业“废水”(WATER)			工业“废气”(GAS)			工业“固体废弃物”(SOLID)		
	(1)FE	(2)FE	(3)FE	(4)RE	(5)RE	(6)RE	(7)RE	(8)RE	(9)RE
<i>CORRUPT</i>	0.796 *** (18.78)	0.615 *** (11.98)	0.621 *** (12.31)	0.023 *** (16.16)	0.019 *** (11.10)	0.019 *** (10.82)	0.115 *** (5.13)	0.083 *** (3.11)	0.0842 *** (3.11)
<i>FDI</i>		-466.571 *** (-8.57)	-477.085 *** (-8.88)		-14.028 *** (-7.71)	-15.278 *** (-8.31)		-89.909 *** (-3.35)	-98.621 *** (-3.47)
<i>RPGDP</i>		-3.489 *** (-6.61)	-3.567 *** (-6.17)		-0.082 *** (-4.67)	-0.110 *** (-5.56)		-0.664 *** (-2.63)	-0.774 ** (-2.55)
<i>OPEN</i>			15.395 ** (2.13)			0.884 *** (3.73)			6.387 * (1.93)
<i>STRUCT</i>			-86.239 *** (-4.70)			-0.895 (-1.44)			-28.333 *** (-3.11)
常数项	-5.679 *** (-2.60)	29.898 *** (6.69)	58.054 *** (7.42)	1.126 *** (5.14)	2.040 *** (8.58)	2.272 *** (7.00)	1.166 (0.61)	7.815 *** (3.18)	17.177 *** (4.37)
观测值	560	560	560	560	560	560	560	560	560
组别	28	28	28	28	28	28	28	28	28
R^2	0.3992	0.4943	0.5187	0.3303	0.4032	0.4239	0.0502	0.0659	0.0937
面板设定 <i>F</i>	8.32	9.55	10.50	34.75	29.17	30.84	8.55	6.26	6.70
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
<i>Hausman</i>	41.19	40.42	59.92	1.02	0.20	3.74	2.01	0.64	4.67
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.311]	[0.977]	[0.588]	[0.156]	[0.888]	[0.458]

注:(1)()内数值为 *t* 值或 *z* 值,[]内数值为相应检验统计量的 *p* 值。下表同。(2)*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表同。(3)FE 表示固定效应回归,RE 表示随机效应回归。

在本文的理论模型部分我们已经提到,政府官员的贪腐行为和地方环境污染之间可能存在着双向影响。存在减排压力的企业可能通过各种方式和各种渠道向地方政府官员行贿

来获取环境规制的放松,导致泛滥的贪腐现象和严重的环境污染。在企业向地方政府官员行贿的过程中,政府官员受到经济利益和政治利益的驱使,也将有动力去接受企业的行贿。同时地方政府官员也会考虑到放松环境污染规制的程度可以为自己带来经济利益,从而会主动放松环境规制,带来环境污染。因此在考察以贪腐指标代理政企合谋时必须考虑这种双向影响引致的内生性问题。

解决内生性问题最常见的方法就是选择合适的工具变量。虽然为贪腐变量选择合适的工具变量非常困难,但在面板数据模型下存在着很好的候选:变量的滞后值。前期的贪腐行为与当期贪腐行为是有较大相关性的,但是当期的环境污染无法对前期的贪腐行为产生影响,从而适合作为工具变量。具体地,本文使用贪腐指标的滞后 1 期和 2 期作为工具变量,采用两阶段最小二乘回归重新估计模型,工具变量回归结果如表 4 所示,在使用工具变量进行估计的同时,我们做了相应的 *D-W-H* 内生性检验,除了表 4 第(5)列对应的模型在 10% 的显著性水平下显著,其他模型基本上均在 5% 的显著性水平下拒绝了解释变量没有内生性的零假设,从而说明我们采用工具变量处理内生性问题的做法是合理的。从表 4 的结果可以看出,在解决了贪腐变量可能存在的内生性问题之后,贪腐变量对环境污染影响的方向以及显著性依然保持不变;对比估计系数还发现,工具变量方法纠正了对贪腐变量系数的高估。模型中其他变量估计系数的方向和显著性也没有太大的变化。

