



当代经济管理
Contemporary Economic Management
ISSN 1673-0461, CN 13-1356/F

《当代经济管理》网络首发论文

题目： 反腐败能够抑制环境污染吗？——基于反腐败与环境规制交互作用的分析
作者： 刘帅，杨丹辉
收稿日期： 2019-11-15
网络首发日期： 2020-01-02
引用格式： 刘帅，杨丹辉. 反腐败能够抑制环境污染吗？——基于反腐败与环境规制交互作用的分析. 当代经济管理.
<http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1356.F.20191231.1535.008.html>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

反腐败能够抑制环境污染吗？

——基于反腐败与环境规制交互作用的分析

刘 帅¹，杨丹辉²

(1. 中国社会科学院大学研究生院，北京 102488；

2. 中国社会科学院工业经济研究所，北京 100836)

[摘 要] 基于 2006—2016 年中国省级面板数据，文章在厘清反腐败对环境污染作用机理的基础上，提出反腐败强度影响环境污染的理论假设，进而分别采用最小二乘法 (OLS)、二阶段最小二成 (2SLS) 以及广义矩估计 (GMM) 等方法考察反腐败及其与环境规制的交互项对环境污染的影响。结果显示，反腐败及其与环境规制的交互项与环境污染之间呈现倒 U 型的曲线关系，即有限的反腐败会在一定程度上加剧环境污染，而持续高强度的反腐败则有助于改善环境质量。党的十八大之后，反腐败、反腐败与环境规制交互项与环境污染之间的倒 U 型关系更加显著。研究结论的政策含义指向保持反腐败的连续性、相关政策环境和舆论氛围的稳定性以及依法反腐的适当强度，这应成为经济高质量发展与国家治理体系现代化协同推进的重要方向。

[关键词] 反腐败；环境规制；环境污染；交互作用

[中图分类号] F062.2

一、问题提出

改革开放 40 余年来，中国经济发展取得了举世瞩目的成就，缔造了后起大国的工业化奇迹。然而，长期粗放的经济增长模式导致资源过度损耗和严重的环境污染，同时也滋生了腐败。研究表明，腐败加剧环境污染 (And R L 等, 2000; Biswas A K 等, 2012; Ivanova K, 2011) [1-3]。即使在环境规制趋严的态势下，腐败也会在某种程度上导致环境恶化，其作用机制主要包括降低制度质量、扩大非正规经济规模以及扭曲企业家行为等途径 (Heyin Chen 等, 2018; 何轩等, 2016) [4-5]。针对腐败对生态环境造成的负面影响，一些学者提出了“腐败是环境污染的根源、治霾必先反腐”的犀利观点 (文显堂, 2014) [6]。

党的十八大以来，各级政府反腐败力度明显加大，反腐败的法治化、常态化得以强化。然而，学术界对反腐败的经济社会影响仍存有分歧。对于环保领域的反腐败，尽管已有研究

收稿日期：2019-11-15

基金项目：中国社会科学院创新工程项目《中国工业绿色发展研究》(GJS201601)；中国社会科学院登峰战略优势学科项目(产业经济学)；世界银行中国经济改革与促进能力加强项目(TCC6)《政府绿色制造管理机制创新研究》。

作者简介：刘帅，山东枣庄人，中国社会科学院大学研究生院博士研究生，产业经济学专业，研究方向为工业资源与环境；杨丹辉，山东济南人，中国社会科学院工业经济研究所研究员、博士生导师，研究领域为产业经济学、资源环境经济学、开放经济与国际贸易。

验证了腐败与污染之间的关系, 但有关反腐败作用于环境污染的机理及量化研究仍不充分。同时, 反腐败能否通过增强环境规制约束进而起到改善环境质量的作用也有待进一步探讨。本文借鉴国内外相关研究成果, 尝试从反腐败及其与环境规制交互作用的角度, 就反腐败对环境污染的直接和间接影响做出理论分析和实证检验, 提出改进反腐败与环境质量之间协同关系的政策思路。

二、文献述评

腐败对环境污染的影响是国内外学术研究的热点问题之一。已有研究表明, 腐败不仅直接损害生态环境, 而且还通过降低环境准入门槛、削弱环境规制强度、扩大“非正规经济规模”等途径间接加剧了污染(史青, 2013; 余长林, 2019; 廖显春等, 2015; 李子豪等, 2013; Dreher A 等, 2010; Cole M A, 2007; 阚大学等, 2015)^[7-13]。

