

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0035

**政企合谋视角下的环境污染：  
理论与实证研究**

龙 硕 胡 军

2014 年 8 月 1 日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

# 政企合谋视角下的环境污染：理论与实证研究<sup>①</sup>

龙硕<sup>1</sup> 胡军<sup>2,3</sup>

(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以及社会稳定的重要因素。本文从政企合谋的角度分析了导致地方环境污染的内在机制,企业的逐利性使得其有动力向地方政府行贿以寻求环境规制的放松,从而扩大生产;而地方政府无论是基于政治利益还是经济利益的考量都有激励放松环境规制,帮助企业扩大生产,从而在中央和地方信息不对称的情形下,地方政府和企业就容易形成合谋,进而加剧环境污染。本文构建了一个动态博弈模型刻画其中的机理,并进一步运用中国 28 个省份 1991-2010 年的面板数据证实了政企合谋将加剧地区环境污染这一核心结论。本文研究结果表明,解决环境污染问题的一个重要举措就是通过监督机构或公众的监督,解决中央和地方信息不对称,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

**文献标识码:** A

## Study on Environmental Pollution from the Perspective of Collusion between Government and Enterprises: Theory and Empirical Analysis

SHUO LONG<sup>1</sup> JUN HU<sup>2,3</sup>

(1. Shanghai University of Finance and Economics,

Shanghai, 200433;

2. Shanghai Finance Institute,

Shanghai, 200002;

3. Industrial and Commercial Bank of China, Shanghai Municipal Branch,

Shanghai, 200120)

**Abstract:** Environmental problems have become an important factor affecting the sustainable development of Chinese economic and social stability. This paper analyses the internal mechanism to cause environmental pollution from the perspective of collusion between government and enterprise. In order to maximizing profits, the enterprise is motivate to bribes the local government to seek environmental control relaxation, thus expanding the production; and the local government, whether basing on political or economic interests, has the incentive to relax environmental regulation and help enterprises to expand production. Under information asymmetry between the central and local government, the local government and enterprise is easy to form the collusion, and result in aggravating environmental pollution. This paper constructs a dynamic game model to describe the mechanism, and further using the provincial panel data between 1991 and 2010 to investigate the core collusion that the collusion between government and enterprises will intensify environmental pollution conclusion. The results of this study show that, to solve the problem of environmental pollution, we must take advantage of supervision agencies or public supervision, which will solve the information asymmetry between the central and local government and prevent collusion between government and enterprises.

<sup>①</sup> 龙硕 (Long Shuo), 上海财经大学统计与管理学院博士研究生。电子邮箱: sherrylong@aliyun.com。胡军 (Hu Jun) 上海新金融研究院青年研究员, 电子邮箱: [carpediem\\_hujun@aliyun.com](mailto:carpediem_hujun@aliyun.com)。

本文得到国家自然科学基金项目(项目编号: 71371116)、上海财经大学研究生创新基金(项目编号: CXJJ-2013-455)的资助。本文初稿荣获 2014 年中国“区域科学与城市经济前沿”暨“自贸区经济”学术论坛一等奖,感谢与会专家的有益评论。感谢上海财经大学财经研究所邵帅副教授的重要修改建议,感谢郭峰博士、宗庆庆博士等的科研帮助。本文即将发表于《财经研究》,感谢审稿人的意见。文责自负。

**Keywords:** Environmental Pollution, Collusion, Promotion Tournament

**JEL classification:** Q53, H23, H70

## 一、引言与文献综述

中国改革30多年取得了举世瞩目的巨大成就，经济保持了年均近10%的增长速度，但是高速增长背后却潜藏着被忽视的高昂环境成本。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），环境污染问题甚至为我国社会不稳定埋下重大隐患。如2012年的浙江宁波PX项目、四川什邡钼铜项目、江苏启东排污入海项目等都造成当地的群体性事件，引发当地社会的局部动荡和恐慌。鉴于环境保护问题对经济社会的重要影响，其日益引起中央政府的重视，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。对于经济学者而言，深入研究环境污染问题的实质，对于现阶段的环境治理工作具有重要的现实政策含义。

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，这起源于经济学者对环境问题提出了两个重要理论假说：环境库兹涅茨曲线（Environmental Kuznets Curve，简称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型曲线关系；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“避风港”。国内外大量学者对这些理论假说进行实证验证（Grossman and Krueger，1991；Shafik and Bandyopadhyay，1992；Smarzynska and Wei，2001；Keller and Levinson，2002；等等），除此之外，还有文献从经济集聚、产业结构以及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，从经济因素来分析解释。