表 4 考虑内生性问题后使用工具变量的 2SLS 回归结果

	工业“废水”(WATER)			工业“废气”(GAS)			工业“固体废弃物”(SOLID)		
	(1) 2SLS-FE	(2) 2SLS-FE	(3) 2SLS-FE	(4) IV-RE	(5) IV-RE	(6) IV-RE	(7) IV-RE	(8) IV-RE	(9) IV-RE
<i>CORRUPT</i>	0.624*** (18.31)	0.516*** (10.81)	0.526*** (11.18)	0.016*** (11.66)	0.014*** (6.97)	0.014*** (7.02)	0.106*** (4.52)	0.095*** (3.04)	0.098*** (3.12)
<i>FDI</i>		-135.549*** (-3.39)	-134.935*** (-3.40)		-4.391*** (-2.73)	-5.222*** (-3.19)		-57.829** (-2.46)	-57.687** (-2.26)
<i>RPGDP</i>		-1.807*** (-4.77)	-1.720*** (-4.10)		-0.045*** (-3.01)	-0.062*** (-3.57)		-0.374* (-1.76)	-0.349 (-1.31)
<i>OPEN</i>			7.311 (1.54)			0.501*** (2.61)			2.348 (0.84)
<i>STRUCT</i>			-49.479*** (-4.18)			-0.056 (-0.11)			-18.524** (-2.52)
常数项	-3.610** (-2.32)	12.403*** (3.59)	28.177*** (5.44)	1.270*** (6.27)	1.688*** (7.63)	1.641*** (5.93)	0.114 (0.07)	3.945* (1.82)	10.023*** (3.11)
观测值	504	504	504	504	504	504	504	504	504
组别	28	28	28	28	28	28	28	28	28
<i>R</i> ²	0.4015	0.4637	0.4840	0.2381	0.2587	0.2732	0.0580	0.0634	0.0645
<i>Hausman</i>	492.07	85.34	44.29	0.28	2.91	6.23	1.26	1.37	4.10
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.599]	[0.405]	[0.183]	[0.262]	[0.713]	[0.534]
<i>D-W-H</i>	31.767	14.759	16.251	7.349	3.013	4.523	35.370	25.068	26.175
内生性检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.007]	[0.083]	[0.033]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

注:2SLS-FE 表示固定效应 2SLS 回归,2SLS-RE 表示随机效应 2SLS 回归。

(二)空间面板模型分析。普通面板模型可以控制不随时间变化的地区固定效应,通过工具变量法可以解决解释变量内生性问题,从而得到一致估计结果。但是普通面板模型背后有一个隐含的假设,即各个地区环境污染程度是相互独立的。但正如 Anselin(1988)指出的“几乎所有的空间数据都具有空间依赖性 or 空间自相关的特征”,如果忽略这种空间相关性的影响,模型估计将是有偏的或产生错误的参数检验。对地区环境污染问题的研究亦是如此。地区之间的环境污染确实存在空间相关性,概括而言,主要在于以下几点:一是某地区的环境质量会由于风向和水流等客观因素影响,使得邻近地区的污染排放受到影响(许和连和邓玉萍,2012);二是各地区在承接产业转移的过程中,那些对环境造成较大伤害的产业也会随之转移,这将导致地区环境污染空间联动;三是从政治晋升锦标赛角度来看,在以 GDP 为核心的相对绩效考核体制下,放松环境规制也是促进当地 GDP 的竞争手段,那么地区之间

的环境规制政策将存在策略互动性,从而地区之间的环境污染形成关联。一些学者从实证角度也证实了环境污染空间自相关性确实存在(杨海生等,2008;许和连和邓玉萍,2012)。

为了刻画地方环境污染在地区间的空间相关性,我们构造空间面板模型,进一步考察政企合谋对环境污染的影响。具体地,实证模型表达式为:

$$Y_{it} = \lambda (WY)_{it} + \beta X_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T \quad (15)$$