党的十八大以来, 随着反腐力度持续加大、反腐倡廉工作深入开展, 反腐败的成效逐步显现, 学术界相继推出了一批研究反腐败对经济社会发展影响的新成果。其中, 一些学者开始关注反腐败作用于经济增长、企业行为以及环境质量的理论机制和实际效果(林煜恩等, 2019; 史志颖等, 2019)^[14-15]。刘建秋等(2019)实证分析了反腐败对企业价值的正向促进作用, 并运用中介效应模型, 检验了企业高管社会责任的中介效应^[16]。尽管相关研究取得了一定进展, 但总体来看, 现有研究尚未对反腐败、政府行动、企业行为与环境治理之间的关联做出系统性的定量考察, 多数文献忽视了反腐败与环境规制的交互作用及其对污染治理产生的影响。

进入新时代, 中国经济由规模扩张型增长转向高质量发展。在执法趋严的情况下, 环境规制显著促进了经济增长质量提升(王群勇等, 2018)^[17]。然而, 政企合谋、腐败以及扭曲的政商关系, 则会严重弱化法律约束力, 导致营商环境恶化, 抑制企业家创新行为, 对经济高质量发展产生不利影响(袁凯华等, 2015; 龙硕等, 2014; 梁平汉等, 2014)^[18-20]。随着相关研究不断深入, 学者们对于如何在经济增长动力由要素驱动转向创新驱动的过程中, 以反腐败推动高质量发展的路径做出了更多探索(徐永慧, 2019)^[21]。结果显示, 反腐败通过硬化法律和制度约束, 引导新型政商关系构建, 有助于刺激企业研发投入, 降低市场扭曲程度, 从而推动经济绿色发展(王茂斌等, 2016; 党力等, 2015)^[22-23]。

近期, 学术研究更加聚焦于反腐败对经济高质量发展、企业创新行为以及投资效率等方面的影响, 已有文献对反腐败影响环境污染的研究, 也从仅停留在“治污需要先反腐”的定性判断, 逐步拓展到采用准自然实验、门槛面板回归等计量方法进行量化分析。不过, 现有文献对反腐败影响环境污染的定量研究仍不充分, 更缺少深入分析反腐败对环境污染治理的直接和间接影响的成果。另外, 现有文献大多探讨环境规制与污染减排, 以及反腐败与环境治理之间的关系, 且以研究前者为主, 而对三者之间内在联系的考察明显不足。更进一步, 现有研究往往忽视了持续的反腐高压对污染企业与政府官员行为影响的不确定性, 较少考虑到反腐败通过强化环境规制约束、进而对污染治理产生的间接影响。黄少卿等(2018)指出, 反腐败有可能引发官员的怠政行为^[24]。李追阳(2018)的实证研究显示, 反腐败在一定程度上抑制了在职消费行为, 更加有利于企业释放资源来承担社会责任^[25]。由此可见, 反腐败打破了旧的政商关系, 对政府官员和企业行为都产生了重要影响, 这些影响既有积极的一面, 也带来了新的问题。然而, 在政商关系得以重塑之前, 反腐败对政府官员环境执法偏好以及

企业绿色社会责任的影响尚不明朗, 反腐败作用于环境污染治理的实际效果有待做出更全面系统的量化分析。

受上述研究启发, 本文采用 2006—2016 年中国 31 个省份 (除中国香港、澳门、台湾地区外) 年度的面板数据, 将反腐败与环境规制的作用相结合, 探讨反腐败及其与环境规制交互项对污染治理的直接和间接影响机制。

三、理论分析与假设

反腐败对环境污染的直接影响随着时间推移而变化, 并与反腐败强度密切相关。腐败滋生势必导致不良的营商环境和扭曲的政商关系。因此, 在反腐败强度较低的阶段, 反腐败难以对腐败官员形成震慑作用, 无法产生对官员和污染企业产生倒逼效果。通常的情况是, 在这一阶段反腐败仅仅扫除了少数污染企业的保护伞, 关停部分违规排污企业, 其改善环境总体质量的效果有限。实践表明, 持续时间短、力度小的反腐败波及范围小、作用弱, 不仅很难对被长期扭曲的企业家行为实施纠偏, 而且由于部分政府官员具有降低环境治理投入和执行强度的意愿, 以规避政治风险, 在弱政策信号下官员的观望等消极应对不利于推进环境治理。可以认为, 持续时间短、强度弱的反腐败对污染治理的作用并不明确, 甚至在特定情形下会加剧环境污染。随着反腐败的常态化, 力度不断加大的反腐败传递出更加清晰的政策信号, 在对腐败官员形成震慑的同时, 也使得各类市场主体逐步形成了更为稳定的政策预期, 进而对官员和污染企业行为构成硬约束, 反腐败的正向引导作用开始显现。伴随着反腐败范围扩大, 政府环境污染的治理投入与实际执行力度增大, 违规企业的关停数量增加, 主要污染物排放减少。接受了政策信号、逐渐习惯于环境政策导向变化的企业家一方面着手重新定位与政府官员的关系, 协调与政府之间污染治理的立场; 另一方面加大污染治理投资和绿色技术创新投入, 从而有助于自下而上推动清洁生产和污染减排。从图 1 展示的反腐败影响环境污染的机理可见, 反腐败对环境污染的直接影响并非简单的线性关系。