环境污染问题其实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及资金的使用情况由地方政府负责实施和监督，因此要想研究环境污染问题的实质，对地方政府行为选择的分析就必不可少（李国平和张文彬，2013）。我国地方政府官员面临着政治晋升级激励（周黎安，2007），以相对经济绩效考核为主的政治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，地方政府间的这种竞争在地方财政支出结构上造成了“重基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的明显扭曲（傅勇和张晏，2007）。地方政府为了追求经济增长而牺牲环境的做法也屡见不鲜，以至于即使我国环境污染治理投入和环境监管力度逐年加强，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对环境污染问题展开研究（Fredriksson and Millimer,2003；杨海生等,2008；Deng et al.,2012）。

从地方政府角度研究环境污染为我们打开了研究视角，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。

无论是从地方政府角度还是企业角度来进行分析都具有片面性，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, Montinola et al. (1995) 以及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, 都可能从政治决策中寻租获取经济利益。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<sup>①</sup>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), 但更多见于新闻媒体, 它们对此问题缺乏系统性和严谨的分析, 更没有用经验证据去验证此分析视角的正确性, 本文的贡献正在于此: 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到新政治经济学领域, 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, 已有文献在矿难 (聂辉华和蒋敏杰, 2011)、土地违法 (张莉等, 2011)、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, 揭示地方政府官员以及排污企业在影响地方环境污染方面的扮演的角色, 并指出政企合谋是导致地区环境污染的重要原因, 进而将利用中国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。本文具体结构安排如下: 第二部分是理论模型, 阐述政企合谋如何加剧了地区环境污染; 第三部分构建实证检验模型, 并介绍本文使用的数据和变量; 第四部分是实证检验结果; 第五部分检验结论的稳健性; 最后是本文的结论和政策建议。

## 二、政企合谋影响环境污染的理论模型

在这一部分, 我们考察地方政府<sup>②</sup>与企业合谋将如何影响地区环境污染。参考聂辉华和李金波 (2006) 的建模思想, 我们考虑包含中央政府、地方政府和企业三个经济主体的经济系统。根据现有文献, 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, 其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政府, 而是理性的和追求私利的。再次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如下: 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。我们假定中央政府不参与地方政府和企业之间的博弈, 即其行为对于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以及行贿的程度, 地方政府为最大化自己的效用选择是否接受企业的行贿以及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, 博弈的时序图如下:

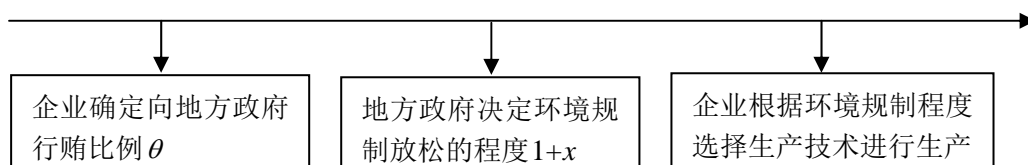


图 1: 阶段博弈时序示意图

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比例  $\theta$ ，即企业拿出  $\theta$  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  $\theta$  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进行生产，以最大化自身利润。

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），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，更多样但更污染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情形将更高。为了简化模型，我们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  $1+ax$  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  $(1+ax)/(1+x) > 1$ ，因此  $\alpha$  需要满足  $a > 1$ 。简单地求导计算可知，环境污染程度  $(1+ax)/(1+x)$  是环境污染量  $1+x$  的严格增函数。接下来，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  $C^c = 1+x$  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  $A^c$  为  $1+x$ ，此时企业的产量  $Y^c$  为  $1+x$ ，排污量  $Q^c$  均为  $1+ax$ 。企业行贿将获得超额利润  $\pi^0$  的实际值（以实际产出计量）可表示为：

$$p^0 = Y^c - Y = (1+x) - 1 = x \quad (1)$$

(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：经济利益和政治利益。地方政府官员作为理性的经济人，自然会追求自己现实的经济利益（Buchanan, 1995；杨其静和聂辉华，2008），如在职消费、挪用公款、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，2004，2007）。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：

$$U = \lambda p^0 + l Y^c \quad (2)$$

其中， $\lambda p^0$  表示地方政府官员获得的贿赂收入， $Y^c$  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  $l > 0$ 。同时， $\lambda$  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， $\lambda$  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：

$$P = p(Q^c - Q) = pa x \quad (3)$$

其中  $p > 0$ 。 $Q^c - Q$  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不给予其政治晋升机会。因此，地方政府接受企业贿赂，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：

$$E(U) = (1 - pa)x[qx + l(1+x)] \quad (5)$$

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：

$$C^*(q) = 1 + x^* = 1 + \frac{q + (1 - pa)l}{2pa(q + l)} \quad (6)$$

上式进一步关于  $\theta$  求导，可得：

$$\frac{\partial C^*(q)}{\partial q} = \frac{l}{2(q + l)^2} > 0 \quad (7)$$

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  $\theta$  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越高，因此（7）式也就是说，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；反之亦然。