其中, Y_{it} 为地区 i 第 t 年的环境污染程度; W 为给定的 $n \times n$ 阶空间权重矩阵,其元素 w_{ij} 表示地区 i 和地区 j 之间的空间关系; $(WY)_{it}$ 是空间滞后项,由于 W 的主对角线为 0,且是行标准化的常数矩阵,所以空间滞后项 $(WY)_{it}$ 可以解释为除地区 i 以外其他相邻地区在 t 年的平均环境污染程度; X_{it} 为包含政企合谋变量的一组影响地方环境污染的协变量。 β 和 λ 为模型待估参数,其中 β 刻画了协变量对地方环境污染的边际影响; λ 则反映了地区环境污染之间的空间关联性。 v_i 表示不随时间变化的地区效应; ϵ_{it} 则代表扰动项;为记号简便,我们将式(15)写成向量形式:

$$Y_t = \alpha + \lambda WY_t + X_t \beta + A + \epsilon_t \quad (16)$$

其中, X_t 是 $n \times k$ 维矩阵; Y_t 、 A 和 ϵ_t 均为 n 维列向量,其中 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})'$, $A = (v_1, v_2, \dots, v_n)'$, $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{nt})'$ 。

对模型(16),主要有两种估计方法:广义空间两阶段最小二乘法(GS2SLS)和最大似然估计法(MLE)。两种估计方法各有优劣:GS2SLS 方法不对随机误差 ϵ_t 作任何可能错误的假定,因而对潜在的数据过程保持稳健,但其并未最好地利用数据信息。MLE 方法在扰动项分布函数设定正确的情况下一致且渐进有效,不过在错误设定的情况下其估计结果可能不一致。当模型中除空间滞后项外还存在其他内生性解释变量时,MLE 方法不再适用,而应该使用 GS2SLS 方法,在解决空间滞后项导致的内生性问题的同时,解决其他解释变量的内生性问题。本文将使用 GS2SLS 方法进行空间面板模型的估计。

在使用 GS2SLS 方法之前,首先消除式(16)中的地区固定效应以避免省份固定效应和省份特征变量统计相关所带来的估计偏差问题,得到如下表达式:

$$Y_t^* = \lambda WY_t^* + X_t^* \beta + \epsilon_t^*, t = 1, 2, \dots, T \quad (17)$$

其中, $Y_t^* = Y_t - \bar{Y}_t$, $\bar{Y}_t = \sum_{i=1}^n Y_{it} / T$; X_t^* 和 ϵ_t^* 的转换方式与 Y_t^* 类似。由于 WY_t^* 和 ϵ_t^* 之间潜在的相关性,对式(17)直接运行 OLS 会导致参数估计的有偏和不一致。Kelejian 和 Prucha(1998)建议使用 $[WX_t^*, W^2 X_t^*]$ 作为 WY_t^* 的工具变量,使用两阶段最小二乘估计可以得到 λ 的一致估计量。对协变量 X_t 包含内生变量的情形,记对应的工具变量为 Z_t (包含 X_t 中其他外生变量),则使用 $[WZ_t^*, W^2 Z_t^*]$ 作为 WY_t^* 的工具变量, Z_t^* 作为 X_t^* 的工具变量,进行两阶段最小二乘估计,其中 Z_t^* 的转换方式与 Y_t^* 类似。

准确度量个体之间的空间相关关系、构造恰当的空间权重矩阵 W 也是空间计量实证研究的关键。根据上文导致地区环境污染空间相关的机制分析,空间邻近地区的环境污染将很可能出现空间自相关。为此,本文的空间权重矩阵设置如下:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 相邻} \\ w_{ij} = 0, & \text{其他} \end{cases} \quad i, j = 1, 2, \dots, n, i \neq j$$

在使用空间模型进行实证分析前,我们进行了空间相关性 LM 检验,结果显示环境污染确实存在一定的空间相关性,说明我们需要在模型中包含空间滞后项。表 5 报告了分别使用单位 GDP 的工业“三废”排放量作为衡量环境污染的指标和以贪腐立案数作为政企合谋代理变量的空间面板模型回归结果。考虑到贪腐行为可能存在的内生性问题,使用其滞