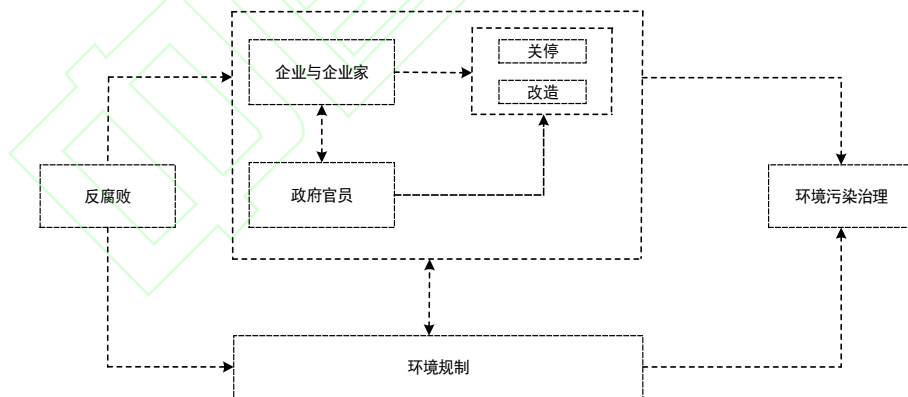


图 1 反腐败直接影响环境污染的机理

假说 1: 反腐败对环境污染产生直接影响, 且反腐败强度与环境污染之间呈倒“U”形关系。

反腐败改善了制度质量, 硬化了环境规制约束, 这一判断相对容易接受, 而反腐败与环境规制的交互项能否起到抑制环境污染的作用, 还受到反腐败力度与持续时间的影响。研究表明, 由于正式制度缺失, 创新企业通过贿赂行为获取银行贷款和政府担保, 能够推动企业创新 (李后建, 2015) [26]。在环保领域, 情况却比较复杂。持续时间短、强度低的反腐败与环境规制交互作用, 导致失去保护伞的企业无法获得创新支持, 反而不利于有意脱离保护

伞、走向市场化治污之路的企业专注于污染减排的创新活动。考虑创新成本与腐败成本之间的差距,在规制软约束下,企业家行为往往倾向于通过贿赂等违法手段争取资源而非技术创新投入。因此,反腐败对污染治理一个重要的间接影响表现为促进环境规制的“硬化”。随着反腐高压下环境规制的约束力逐步增强、趋“硬”,势必倒逼企业增加污染治理投入,扩大污染减排技术应用范围,加大绿色工艺和产品研发力度。同时,纠正政府官员的怠政行为,引导政府官员确立环境污染治理的长期偏好,保持环境规制执行强度。据此,强度大、持续时间长的反腐败与环境规制的交互作用,有助于有效管控环境污染。

假设 2: 反腐败与环境规制的交互项与环境污染之间呈现倒“U”形关系。

四、模型、变量与数据

1. 模型构建与变量说明

为实证检验反腐败及其与环境规制的交互项对环境污染排放的影响,本文构建面板计量模型如下:

$$\begin{aligned} \ln Pollutant_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Corr_{it} + \beta_2 (\ln Corr_{it})^2 + \beta_3 Regu_{it} + \beta_4 Interaction_{it} \\ & + \beta_5 (Interaction_{it})^2 + V_i + U_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 代表第 i 个省(直辖市、自治区), t 代表年份。 $\ln Pollutant$ 为被解释变量污染物排放量,用人均工业二氧化硫排放量的对数表示。 $\ln Corr$ 代表地区反腐败强度。周黎安(2009)采用各地区检察院贪污腐败案与渎职案直接立案数表示地区腐败程度。现实情况是,直接立案数反映的是检察院掌握的、待侦破的部分腐败案件,并不能真实客观地展示腐败程度^[27]。杨其静等(2016)提出,反腐败强度应该用各地区腐败案件的侦破数而非立案数表示。然而,侦破案件数同样受诸多因素影响,难以反映政府反腐败的实际强度。而且由于案件侦破周期较长,计量每年的实际反腐败案件数也有难度^[28]。为此,本文采取折中方法,沿用王健忠等(2017)的思路,选取检察院贪污腐败与渎职案直接立案数这一指标,采用每万名公职人员腐败案件发案数($Corr1$)和地区每万人的腐败案件发案数($Corr2$)进行测度^[29]。基于反腐败强度与环境污染之间可能存在的非线性关系,构建方程时引入 $(\ln Corr)^2$ 。 $Regu$ 则表示地区环境规制强度。考虑到非正式环境规制对环境污染的作用有限,本文主要分析正式环境规制及其影响,用各地区重点监控工业企业排污费(pwf)与污染治理投资($zwtz$)占工业增加值之比表示。为测算反腐败作用于环境规制进而对环境污染产生的交互影响,模型中引入 $Interaction$, 表示反腐败与环境规制的交互作用,由二者相乘得到。因交互项($Interaction$)与环境污染之间同样可能存在非线性关系,故而在计量模型中引入交互项的二次项 $(Interaction)^2$ 。 X_{it} 代表控制变量组。 β_0 代表常数项, β_i 代表核心解释变量与控制变量组的参数, ε_{it} 为随机误差项。

借鉴现有研究成果,本文将实际人均国内生产总值及其二次项、工业化水平、城市化率、贸易开放度、全要素生产率以及市场化指数引入(1)式中,并将绝对量表示的变量取对数,得到回归方程如下。

$$\begin{aligned} \ln Pollutant_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Corr_{it} + \beta_2 (\ln Corr_{it})^2 + \beta_3 Regu_{it} + \beta_4 Interaction_{it} \\ & + \beta_5 (Interaction_{it})^2 + \beta_6 \ln gdp_{it} + \beta_7 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_8 Industry_{it} \\ & + \beta_9 Urbanization_{it} + \beta_{10} Openness_{it} + \beta_{11} Market_{it} + \beta_{12} TFP_{it} + V_i \\ & + U_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $\ln gdp$ 是实际人均国内生产总值, $(\ln gdp)^2$ 是实际人均 GDP 对数的二次项, 表示地区经济发达程度; $Industry$ 表示工业化水平, 用工业增加值占 GDP 比重表示; $Urbanization$ 表示城市化率; $Openness$ 表示贸易开放度, 用地区实际利用外商直接投资额占 GDP 比重取对数; TFP 为全要素生产率, 表示地区技术进步程度; $Market$ 表示市场化程度, 采用樊纲、王小鲁等 2016 年《中国分省份市场化指数报告》中省级的市场化指数。

2. 数据来源与描述性统计

环境污染排放物量数据来源于《中国工业统计年鉴》《中国环境年鉴》以及 Wind 数据库。反腐败案件数据选取各省检察院反腐败案件直接立案数量; 各地区公职人员数据指标采用《中国统计年鉴》中“各省份每年的社会保障与公共组织在职人数”。反腐败数据来源于《中国检察年鉴》《中国法律年鉴》以及各省份检察院官方网站公开的检察工作报告。各地区重点监控工业企业排污费 (pwf)、污染治理投资 ($zwtz$) 来源于《中国环境统计年鉴》。实际人均国内生产总值 (gdp)、工业增加值占 GDP 比重、实际利用外商直接投资额 (FDI) 来源于《中国统计年鉴》。城市化率数据来自《中国城市年鉴》。市场化指数 ($Market$) 代表地区市场发育成熟程度, 数据取自王小鲁等的《中国分省份市场化指数报告(2016)》。

众所周知, 我国污染治理经历了从“软约束”到强制性减排逐步升级的过程。“十一五”规划纲要首次将节能减排目标划分为预期性目标和约束性目标, 中央政府将约束性目标作为考核各地经济社会发展的硬指标, 纳入地方政府官员综合考核评价体系, 环境治理力度随之明显加大。本文选用 2006—2016 年全国 31 省份 (除中国香港、澳门及台湾地区外) 的样本数据, 构建 11×31 短期面板, 变量的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量名称	观察值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
$\ln SO_2$	341	-4.42	1.01	-4.379	-8.175	3.807
$\ln Corr1$	335	3.12	0.41	3.170	1.131	4.968
Reg	341	0.04	0.04	0.030	0.007	0.585
$Interaction$	335	0.12	0.09	0.095	0.010	1.074
$\ln pgdp$	341	10.38	0.59	10.423	8.657	11.680
$Industry$	340	46.56	8.34	48.400	19.260	61.500
$Urbanization$	341	52.01	14.53	50.150	21.130	89.600
$Market$	341	6.12	2.04	6.190	-0.300	10.920
TFP	341	0.98	0.04	0.970	0.880	1.110
$Openness$	338	0.01	0.02	0.006	0.000	0.158