（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）可知企业选择的最优技术水平也为  $C^*(q)$ ，此时企业产量和污染量的值均为  $C^*(q)$ 。企业的超额利润函数为：

$$p^0(q) = \frac{q + (1 - pa)l}{2pa(q + l)} \quad (8)$$

企业用  $\theta$  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  $\pi$  为：

$$p = (1 - q)p^0(q) \quad (9)$$

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

$$q^* = \sqrt{pa(l^2 + l)} - l \quad (10)$$

若要使上式中  $\theta^* \in [0, 1]$ ，则参数  $p$  与  $\lambda$  需要满足条件： $0 \neq l \frac{\min(1, ap)}{|1 - ap|}$ 。此约束条件

的直观含义是，当地方政府官员越不看重政治晋升时（ $\lambda$  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）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：

$$C^* = Y^* = 1 + \frac{1}{2pa} - \frac{l}{2\sqrt{pa(l^2 + l)}} \quad (11)$$

$$Q^* = 1 + \frac{1}{pa} - \frac{l}{\sqrt{pa(l^2 + l)}} \quad (12)$$

对 (11) 和 (12) 式关于  $p$  求导, 计算可得:

$$\frac{\partial C^*}{\partial p} = \frac{Y^*}{p} = \frac{1}{2} \frac{\partial Q^*}{\partial p} < 0 \quad (13)$$

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, 政策合谋程度越深, 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的环境污染程度产生影响, 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, 我们还控制了其它可能产生影响的因素。本文的基准模型如下:

$$POLLUTION_{it} = b_0 + b_1 COLLUSION_{it} + b_2 X_{it} + v_i + e_{it} \quad (14)$$

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,  $COLLUSION_{it}$  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,  $e_{it}$  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代表整体的环境污染水平 (He, 2006; 包群和彭水军, 2006; 张少华和陈浪南, 2009)。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是社会总产出较高的缘故, 为了消除这种影响, 我们使用地区生产总值对工业“废水” (WATER)、工业“废气” (GAS) 和工业“固体废弃物” (SOLID) 排放量进行平减, 用于衡量环境污染程度。

##### 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，该指标在有些文献（陈刚和李树，2012；胡军和郭峰，2013）中也用于衡量腐败水平。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地方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；陈刚，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，从而其它贪腐行为的增加易导致政企勾结的可能性增大，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）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。本文同时也借鉴这些文献的做法，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。具体的，我们选择各省省长的任期<sup>⑥</sup>（*TENURE*）以及省长在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*）：环境问题始终与经济发展紧密联系（Grossman and Krueger，1995）。对EKC假说的实证研究表明，对于不同国家或地区以及不同的污染物而言，环境污染与经济增长之间的关系并非完全符合倒U型曲线假说，本文简单使用经济发展水平的一次项作为控制变量。经济发展水平用各省地区生产总值的人均值来反映，并使用各省历年GDP平减指数进行消胀处理。（2）外商直接投资（*FDI*）：用外商直接投资额占GDP的比值衡量。根据著名的“污染天堂假说”，发达国家的企业为降低实施较高环保标准所带来的成本与费用，将污染产业或夕阳产业通过外商直接投资转移到环境规制标准与污染治理成本相对较低的发展中国家，从而显著恶化了东道国的环境福利。而在实证检验方面，学者对“污染天堂假说”持有很大的争议，Eastin和Zeng（2009）就指出，“污染天堂效应”不过是一个直觉上的假象。盛斌和吕越（2012）认为，外商直接投资对发展中国家的环境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。（3）贸易开放度（*OPEN*），对外贸易对环境的影响也存在不同的观点，Grossman和Krueger（1995）把环境资产作为一种投入品纳入赫克歇尔——俄林要素禀赋模型（H-O model），认为环境也是影响贸易的重要要素，若一国拥有较丰裕的环境资产，则该国在污染密集型产品生产方面具有比较优势，对该国而言，对外贸易将促使此类产品的专门生产和出口，从而加重对环境的破坏。也有学者认为，开放有序的对外贸易可以促进区域环境资源的有效配置和合理利用，进而有助于环境的改善。本文采用进出口总值与GDP比值来度量贸易开放度。（4）产业结构（*STRUCT*）。在经济发展的初期阶段，工业化速度的提升往往意味着对资源的过度采伐及废弃物排放量的剧增。当经济发展到一定程度时，经济增长方式逐渐由粗放型增长向集约型增长转化，产业结构也将发生相应的优化升级，工