后 1 期和 2 期作为工具变量,采用广义空间两阶段最小二乘估计方法进行估计。估计结果显示空间滞后项的系数显著为正,进一步说明地区之间环境污染确实存在空间相关,并且表现出空间集聚性,高污染的地区之间相互邻近,低污染的地区之间也相互邻近。

贪腐立案数指标的系数显著为正,这与普通面板模型的估计结果一致,进一步说明了政企合谋确实加剧了地区环境污染程度,并且政企合谋程度越深的地区,环境污染越严重。模型中除了产业结构变量系数由之前的负值转变为正值之外,其他控制变量的估计结果也与前述结果大致相同。工业增加值比重越高的地区,环境污染越严重,其原因可能是我国各省份之间存在着污染密集型产业的空间转移,这种转移具有一定的“负外部性”,即对本地污染减少有利但会加剧转入省份的环境污染。在控制不同省份产业结构之间空间联系的条件,产业结构对环境污染的影响就由负变正。这也证实了“污染天堂”现象在我国区域层面是存在的。

表 5 空间面板模型的 GS2SLS 回归结果

	工业“废水”(WATER)			工业“废气”(GAS)			工业“固体废弃物”(SOLID)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
空间滞后项	0.104 *** (11.60)	0.111 *** (13.12)	0.098 *** (10.29)	0.100 *** (8.01)	0.119 *** (11.03)	0.069 *** (5.16)	0.100 *** (3.04)	0.111 *** (4.08)	0.110 *** (4.19)
CORRUPT	0.898 *** (13.11)	0.952 *** (11.87)	0.862 *** (9.70)	0.075 *** (9.59)	0.074 *** (8.37)	0.051 *** (5.45)	0.061 *** (3.62)	0.099 *** (4.55)	0.086 *** (3.49)
FDI		-43.349 (-0.71)	-31.070 (-0.42)		-24.962 *** (-3.34)	-33.971 *** (-3.91)		-56.744 *** (-3.27)	-74.840 *** (-3.58)
RPGDP		-1.087 ** (-2.45)	-1.754 ** (-2.32)		-0.144 *** (-2.62)	0.020 (0.26)		-0.034 (-0.28)	-0.283 (-1.46)
OPEN			-6.229 (-0.88)			-0.943 (-1.21)			2.774 (1.47)
STRUCT			33.898 ** (2.52)			9.603 *** (5.49)			3.681 (1.12)
观测值	504	504	504	504	504	504	504	504	504
组别	28	28	28	28	28	28	28	28	28
R ²	0.7992	0.8043	0.8056	0.6575	0.6703	0.6986	0.2289	0.2473	0.2576
LM 检验	270.95 ***	266.95 ***	203.84 ***	172.37 ***	133.25 ***	21.48 ***	92.71 ***	83.49 ***	71.71 ***

注:(1)模型包含地区固定效应。(2)LM 检验服从自由度为 1 的卡方分布。

五、稳健性分析

本文以普通面板模型为起点,逐步加入控制变量,并考虑了贪腐立案数这一代理政企合谋变量的内生性,使用工具变量方法估计得到了与理论分析一致的结论。文中也考虑到地方环境污染可能存在的空间相关性,使用空间面板模型进行研究,得到了与普通面板模型一致的结论。为进一步确保本文分析结论的可靠性,我们从以下两个角度进一步进行稳健性检验。

(一)剔除异常样本点的影响。各个省份的环境污染程度有很大的差别。例如,在本文研究的 1991—2010 年样本区间,以单位 GDP 工业“固体废弃物”排放量平均值来看,山西地区是上海地区的 114 倍。为了剔除极端值的影响,我们分别将污染最严重和最轻微的两个省份剔除,使用剩余 24 个省份的数据进行估计。估计结果见表 6 第(1)列至第(3)列,这里我们依然考虑贪腐立案数变量可能存在的内生性问题,使用其滞后 1 期和 2 期作为工具变量,采用两阶段最小二乘法进行估计。无论是以单位 GDP 工业“废水”、“废气”还是“固体废弃物”排放量作为衡量环境污染的指标,贪腐立案数变量系数均为正,且在 1% 的显著性水平下显著;因此,本文的主要结论并没有受异常样本点的影响。此外,D-W-H 检验统计量也表明工具变量使用是恰当的。其余控制变量的系数符号和显著性水平也与基准模型 2SLS 估计结果基本相同;所以,异常样本点并未给估计结果带来实质性的影响,回归结果对异常样本点是稳健的。