资料来源: 作者计算。

五、估计结果及分析

本文采用 2006—2016 年全国 31 个省份的短期面板数据, 依据前述模型, 分别采用最小二乘法 (OLS)、固定效应 (FE) 对加入反腐败与环境规制的交互项前后的回归方程进行估计, 检验反腐败、反腐败与环境规制交互项对环境污染的影响。为解决内生性问题, 将环境规制

滞后一期值及其与反腐败交互项作为工具变量, 所用估计方法分别为二阶段最小二乘法 (2SLS)、广义矩估计 (GMM), 得到表 2。其中, 模型 (1) (3) (5) (7) 采用了以上 4 种方法对未加入交互项的的回归方程进行估计。

表 2 全样本回归估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	OLS	FE	FE	2SLS	2SLS	GMM	GMM
<i>lnCorr1</i>	8.410*** (9.48)	7.061*** (7.13)	5.641*** (5.48)	5.047*** (4.67)	8.410*** (11.79)	7.055*** (7.28)	8.410*** (11.79)	7.055*** (7.28)
$(\lnCorr1)^2$	-1.326*** (-9.71)	-1.125*** (-7.17)	-0.873*** (-5.30)	-0.774*** (-4.41)	-1.326*** (-12.08)	-1.132*** (-6.93)	-1.326*** (-12.08)	-1.132*** (-6.93)
<i>Reg</i>	2.738* (1.94)	-1.548 (-0.79)	1.682 (1.48)	0.145 (0.07)	2.738 (1.60)	-2.411 (-1.35)	2.738 (1.60)	-2.411 (-1.35)
<i>lnpgdp</i>	-1.757 (-0.51)	-2.333 (-0.65)	2.502 (1.06)	1.710 (0.72)	-1.757 (-0.66)	-2.212 (-0.57)	-1.757 (-0.66)	-2.212 (-0.57)
$(\lnpgdp)^2$	0.081 (0.48)	0.107 (0.62)	-0.134 (-1.16)	-0.096 (-0.83)	0.081 (0.64)	0.110 (0.60)	0.081 (0.64)	0.110 (0.60)
<i>Industry</i>	0.041*** (3.83)	0.047*** (3.89)	0.030*** (3.57)	0.035*** (4.00)	0.041*** (5.00)	0.043*** (4.02)	0.041*** (5.00)	0.043*** (4.02)
<i>TFP</i>	0.209 (0.15)	0.086 (0.07)	-0.729 (-0.60)	-0.653 (-0.53)	0.209 (0.23)	0.601 (0.69)	0.209 (0.23)	0.601 (0.69)
<i>Openness</i>	3.038 (1.41)	3.422 (1.43)	1.415 (0.50)	1.576 (0.56)	3.038** (2.16)	3.845** (2.21)	3.038** (2.16)	3.845** (2.21)
<i>Urbanization</i>	0.011 (1.21)	0.009 (1.04)	0.012 (1.22)	0.010 (1.08)	0.011* (1.72)	0.003 (0.55)	0.011* (1.72)	0.003 (0.55)
<i>Market</i>	-0.167*** (-3.44)	-0.132** (-2.55)	-0.050 (-1.14)	-0.041 (-0.92)	-0.167*** (-5.06)	-0.161*** (-5.44)	-0.167*** (-5.06)	-0.161*** (-5.44)
<i>Interaction</i>		4.381* (2.04)		2.919* (1.76)		4.503* (1.88)		4.503* (1.88)
$(Interaction)^2$		-3.344* (-1.96)		-2.930** (-2.10)		-3.464* (-1.77)		-3.464* (-1.77)
<i>N</i>	332	332	332	332	332	302	332	302
调整 R^2	0.47	0.48			0.47	0.47	0.47	0.47

注: *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$ 。

1. 实证结果

由表 2 可知, 在模型 (1) — (8) 中, 反腐败回归系数在 1% 水平上显著为正, 反腐败二次项回归系数在 1% 水平上显著为负, 表明反腐败与环境污染之间具有倒 U 型关系, 假说 1 通过检验。理论上讲, 反腐败不仅能够直接起到抑制环境污染的作用, 而且还通过强化环