业在国民经济中的比重呈下降趋势，第三产业比重迅速提升，资源环境压力有所减缓。我们用第二产业增加值占GDP的比重来衡量产业结构。

### （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，重庆市按照大多数人的做法把它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	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>WATER</i>	工业“废水”排放量/GDP	560	30.476	32.735	0.581	212.820
<i>GAS</i>	工业“废气”排放量/GDP	560	2.179	1.460	0.337	10.212
<i>SOLID</i>	工业“固体废弃物”排放量/GDP	560	6.367	15.502	0	151.798
<i>CORRUPT</i>	贪腐立案数/百万人口	560	45.409	27.344	4.812	179.030
<i>TENURE</i>	省长任期	560	3.259	2.146	1	13
<i>FIRM</i>	是否有两年以上企业工作经验	560	0.502	0.500	0	1
<i>FDI</i>	外商直接投资总额/GDP	560	0.032	0.032	0.000	0.194
<i>RPGDP</i>	人均实际 GDP	560	3.560	3.639	0.440	26.417
<i>OPEN</i>	进出口贸易总额/GDP	560	0.308	0.417	0.003	2.172
<i>STRUCT</i>	第二产业增加值/GDP	560	0.449	0.069	0.235	0.616

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（Variance Inflation Factor, VIF），我们发现所有解释变量的方差膨胀因子均小于 4，这说明本文解释变量之间并不存在严重的多重共线性问题<sup>④</sup>。

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>	0.1011	0.2649	0.2844	0.1063	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”的排放量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，我们需要通过下文计量模型实证检验进行更严格的论证。

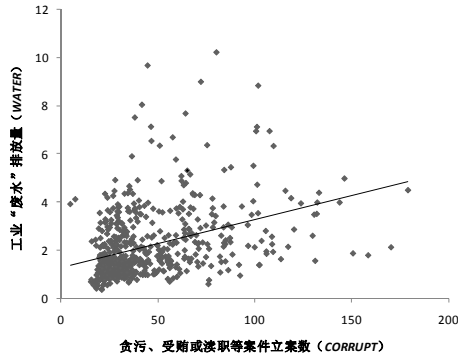


图 2：政企合谋与工业“废水”排放量散点图

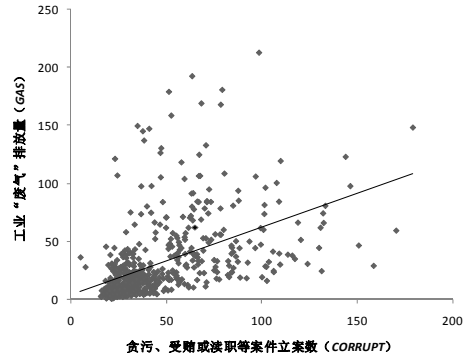


图 3：政企合谋与工业“废气”排放量散点图

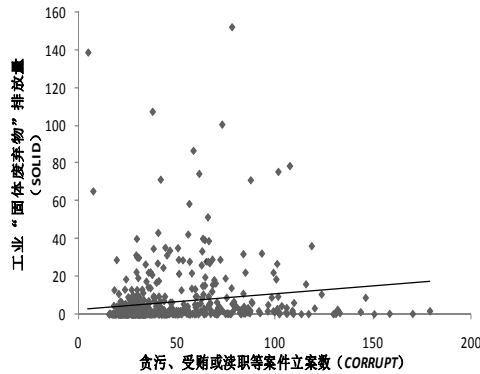


图 4：政企合谋与工业“固体废弃物”排放量散点图

## 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，(14) 式中的  $v_i$  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  $\varepsilon_{it}$  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它因素综合影响的结果，为了排除其它因素的干扰，我们需要引入其

它可能影响环境污染的控制变量。第(2)列和第(3)列为逐步引入其它控制变量的结果,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)-(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,模型其它解释变量系数的方向和显著性与(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”在中国并不成立,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。第二产业比重越高,地方环境污染程度越低,郑思齐等(2013)也得到类似的结论,他们发现在第二产业增加值占比越高的省份,地方政府对环境治理的投资要显著更高,这可能是导致环境污染降低的原因之一;另一方面,可能是因为第二产业增加值占比较高地区技术水平更高,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。

