

环境规制垂直管理改革的减排效应

——来自地级市环保系统改革的证据

韩 超 孙晓琳 李 静*

摘 要 本文研究了环境规制垂直管理改革对工业污染排放的影响及内在机制,研究发现:改革抑制了工业污染排放;其影响存在地区差异性,对中西部污染减排作用更为显著,还发现污染减排压力越大的地区影响越明显;改革对相对较低政治约束的城市的减排效应更为突出。研究还发现改革未提高地方政府的环境治理投入,但显著弱化了“地方规制偏向”,提升了规制强度。进一步发现,垂直管理改革通过弱化“地方规制偏向”问题降低了工业污染排放水平。

关键词 垂直管理改革,地方规制偏向,污染减排

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.16

一、问题的提出

改革开放 30 多年以来,中国经济发展取得了举世瞩目的成就,GDP 以年均 10% 的增长率增长,但创造经济奇迹的背后却潜藏着不容忽视的高昂的环境成本,环境污染问题也越发凸显。日益加剧的环境污染不仅带来严重的经济损失,也为中国社会稳定和居民安全埋下了重大隐患 (Ebenstein *et al.*, 2015; Chen *et al.*, 2013)。近年来中央政府不断加大环境规制的投入力度,然而规制收效甚微。这就不得不引起人们的思考:为什么中央政府高度重视环境规制,而现实却总是不尽如人意?即显著的“规制执行偏差”到底是由什么因素导致的?政府设计和实施了多种类型的规制工具来解决环境问题 (Langpap and Shimshack, 2010),然而类似文献忽视了制度安排在环境规制

* 韩超,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心;孙晓琳,东北财经大学经济学院;李静,对外经济贸易大学国际经济贸易学院。共同通信作者及地址:孙晓琳,辽宁省大连市沙河口区尖山街 217 号东北财经大学经济学院,116025;电话:18340831038;E-mail: sunxiaolin1107@163.com;李静,北京市朝阳区惠新东街 10 号对外经济贸易大学博学楼 1323,100029;电话:15801517523;E-mail: jingli@uibe.edu.cn。本文得到国家自然科学基金(71774028)、辽宁省“兴辽英才计划”青年拔尖人才(XLYC1807254)、辽宁社科规划项目(L18AJY004)、辽宁省教育厅项目(LN2020Z05)、辽宁经济社会发展课题(2020slsktyb-034)的资助。感谢两位外审专家、王自力、熊瑞祥、何小钢、余泳泽、范合君、王岳龙等老师的建议及王之禹的协助。韩超特别感谢复旦大学经济学院陈钊教授的学术指导与建设性建议。文责自负。

实施中的作用。改革开放以后,财政分权与晋升激励约束下地方政府行为将显著影响环境规制的实施:一方面,财政分权与晋升激励对地方政府产生了有效的经济发展激励,从而带动中国经济发展(Lin and Liu, 2000);另一方面,财政分权与晋升激励导致了地方政府为了追求以GDP为核心的单目标激励往往会具有较大动力放松对污染企业的规制,甚至主动降低环境标准去引进高污染高能耗的企业,即极易产生“地方规制偏向”行为(Jia and Nie, 2017)。

从地方政府与企业的关系看,企业为扩大生产有向地方政府行贿以寻求放松环境规制标准的动机。然而,并非所有的政企合谋都是非法的,中央政府有时会“默许”政企合谋的存在,尤其当经济增长的收益大于环境污染造成的社会成本时(Lambert-Mogiliansky, 1998)。当制度约束下发展经济和治理环境存在不可忽视的内在矛盾时,不断切断地方政府与企业之间既存在经济关联又存在规制关联的紧密联系则成为环境规制体制转变的重要方向。鉴于中国一直实行的是“条块结合,以块为主,分级管理”的属地管理环境规制体制,因此围绕属地管理与垂直管理的规制体制差异的制度影响,涌现出一定数量的文献对此进行分析(Zhang *et al.*, 2018; 尹振东等, 2011),但是并未得到一致的结论。具体对垂直管理和属地管理的研究多集中于政治学领域,且更多的是一些学者或垂直管理部门官员的个人意见或新闻媒体报道。仅有的几篇基于严谨科学方法进行的分析也仅是泛泛的模型刻画(尹振东等, 2011; 尹振东, 2011; 尹振东和桂林, 2015)。以上研究的观点基本是内在一致的,在处理污染等外部性问题时,如果可以清晰考核,那么垂直管理整体是优于属地管理的,但是这一影响仍然与制度环境、目标任务偏向等存在紧密关系。