境规制间接起到改善环境的效果。在实践中,二者却并非线性关系。反腐败对环境污染的影响,除了受到反腐败强度和持续时间的影响之外,还要面对不良政商关系下官员与企业行为的阻碍。因此,只有当反腐败的强度和持续时间达到特定节点时,环境规则才会对官员环境执法和企业治理投入形成硬约束,企业与政府官员之间由合谋转向合作,进而从注重短期污染减排,转向追求整体环境质量改善。随着反腐败强度增大、持续时间延长,减排效果进一步显现。

反腐败与环境规制交互项回归系数 10%水平下显著为正,交互项二次项系数在 10%水平下显著为负,显示出反腐败与环境规制交互项与环境污染之间的关系为倒 U 型,从而验证了假说 2。反腐败与环境规制交互项之间的关系反映的是反腐败通过环境规制对污染产生的间接影响。同理,这种间接影响的释放与反腐败的强度及持续时间密切相关,并呈现出非线性的变化。需要强调的是,在环保目标非独立于经济目标的情形下,政府官员往往倾向于为规避风险而选择性地适用环境规制,导致环境规制的实际执行强度减弱。这种“不违规”的实施偏好,实则是不作为的怠政行为,非但达不到治污效果,甚至会导致消极涣散的环境执法氛围。随着反腐败工作不断深入,中央对地方环境规制的实际监督力度和问责强度升级,反腐败与环境规制逐步形成良性的交互作用,并成为新型政商关系的重要组成部分,污染治理效果随之得以改善。

2. 稳健性检验

本文以地区每万人的腐败案件发案数 (Corr2) 度量反腐败程度,并将工业废水与化学需氧量作为污染物进行回归,以检验实证结果的稳健性。数据显示,反腐败、反腐败与环境规制交互项系数依然显著^①。考虑到党的十八大以来,反腐败力度显著加大,因此,以 2012 年为时间分界点,对 2006—2012 年和 2012—2016 年两个时间段分别采用二阶段最小二乘法、广义矩估计以及迭代广义矩估计进行分段样本回归估计。由表 3 可知,通过 3 种估计对方程进行回归估计,结果显示 2006—2012 年间,反腐败与环境污染、反腐败与环境规制交互项与环境污染之间均呈倒 U 型关系,而 2012—2016 年间,反腐败与环境污染、反腐败与环境规制的交互项与环境污染之间的关系并不显著,其原因可能在于随着反腐败强度增大、持续时间延长,反腐败对污染治理的作用增强,主要污染物排放得到了有效控制,排放减少导致主要污染物对反腐败及其与环境规制交互项的反应反而不再显著。更为贴近现实的情况是,在环保高压下,部分地方政府的环境执法“简单粗暴”,搞“一刀切”,引导性、针对性偏弱。一些地区不仅要求排放超标企业关停,而且配合供给侧结构性改革淘汰落后的“去产能”目标,甚至强令全园区、全(高污染)行业关停。在此过程中,部分污染严重地方的政府缺少对污染企业绿色转型的技术支持、融资便利、政策辅导等正向激励,却以运动式的环境执法阻断了反腐败与环境规制之间的协同,错失二者交互项发挥积极作用的机会窗口。