表 3: 基本回归结果

	工业“废水”排放量 (WATER)			工业“废气”排放量 (GAS)			工业“固体废弃物”排放量 (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)	0.612*** (12.24)	0.023*** (16.16)	0.019*** (11.10)	0.019*** (10.75)	0.115*** (5.13)	0.083*** (3.11)	0.107*** (3.14)
<i>FDI</i>		-466.571*** (-8.57)	-451.135*** (-8.41)		-14.028*** (-7.71)	-15.193*** (-8.20)		-89.909*** (-3.35)	-89.262*** (-3.15)
<i>RPGDP</i>		-3.489*** (-6.61)	-3.561*** (-6.23)		-0.082*** (-4.67)	-0.113*** (-5.69)		-0.664*** (-2.63)	-0.703** (-2.34)
<i>OPEN</i>			15.121** (2.11)			0.883*** (3.72)			5.724* (1.74)
<i>STRUCT</i>			-120.969*** (-5.52)			-0.725 (-0.95)			-51.720*** (-4.39)
常数项	-5.679*** (-2.60)	29.898*** (6.69)	79.487*** (7.68)	1.126*** (5.14)	2.040*** (8.58)	2.271*** (5.60)	1.166 (0.61)	7.815*** (3.18)	29.371*** (5.33)
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	0.5260	0.3303	0.4032	0.4223	0.0502	0.0659	0.1074
面板设定F	8.32	9.55	9.31	34.75	29.17	30.70	8.55	6.26	6.58
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Hausman	41.19	40.42	59.92	1.02	0.20	3.38	2.01	0.64	3.70
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.311]	[0.977]	[0.642]	[0.156]	[0.888]	[0.593]

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。②\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③FE表示固定效应回归, RE表示随机效应回归。面板设定F检验的零假设是个体效应不显著, 若拒绝零假设则说明应使用面板回归方法而非混合最小二乘法。Hausman检验的零假设是随机效应回归是有效的, 若拒绝零假设则说明随机效应回归非有效, 应使用固定效应回归。

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,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管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。避免内生性问题可能造成的模型估计偏误。

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，其它模型基本上均在 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。模型中其它变量估计系数的方向和显著性也没有太大的变化。

表 4：考虑内生性问题使用工具变量 2SLS 回归结果

	工业“废水”排放量 (WATER)			工业“废气”排放量 (GAS)			工业“固体废物”排放量 (SOLID)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>CORRUPT</i>	0.624*** (18.31)	0.516*** (10.81)	0.516*** (11.05)	0.016*** (11.66)	0.014*** (6.92)	0.014*** (7.10)	0.111*** (4.66)	0.103*** (6.92)	0.103*** (7.10)
<i>FDI</i>		-135.549*** (-3.39)	-116.877*** (-2.91)		-3.586** (-2.14)	-4.720*** (-2.77)		-8.139 (-1.30)	-27.312 (-0.92)
<i>RPGDP</i>		-1.807*** (-4.77)	-1.720*** (-4.11)		-0.040** (-2.52)	-0.063*** (-3.53)		-0.219 (-0.79)	-0.168 (-0.54)
<i>OPEN</i>			6.853 (1.44)			0.655*** (3.25)			3.996 (1.14)
<i>STRUCT</i>			-62.593*** (-4.17)			0.637 (1.00)			-36.396*** (3.28)
常数项	-3.610** (-2.32)	12.403*** (3.59)	37.598*** (5.32)	1.267*** (20.17)	1.633*** (11.27)	1.256*** (4.19)	-0.109 (-0.10)	2.357 (0.93)	17.000*** (3.25)
观测值	504	504	504	504	504	504	504	504	504
组别	28	28	28	28	28	28	28	28	28
$R^2$	0.4015	0.4637	0.4859	0.2331	0.2564	0.2732	0.0570	0.0711	0.0808
D-W-H 内生性检验	31.767 [0.000]	14.759 [0.000]	15.467 [0.000]	7.349 [0.007]	3.013 [0.083]	4.875 [0.027]	35.370 [0.000]	25.068 [0.000]	26.175 [0.000]

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。②\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③Durbin-Wu-Hausman (D-W-H) 内生性检验的零假设是解释变量是外生的，若拒绝零假设则说明解释变量存在内生性。

## (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，即假定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。地区之间环境污染存在空间相关性，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、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（Maddison, 2006；杨海生等，2008；朱平辉等，2010；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：

$$Y_{it} = l(WY)_{it} + bX_{it} + v_i + e_{it} \quad (14)$$

其中， $Y_{it}$  为地区  $i$  ( $i=1,2,\dots,n$ ) 第  $t$  ( $t=1,2,\dots,T$ ) 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 (spatial lag)，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  $i$  以外其它所有相邻地区在  $t$  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。 $\beta$  和  $\lambda$  为模型待估参数，其中  $\beta$  刻画了协变量对地方环境污染的边际影响； $\lambda$  则反映了地区环境污染之间的空间关联性。 $v_t$  表示不随时间变化的地区效应； $\varepsilon_{it}$  则代表扰动项；

为了记号简便，我们将式 (14) 写成向量形式：

$$Y_t = a + lWY_t + X_t b + A + e_t \quad (15)$$

在(15)式中， $X_t$  是  $n \times k$  维矩阵； $Y_t$ ， $A$  和  $\varepsilon_t$  均为  $n$  维列向量，其中  $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{nt})'$ ， $A = (v_1, \dots, v_n)'$ ， $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{nt})'$ 。