(二)关键指标构造的稳健性。为确保本文构造的关键指标的稳健性,我们分别使用省长的任期(TENURE)以及省长是否有企业工作经历虚拟变量(FIRM)分别作为政企合谋的代理变

量。由于省长的任职期限更多是由中央决定,地区环境污染程度不会是省长任期的决定性因素,环境污染程度也不可能影响省长是否有企业工作经历;因此,我们认为 *TENURE* 与 *FIRM* 在模型中应该是外生变量,我们直接使用普通面板最小二乘方法进行估计,估计结果列于表 6 第(4)列至第(9)列。除第(9)列显著性水平稍差外,我们关注的政企合谋代理变量的系数均在 1% 的显著水平下为正,模型中其他变量的系数符号和显著性也与上文基本一致。从不同的角度构造政企合谋变量,得到了稳健的结论,这进一步印证了政企合谋将加强地区环境污染这一核心结论。^①

表 6 稳健性分析

稳健检验角度 被解释变量	剔除异常值			政企合谋代理变量: <i>TENURE</i>			政企合谋代理变量: <i>FIRM</i>		
	<i>WATER</i> (1)	<i>GAS</i> (2)	<i>SOLID</i> (3)	<i>WATER</i> (4) <i>FE</i>	<i>GAS</i> (5) <i>FE</i>	<i>SOLID</i> (6) <i>RE</i>	<i>WATER</i> (7) <i>FE</i>	<i>GAS</i> (8) <i>RE</i>	<i>SOLID</i> (9) <i>RE</i>
	2SLS-FE	2SLS-RE	2SLS-RE						
<i>CORRUPT</i>	0.543 *** (11.23)	0.014 *** (6.49)	0.104 *** (4.50)						
<i>TENURE</i>				1.823 *** (3.48)	0.071 *** (4.00)	1.249 *** (4.68)			
<i>FIRM</i>							12.710 *** (5.08)	0.248 *** (2.89)	1.926 (1.52)
<i>FDI</i>	-183.518 *** (-4.55)	-5.174 *** (-2.89)	-52.614 *** (-3.20)	-490.156 *** (-8.12)	-15.333 *** (-7.46)	-83.774 *** (-2.97)	-495.125 *** (-8.32)	-15.489 *** (-7.71)	-96.582 *** (-3.38)
<i>RPGDP</i>	-2.005 *** (-4.60)	-0.054 *** (-2.79)	-0.331 * (-1.72)	-7.948 *** (-15.61)	-0.246 *** (-14.16)	-1.291 *** (-5.18)	-7.487 *** (-14.64)	-0.230 *** (-13.12)	-1.246 *** (-4.88)
<i>OPEN</i>	12.421 *** (2.24)	0.546 ** (2.26)	1.744 (0.95)	21.354 *** (2.64)	1.205 *** (4.37)	6.810 ** (2.09)	23.934 *** (3.00)	1.156 *** (4.52)	7.726 ** (2.35)
<i>STRUCT</i>	-46.006 *** (-3.52)	-0.425 (-0.74)	-10.760 ** (-2.22)	-70.109 *** (-3.41)	-0.529 (-0.76)	-23.989 *** (-2.67)	-53.910 *** (-2.62)	-0.054 (-0.08)	-23.827 *** (-2.60)
常数项	26.993 *** (4.66)	1.795 *** (5.49)	5.517 *** (2.61)	88.381 *** (10.62)	3.139 *** (11.08)	16.527 *** (4.34)	79.553 *** (9.30)	3.034 *** (8.93)	19.539 *** (5.06)
观测值	432	432	432	560	560	560	560	560	560
组别	24	24	24	28	28	28	28	28	28
<i>R</i> ²	0.5089	0.2393	0.1163	0.3943	0.3227	0.1150	0.4094	0.3107	0.0820
<i>Hausman</i>	10.66	5.44	3.97	137.23	12.92	5.48	67.61	8.77	5.18
检验	[0.059]	[0.365]	[0.554]	[0.000]	[0.024]	[0.360]	[0.000]	[0.119]	[0.394]
<i>D-W-H</i>	18.285	4.538	8.436						
内生性检验	[0.000]	[0.033]	[0.004]						