^① 限于篇幅,稳健性结果文中不再赘述。

表 3 分时段样本回归估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2006—2012	2012— 2016	2006— 2012	2012— 2016	2006— 2012	2012—2016
<i>Interaction</i>	4.503*	0.888	4.503*	0.923	4.503*	0.928
	(1.88)	(0.12)	(1.88)	(0.13)	(1.88)	(0.13)
<i>lnCorr1</i>	7.055***	6.636	7.055***	6.629	7.055***	6.628
	(7.28)	(1.54)	(7.28)	(1.54)	(7.28)	(1.54)
$(\lnCorr1)^2$	-1.132***	-1.128*	-1.132***	-1.126*	-1.132***	-1.126*
	(-6.93)	(-1.66)	(-6.93)	(-1.66)	(-6.93)	(-1.66)
<i>Reg</i>	-2.411	-3.643	-2.411	-3.652	-2.411	-3.652
	(-1.35)	(-0.34)	(-1.35)	(-0.34)	(-1.35)	(-0.34)
$(Interaction)^2$	-3.464*	-0.164	-3.464*	-0.202	-3.464*	-0.207
	(-1.77)	(-0.03)	(-1.77)	(-0.03)	(-1.77)	(-0.03)
<i>lnpgdp</i>	-2.212	21.457	-2.212	21.299	-2.212	21.274
	(-0.57)	(1.48)	(-0.57)	(1.48)	(-0.57)	(1.48)
$(lnpgdp)^2$	0.110	-0.981	0.110	-0.973	0.110	-0.972
	(0.60)	(-1.44)	(0.60)	(-1.44)	(0.60)	(-1.44)
<i>Industry</i>	0.043***	0.018	0.043***	0.019	0.043***	0.019
	(4.02)	(1.02)	(4.02)	(1.03)	(4.02)	(1.03)
<i>TFP</i>	0.601	3.008	0.601	2.986	0.601	2.983
	(0.69)	(1.11)	(0.69)	(1.11)	(0.69)	(1.11)
<i>Openness</i>	3.845**	9.577	3.845**	9.640	3.845**	9.650
	(2.21)	(1.04)	(2.21)	(1.05)	(2.21)	(1.05)
<i>Urbanization</i>	0.003	0.001	0.003	0.001	0.003	0.001
	(0.55)	(0.06)	(0.55)	(0.07)	(0.55)	(0.07)
<i>Market</i>	-0.161***	-0.287***	-0.161***	-0.287***	-0.161***	-0.287***
	(-5.44)	(-4.18)	(-5.44)	(-4.20)	(-5.44)	(-4.20)
样本数	302	118	302	118	302	118
调整 R^2	0.47	0.31	0.47	0.31	0.47	0.31

注: ***表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$ 。

六、结论与政策启示

对于转型国家而言, 反腐败对提升制度质量、强化制度约束、减少腐败对经济社会负面影响的积极意义受到了普遍认可。然而, 有关反腐败与环境规制之间的关系及其作用于污染治理的理论机理, 学者们仍有争议。本文的特点和贡献主要体现在研究视角的拓展方面。从反腐败、反腐败与环境规制交互作用的角度出发, 将反腐败、环境规制与污染治理三者相结合, 对反腐败和环境规制共同影响污染治理做出了定量分析和解释, 从而为新时代反腐败如何更好地改善环境质量提供了有益的思路。文本基于中国 31 个省份(自治区、直辖市) 2006—2016 年的面板数据, 检验了以下两个理论假说: 一是反腐败能够在一定程度上起到直接抑制环境污染的作用, 且反腐败与环境污染之间呈倒 U 型关系。即强度小、持续时间短的反腐败反而有可能加剧环境污染, 而随着反腐败强度增加、持续时间延长, 反腐败抑制环境污染的作用得以增强。二是反腐败通过作用于环境规制, 同样能够在一定程度上发挥间接抑制环境污染的作用, 并且反腐败和环境规制的交互项与环境污染之间呈倒 U 型关系。

上述结论的政策含义集中指向推动形成更加法治化、常态化的权力监督机制, 增强反腐败与硬化的环境规制体系之间的协同效应, 这恰恰与党的十九届四中全会为坚持和完善中国特色社会主义制度、推进国家治理体系和治理能力现代化所确立的目标方向高度契合。党的十九届四中全会公报强调“要实行最严格的生态环境保护制度……, 严明生态环境保护责任制度”, 同时指出要“构建不敢腐、不能腐、不想腐体制机制”。这预示着在未来相当长的时期内反腐败将保持高强度。在这种态势下, 迫切需要提高环境治理的制度供给质量, 打造更加科学有效的环境执法体系。长远来看, 经济发展与环境保护之间的关系从割裂对立到融合互动, 既是发展质量的重要标志, 也是国家治理体系和治理能力现代化的重要内容。为此, 应着力完善政绩考核体系, 在落实“环保一票否决”的同时, 全面评估传统执法模式及其实际效果, 进一步调动地方官员改进环境执法工作方式的积极性, 创新激励机制, 探索更加市场化的执法手段, 鼓励执法部门运用大数据等新技术新手段, 引导环境治理由事后监管惩戒的“末端治理”模式加快转向以企业为主体、创新驱动的“绿色发展”模式, 构建绿色产业体系, 促使中国经济迈向高质量、可持续发展之路。

[参考文献]