对于模型 (15)，主要有两种估计方法：广义空间两阶段最小二乘法 (Generalized Spatial Two-stage Least Squares, GS2SLS) 和最大似然估计法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE)。两种估计方法各有优劣，GS2SLS 方法不对随机误差  $\varepsilon_t$  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 方法在随机扰动项分布函数设定正确的情况下是一致且渐进有效的，不过在错误设定的情况下，MLE 估计结果可能不一致。当模型中除空间滞后项外还存在其它内生性解释变量时，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，解决其它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 (15) 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：

$$Y_t^* = lWY_t^* + X_t^* b + e_t^*, t=1, \dots, T \quad (16)$$

其中， $Y_t^* = Y_t - \bar{Y}_t$ ， $\bar{Y}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_{it}$ ； $X_t^*$  以及  $\varepsilon_t^*$  的转换方式与  $Y_t^*$  类似。由于  $WY_t^*$  和  $\varepsilon_t^*$  之间潜在的相关性，对式 (16) 直接运行 OLS 会导致参数估计的有偏和不一致。Kelejjan 和 Prucha (1998) 建议使用  $X_t^*$ ,  $W^2 X_t^*$  作为  $WY_t^*$  的工具变量，使用两阶段最小二乘估计可以得到  $\lambda$  的一致估计量。对于协变量  $X_t$  包含内生变量的情形，记对应的工具变量为  $Z_t$  (包含  $X_t$  中其它外生变量)，则使用  $Z_t^*$ ,  $W^2 Z_t^*$  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：

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

在实证估计时， $W$  需要进行行标准化处理，即用每个元素同时除以所在行元素之和，使得每行元素之和为 1。

表 5 报告了分别使用工业“三废”排放量作为衡量环境污染的指标，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，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是一致的，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。模型中其它控制变量的估计结果也与前述结果大致相同，除了产业结构变量系数由之前的负值转变为正值，即第二产业占比越高的地区，环境污染越严重，不过对于该变量的讨论不是本文的重点，在此就不做深入讨论。

表 5：空间面板模型 GS2SLS 回归结果

	工业“废水”排放量 (WATER)			工业“废气”排放量 (GAS)			工业“固体废弃物”排放量 (SOLID)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
空间滞后项	0.104*** (11.60)	0.111*** (13.12)	0.099*** (10.52)	0.100*** (8.01)	0.119*** (11.03)	0.034** (2.54)	0.100*** (3.04)	0.111*** (4.08)	0.112*** (4.32)
CORRUPT	0.898*** (13.11)	0.952*** (11.87)	0.808*** (8.47)	0.075*** (9.59)	0.074*** (8.37)	0.024** (2.46)	0.061*** (3.62)	0.099*** (4.55)	0.079*** (3.00)
FDI		-43.349 (-0.71)	-19.118 (-0.26)		-24.962*** (-3.34)	-36.621*** (-4.57)		-56.744*** (-3.27)	-73.203*** (-3.57)
RPGDP		-1.087** (-2.45)	-1.907** (-2.50)		-0.144*** (-2.62)	-0.110 (-1.46)		-0.034 (-0.28)	-0.300 (-1.52)
OPEN			-6.254 (-0.90)			-0.955 (-1.29)			2.783 (-1.49)
STRUCT			34.601*** (2.73)			14.498*** (8.58)			3.812 (1.21)
观测值	504	504	504	504	504	504	504	504	504
组别	28	28	28	28	28	28	28	28	28
R <sup>2</sup>	0.7992	0.8043	0.8082	0.6575	0.6703	0.7296	0.2289	0.2473	0.2576

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。②\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③模型包含地区固定效应。

## 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<sup>⑥</sup>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) 和 (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。无论是以工业“废水”、工业“废气”还是工业“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<sup>⑥</sup>。

### (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法方法进行估计，估计结果列于表 6 第 (4) - (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

水平下显著为正，模型中其它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，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<sup>⑦</sup>。