六、结论与政策建议

我国在经济高速增长的同时,环境污染也日益严重,环境污染已经对人类的生存和经济的可持续发展构成了根本性的威胁,人们的关注点也从环境污染本身转向引发环境污染的各种原因与机制,以求实现国民经济与生态环境的协调发展。本文借鉴新政治经济学分析框架,抓住地方政府官员和企业在环境污染方面扮演的角色,从地方政府官员与污染企业合谋的视角考察了地区环境污染问题。地方政府官员出于政治利益和经济利益的考虑均有放松环境规制的倾向,而企业为了获得更高的利润有动力去行贿以寻求环境规制的放松,政府官员与企业在追求各自利益的过程中倾向于合谋以逃避上级政府的监管,最终导致地区严重的环境污染问题。我们通过一个简单的动态博弈模型揭示了其中具体的影响机制,同时利用我国 1991—2010 年的省际面板数据对理论模型的核心结论进行了实证检验,检验结果显示地方政府官员与企业间的合谋确实加重了地区环境污染程度。此结论在考虑了内生性、环境污染空间相关以及政企合谋指标构建等问题之后依然成立,显示了结论的稳健性。

上述研究结论对于解决环境污染问题从而实现经济可持续发展有重要的政策指导意义。

首先,必须坚定不移地推进市场化改革,界定好政府与市场的边界。政企合谋的根源在于地方政府控制着太多的资源和权利,在缺乏有效监督的情形下,将逐步演化成为一种寻租和设租的能

^①我们同时也建立空间面板模型进行了稳健性分析,结果仍然稳健。限于篇幅,结果未报告。

力(田国强,2013)。而推进市场化改革,界定好政府与市场的边界,让市场在经济发展运行中发挥主导作用,限制地方政府官员对市场的干预,将减少政企间的合谋,从而降低环境污染。

其次,将环保指标纳入政府评价考核体系,并增加考核的公平公正性。将环境保护纳入到地方政府及官员的政绩考核指标中去,将使地方政府有压力和动力去贯彻环境保护政策,通过鼓励清洁生产和发展循环经济等方式实现经济的可持续发展。而考核的公平公正可以防止政治关系网络等问题,使政府官员更加关注地区环境保护。

再次,组建超部委环境污染治理协调机构。环境资源具有外部性、公共资源和公共物品的特性,本文也证实了环境污染具有空间相关性,即一个地区的环境污染会对其他地区环境产生影响;因此,仅仅依靠地方政府和环保部门治理污染显然无法协调各地区之间的利益,通过设立超部委的环境污染治理机构将有利于解决环境治理过程中区域之间的协调合作难题。

最后,还需要加强中央对地方政府的监督,同时建立公众和社会组织参与机制,提供外部监督。在本文的理论模型中我们就指出,加强中央政府的监督力度或第四方曝光力度将缓解环境污染,其内在机理在于加强监督将降低地方政府与企业合谋而放松环境规制带来的整体收益。郑思齐等(2013)也从实证的角度论证了随着信息(特别是网络信息)可获得性的增强,公众对环境问题的关注度和参与热情将获得提升,这使得地方政府更加关注环境治理问题,从而通过环境治理投资和改善产业结构等方式来改善城市的环境污染状况。

* 上海财经大学研究生科研创新基金项目(CXJJ-2013-455)

参考文献:

- [1]陈刚,李树. 官员交流、任期与反腐败[J]. 世界经济,2012,(2):120—142.
- [2]胡军,郭峰. 企业寻租、官员腐败与市场分割[J]. 经济管理,2013,(11):36—47.
- [3]李胜兰,初善冰,申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济,2014,(4):88—110.
- [4]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]. 经济研究,2011,(6):146—156
- [5]聂辉华,李金波. 政企合谋与经济发展[J]. 经济学(季刊),2007,(1):75—90.
- [6]聂辉华. 政企合谋与经济增长:反思“中国模式”[M]. 北京:中国人民大学出版社,2013.
- [7]彭水军,包群. 环境污染、内生增长与经济可持续发展[J]. 数量经济技术经济研究,2006,(9):114—126.
- [8]盛斌,吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. 中国社会科学,2012,(5):54—75.
- [9]田国强. 中国改革的未来之路及其突破口[J]. 比较,2013,(1):53—72.
- [10]田国强,程旭东. 生态文明体制改革与环境污染治理[R]. 上海财经大学高等研究院政策研究报告,2014.
- [11]汪伟,胡军,宗庆庆,等. 官员腐败行为的地区间策略互动:理论与实证[J]. 中国工业经济,2013,(10):31—43
- [12]熊艳,王岭. 企业寻租、环境污染与规制优化:一个两阶段博弈分析[J]. 产业经济评论,2011,(2):131—140.
- [13]许和连,邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界,2012,(2):30—43.
- [14]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.
- [15]张莉,高元骅,徐现祥. 政企合谋下的土地出让[J]. 管理世界,2013,(12):43—51.
- [16]郑思齐,万广华,孙伟增,等. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界,2013,(6):72—84.
- [17]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究,2004,(6):33—40.
- [18]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究,2007,(7):36—50.
- [19]Anselin L. Spatial econometrics: Methods and models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic, 1998.

- [20] Buchanan J. Federalism as an ideal political order and an objective for constitutional reform[J]. *Publius*, 1995, 25(2):19—27.
- [21] Fredriksson P G, Svensson J. Political instability, corruption and policy formation: The case of environment policy[J]. *Journal of Public Economics*, 2003, 87(7):1383—1405.
- [22] Grossman G, Krueger A. Economics growth and the environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110 (2):353—377.
- [23] Kelejian H H, Prucha I R. A generalized spatial two-stage least squares procedures for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances[J]. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1998, 17(1):99—121.
- [24] Keller W, Levinson A. Pollution abatement costs and foreign direct investment inflow to U.S. states[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(4):691—703.
- [25] Qian Y, Roland G. Federalism and the soft budget constraint[J]. *American Economic Review*, 1998, 88 (5):1143—1162.

On Environmental Pollution from the Perspective of Government-enterprise Collusion: Theoretical and Empirical Analysis

LONG Shuo¹, HU Jun^{2,3}

(1.School of Statistics and Management, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2.Shanghai Finance Institute, Shanghai 200002, China; 3.Shanghai Branch, Industrial and Commercial Bank of China, Shanghai 200120, China)

Abstract: Ecological and environmental problems have become an important factor affecting the sustainable development of Chinese economic and social stability. According to the enterprises' motives for profit maximization and local government officials' dual consideration on political and economic interests, this paper constructs a dynamic game model to portray the internal mechanism leading to environmental pollution from the perspective of government-enterprise collusion; under information asymmetry between central and local governments, enterprises have the motive for bribing local governments to seek the release of environmental regulation, thereby expanding the production, and local governments taking political and economic interests into account have the motives for releasing environmental regulation and helping enterprises to expand the production, thereby forming the government-enterprise collusion and intensifying environmental pollution. Furthermore, based on the panel data of 28 provinces in China from 1991 to 2010, it constructs ordinary panel model and spatial panel model to test the theoretical hypotheses. It confirms the key conclusion that the government-enterprises collusion intensifies environmental pollution. Therefore, an important measure to solve the problem of environmental pollution is to solve the information asymmetry between central and local governments and avoid government-enterprise collusion through dual supervision of supervision authorities or the public.

Key words: environmental pollution; government-enterprise collusion; promotion tournament (责任编辑 许 柏)