- [1] AND R L, MITRA S. Corruption, pollution, and the Kuznets Environment Curve [J]. *Journal of environmental economics & management*, 2000, 40(2):137-150.
- [2] BISWAS A K, FARZANEGAN M R, THUM M. Pollution, shadow economy and corruption: Theory and evidence [J]. *Ecological economics*, 2012, 75(2):114-125.
- [3] IVANOVA K. Corruption and air pollution in Europe. [J]. *Q J Econ*, 2011, 63(1):49-70.
- [4] CHEN H, YU H, LI J, et al. The impact of environmental regulation, shadow economy, and corruption on environmental quality: theory and empirical evidence from China [J]. *Journal of cleaner production*, 2018, 195:200-214.
- [5] 何轩, 马骏, 朱丽娜, 等. 腐败对企业家活动配置的扭曲 [J]. *中国工业经济*, 2016(12):106-122.
- [6] 文显堂. 治雾霾先要治“环保腐败” [J]. *中国经济周刊*, 2014(13):87.
- [7] 史青. 外商直接投资、环境规制与环境污染——基于政府廉洁度的视角 [J]. *财贸经济*, 2013(1):93-103.
- [8] 余长林. 腐败如何影响了中国的环境污染? ——基于非正规经济的视角 [J]. *中国管理科学*, 2019, 27(5):140-148.
- [9] 廖显春, 夏恩龙. 为什么中国会对 FDI 具有吸引力? ——基于环境规制与腐败程度视角 [J]. *世界经济研究*, 2015(1):112-119, 129.
- [10] 李子豪, 刘辉煌. 腐败加剧了中国的环境污染吗? ——基于省级数据的检验 [J]. *山西财经大学学报*, 2013, 35(7):1-11.
- [11] DREHER A, SCHNEIDER F. Corruption and the shadow economy: an empirical analysis [J]. *Public choice*, 2010, 144(1/2):215-238.
- [12] COLE M A. Corruption, income and the environment: an empirical analysis [J]. *Ecological economics*, 2007, 62(3):637-647.

- [13] 阚大学, 吕连菊. 对外贸易、地区腐败与环境污染——基于省级动态面板数据的实证研究[J]. 世界经济研究, 2015(1): 120-126, 129.
- [14] 林煜恩, 刘雪芳, 朱健齐. 反腐败对投资效率的影响: 基于可持续发展视角[J]. 华东经济管理, 2019, 33(8): 111-123.
- [15] 史志颖, 李新功. 反腐败力度、环境规制与企业技术创新实证研究[J]. 征信, 2019, 37(8): 63-70.
- [16] 刘建秋, 盛开. 反腐败、高管责任基调与企业价值[J]. 商业研究, 2019(7): 100-111.
- [17] 王群勇, 陆凤芝. 环境规制能否助推中国经济高质量发展? ——基于省际面板数据的实证检验[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2018, 51(6): 64-70.
- [18] 袁凯华, 李后建. 政企合谋下的策略减排困境 ——来自工业废气层面的度量考察[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(1): 134-141.
- [19] 龙硕, 胡军. 政企合谋视角下的环境污染: 理论与实证研究[J]. 财经研究, 2014, 40(10): 131-144.
- [20] 梁平汉, 高楠. 人事变更、法制环境和地方环境污染[J]. 管理世界, 2014(6): 65-78.
- [21] 徐永慧. 以反腐败助推高质量发展的路径 ——基于腐败成因的视角[J]. 中国流通经济, 2019, 33(4): 45-56.
- [22] 王茂斌, 孔东民. 反腐败与中国公司治理优化: 一个准自然实验[J]. 金融研究, 2016(8): 159-174.
- [23] 党力, 杨瑞龙, 杨继东. 反腐败与企业创新: 基于政治关联的解释[J]. 中国工业经济, 2015(7): 146-160.
- [24] 黄少卿, 潘思怡, 施浩. 反腐败、政商关系转型与企业绩效[J]. 学术月刊, 2018, 50(12): 25-40.
- [25] 李迫阳. 反腐败与企业社会责任研究[J]. 财经论丛, 2018(9): 66-75.
- [26] 李后建, 张剑. 腐败与企业创新: 润滑剂抑或绊脚石[J]. 南开经济研究, 2015(2): 24-58.
- [27] 周黎安, 陶婧. 政府规模、市场化与地区腐败问题研究[J]. 经济研究, 2009, 44(1): 57-69.
- [28] 杨其静, 蔡正喆. 腐败、反腐败与经济增长 ——基于中国省级纪检监察机关信访执纪数据的再评估[J]. 经济社会体制比较, 2016(5): 84-100.
- [29] 王健忠, 高明华. 反腐败、企业家能力与企业创新[J]. 经济管理, 2017, 39(6): 36-52.