表 6：稳健性分析

稳健检验 角度	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>	<i>GAS</i>	<i>SOLID</i>	<i>WATER</i>	<i>GAS</i>	<i>SOLID</i>	<i>WATER</i>	<i>GAS</i>	<i>SOLID</i>
被解释变量									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	2SLS	2SLS	2SLS	FE	RE	RE	FE	RE	RE
<i>CORRUPT</i>	0.533*** (11.02)	0.014*** (6.90)	0.120*** (4.75)						
<i>TENURE</i>				1.748*** (3.36)	0.072*** (4.02)	1.226*** (4.62)			
<i>FIRM</i>							11.861*** (4.72)	0.251*** (2.89)	1.500 (1.19)
<i>FDI</i>	-169.367*** (-4.11)	-5.060** (-2.55)	-42.196** (-2.24)	-466.091*** (-7.74)	-14.894*** (-7.40)	-75.014*** (-2.66)	-475.842*** (-8.00)	-15.525*** (-7.68)	-87.218*** (-3.05)
<i>RPGDP</i>	-2.007*** (-4.52)	-0.069*** (-4.08)	-0.127 (-0.59)	-7.852*** (-15.53)	-0.239*** (-13.87)	-1.220*** (-4.93)	-7.436*** (-14.62)	-0.231*** (-13.16)	-1.187*** (-4.67)
<i>OPEN</i>	11.417** (2.01)	0.736*** (3.93)	2.551 (1.00)	21.060*** (2.62)	1.085*** (4.27)	6.231* (1.93)	23.586*** (2.97)	1.157*** (4.52)	7.154** (2.19)
<i>STRUCT</i>	-49.264*** (-2.85)	0.432 (0.72)	-23.457*** (-3.08)	-110.751*** (-4.50)	-0.238 (-0.29)	-46.596*** (-4.00)	-89.013*** (-3.57)	0.097 (0.11)	-46.710*** (-3.90)
常数项	32.202*** (3.85)	1.281*** (4.70)	10.084*** (2.91)	110.894*** (9.84)	3.042*** (7.18)	28.128*** (5.17)	98.927*** (8.47)	2.971*** (6.75)	31.408*** (5.59)
观测值	432	432	432	560	560	560	560	560	560
组别	24	24	24	28	28	28	28	28	28
$R^2$	0.5064	0.3332	0.1159	0.4039	0.3221	0.1281	0.4158	0.3106	0.0953
Hausman 检验				172.43 [0.0000]	3.70 [0.4482]	4.60 [0.4668]	107.93 [0.0000]	5.69 [0.2232]	4.61 [0.4648]
D-W-H 内 生性检验	17.517 [0.0000]	6.576 [0.0103]	8.436 [0.0037]						

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。②\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③Hausman检验的零假设是随机效应回归是有效的，若拒绝零假设则说明随机效应回归非有效，应使用固定效应回归。Durbin-Wu-Hausman (D-W-H) 内生性检验的零假设是解释变量是外生的，弱拒绝零假设则说明解释变量存在内生性。

## 六、结论与政策建议

我国在经济高速增长的同时，环境污染问题也日益严重，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，并且政企合谋程度越深的地区，环境污染问题越严重。此结论在考虑了内生性问题、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，这些权利在缺乏有效监督的情形下进入市场，将逐步演化成为一种寻租和设租的能力（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能力，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。中央政府的政策需要地方政府的参与和执行,由于信息不对称,再好的政策如果没有有效监督和激励机制都可能导致执行扭曲。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、发展循环经济等方式实现经济的可持续发展。

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,在正文我们也证实地区之间的环境污染具有空间相关性,一个地区的环境污染会对其它地区环境产生影响,因此仅仅依靠地方政府和环保部门进行污染治理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。

除此之外,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提升,使得地方政府更加关注环境治理问题,通过环境治理投资、改善产业结构等方式来改善城市的环境污染状况。

通过将主要污染物减排作为国民经济和社会发展规划的约束性指标等环境保护举措,我国的环境保护取得了积极进展,但环境形势依然严峻。本文从政企合谋的视角进行探索,分析其对环境污染影响的机制,以期环境治理工作提供新的政策思路。环境治理问题存在长期性和复杂性,在此领域仍有大量的问题需要深入研究。

#### 注释:

<sup>①</sup> 这里“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,如政府官员到企业任职、送礼等。

<sup>②</sup> 下文将不区分地方政府和政府官员,因为作为一个组织,政府其实是由一个个官员组成的,政府行为是官员行为“加总”的结果,政府的决策事实上是官员决策的结果(杨其静和聂辉华,2008;周黎安,2008)。

<sup>③</sup> 表示该官员从上任至观察值当年在同一省该职务上的工作年数。

<sup>④</sup> 根据经验法则,如果最大的方差膨胀因子不超过10,则表明不存在多重共线性问题。

<sup>⑤</sup> 在以工业“废水”排放量作为衡量环境污染程度的模型中,排除的四个省份分别是北京、山东、广西、四川;在以工业“废气”排放量作为衡量环境污染程度的模型中,排除的四个省份分别是福建、广东、宁夏、山西。在以工业“固体废弃物”排放量作为衡量环境污染程度的模型中,排除的四个省份分别是上海、山东、贵州、山西。

<sup>⑥</sup> 此外,本文不仅考虑了以省份为单位剔除样本异常点,我们还考虑了单个样本的异常点情况,我们把环境污染程度排名前10%和后10%的样本点都剔除掉,然后再做回归,得到的回归结果与按省份剔除得到的结果基本一致,限于篇幅,此结果并未报告。

<sup>⑦</sup> 我们同时也建立空间面板模型来研究用任期以及是否具有生产经验代理政企合谋对地区环境污染的影响,回归结果显示政企合谋代理变量系数也均在1%的水平上显著为正,限于篇幅,此结果并未报告。

#### 参考文献

- [1]包群,彭水军.经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计[J].世界经济,2006,(11):48-58.
- [2]陈刚.上行下效:高官腐败的示范效应研究[J].经济社会体制比较,2013,(2):155-164.
- [3]陈刚,李树.官员交流、任期与反腐败[J].世界经济,2012,(2):120-142.
- [4]傅勇,张晏.中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价.管理世界,2007,(3):4-12.
- [5]胡军,郭峰.企业寻租、官员腐败与市场分割[J].经济管理,2003,(11):36-47.
- [6]胡军,郭峰.财政分权、晋升压力与预算超收[J].金融研究,2014,待刊.
- [7]李国平,张文彬.地方政府环境保护激励模型设计——基于博弈和合谋的视角[J].中国地质大学学报(社会科学版),2013,(11):40-45.
- [8]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.



- 
- [9] 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.
- [10] 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
- [11] 聂辉华，李金波. 政企合谋与经济发展[J]. 经济学（季刊），2006，6(1):75-90.
- [12] 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.
- [13] 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.
- [14] 田国强. 中国改革的未来之路及其突破口[J]. 比较，2013，(1):53-72.
- [15] 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.
- [16] 汪伟，胡军，宗庆庆，郭峰. 官员腐败行为的地区间策略互动[J]. 中国工业经济，2013，(10):31-43
- [17] 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，2011，10(2):131-140.
- [18] 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.
- [19] 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，(2):15-30.
- [20] 杨其静，聂辉华. 保护市场的联邦主义及其批判[J]. 经济研究，2008，(3):99-114.
- [21] 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
- [22] 张莉，徐现祥，王贤彬. 地方官员合谋与土地违法[J]. 世界经济，2011，(3):72-88.
- [23] 张少华，陈浪南. 经济全球化对我国环境污染影响的实证研究——基于行业面板数据[J]. 国际贸易问题，2009，(11):68-73.
- [24] 郑思齐，万广华，孙伟增，罗党论. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界，2013，(6):72-84.
- [25] 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.
- [26] 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.
- [27] 周黎安. 转型中的地府政府：官员激励与治理[M]. 上海：格致出版社、上海人民出版社，2008.
- [28] 朱平辉，袁加军，曾五一. 中国工业环境库兹涅茨曲线分析——基于空间面板模型的经验研究[J]. 中国工业经济，2010，(6):65-74.
- [29] Anselin L., Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic, 1998.
- [30] Buchanan, J., Federalism as an Ideal Political Order and an Objective for constitutional Reform[J]. Publius, 1995, 25(2):19-27.
- [31] Dean, Trade and Environment: A Survey of the Literature[R]. In: Patrick Lowed. International Trade and the Environment, World Bank Discussion Paper, 1992.
- [32] Deng H., X. Zheng, N. Huang and F. Li., Strategic Interaction in Spending on Environmental Protection: Spatial Evidence from Chinese Cities[J]. China & World Economy, 2012, 20(5): 103-120.
- [33] Eastin J. and Zeng K., 2009, “Are Foreign Investors Attracted to “Pollution Havens” in China?”. Mimeo, British Inter—University China Centre, UK.
- [34] Fredriksson and Millimer. Political Instability, Corruption and Policy Formation: The Case of Environment Policy[J]. Journal of Public Economics, 2003, 87(7):1383-1405.
- [35] Grossman, G. and Krueger, A., Environmental Impacts of a North American free Trade Agreement[R]. NBER Working Paper No.3914, 1991.
- [36] Grossman, G. and Krueger, A., Economics Growth and the Environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110 (2):353 - 377.
- [37] He J., Pollution Haven Hypothesis and Environmental Impacts of Foreign Direct Investment: The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide in Chinese Provinces[J]. Ecological Economics, 2006, 60:228-245

- 
- [38]Kelejian H.H. and 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.
- [39]Keller W. and Levinson A., Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment Inflow to U.S. States[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2002,84:691-703.
- [40]Maddison D., Environmental Kuznets Curves: a Spatial Econometric Approach[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*,2006,51: 218-230.
- [41]Montinola, G., Y., Qian and B.R. Weingast, Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China[J]. *World Politics*, 1995, 48(1):50-81.
- [42]Qian, Y., and G. Roland, Federalism and the Soft Budget Constraint[J]. *American Economic Review*, 1998, 88(5):1143-1162.
- [43]Shafik, N. and Bandyopadhyay S., Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-country Evidence[R]. Background Paper for World Development Report. 1992.
- [44]Smarzynska and S., Wei, Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth?[R]. World Bank Policy Research Working Paper No.2673. 2001.