具体到环境污染问题的规制权利配置研究,相关的规范分析文献更是零星稀少(Zhang *et al.*, 2018)。仅存的一些观点性论述的研究认为:垂直管理可以减少或打破行政干预和地方保护主义(李萱和沈晓悦, 2011a、2011b);也有学者认为实施垂直管理并不能够完全排除地方政府对环保执法的干扰(鞠昌华, 2013);垂直管理改革会削弱上级部门对下级部门的横向协调(Mookherjee, 2006);垂直管理涉及人事、财务、管理权等一篮子改革,一旦某一环节出现问题均可能会对垂直管理的实施产生不利影响。2016年9月22日,《关于省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作的指导意见》,试行省以下环保机构垂直管理,但其实施效果以及到底产生如何影响犹未可知。相对于以往的文献,本文可能的边际贡献主要体现在:一是现有研究大多基于理论层面的逻辑演绎,但是限于模型的高度抽象化因而难以对

现实给出直接的解释，本文则可以为其提供经验证据；二是现有关于垂直管理的研究缺少对环境规制领域的具体分析，本文的研究则可以弥补这一缺陷；三是在“省以下”环境规制垂直管理（以下简称“垂直管理”）改革开始试行的背景下，深入挖掘“县区到地级市”的环境规制垂直管理改革的历史经验可以进一步完善相关改革。

本文其他部分的结构安排如下：第二部分是改革背景及事实描述；第三部分给出研究设计；第四部分给出基准结果；第五部分是影响机制探析；第六部分给出稳健性检验；最后给出本文的主要结论与启示。

二、制度背景与事实描述

2002年8月陕西省机构编制委员会印发了《陕西省市以下环境保护行政管理体制改革意见》，明确规定在陕西省范围内实行市以下垂直管理。根据陕西省的市以下垂直管理改革实践与改革内涵，本文发现中国存在大量的地级市已经事实上实施以及部分实施了市以下垂直管理改革¹，但是仅引起极少数的学者关注（鞠昌华，2013；李萱和沈晓悦，2011a、2011b）。除陕西外，其他存在改革的地级市并未公开发布实行市以下垂直管理的文件。为了摸清垂直管理改革试点建设情况，本文通过查阅各省环境保护厅、地级市环境保护局、区县环保分局官方网站、市/区人民政府网站、《中国环境年鉴》以及各市年鉴、各市环境保护志、百度百科、新闻网页等途径，收集整理了自1994年大连市首次实施辖区垂直管理改革到2010年所有实行市辖区垂直管理的地级市，并对其改革时点等信息进行整理分析。

截至2010年，本文统计发现已有74个地级市实施了垂直管理改革。如果以县区为单位计算，本文发现截至2010年共有239个区环保分局和80个县环保分局实施了垂直管理改革，这一结果与李萱和沈晓悦（2011b，第36页）中提到的“据不完全统计，我国已有约200个基层环保机构开展了环保垂直管理改革”的粗略估计基本一致。本文绘制了1994—2010年县区级垂直管理试点数量的变动趋势示意图（见图1），从中可知中国地方垂直管理趋势不断加强。同时，我们发现实施垂直管理改革的城市分布比较分散，既有东部沿海城市，也有中部城市和东北部城市，整体上并未呈现明显的内生性。

¹ 与陕西省的区别在于，部分地级市只在设区的地区实施垂直管理，地级市的代管县仍然实施属地管理。但是，这一改革相比原始的全部属地管理仍然在垂直管理改革方面迈出了重要的一步。

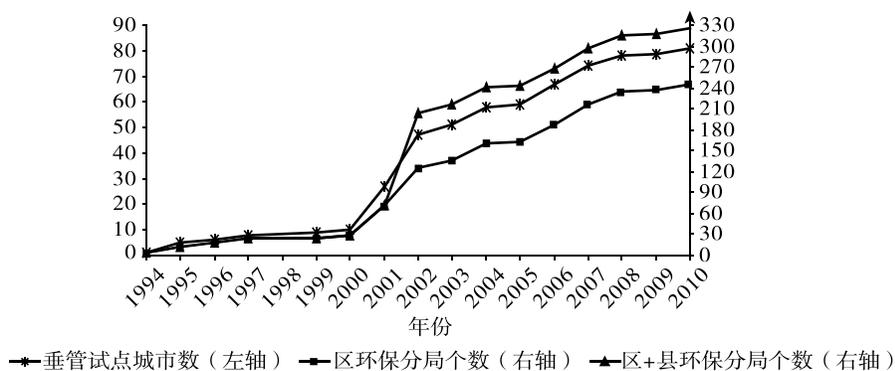


图 1 地方垂直管理改革变动趋势示意图 (单位: 个)

数据来源: 作者绘制。

本文收集整理除了北京、上海、天津、重庆 4 个直辖市外 283 个城市 (含地级市、计划单列市以及其他副省级城市) 的垂直管理改革情况。为了更精确地识别环境规制垂直改革情况, 本文还进行了以下处理: (1) 如果某市仅在各功能经济区、高新区、经济开发区等特殊区设置环境保护分局, 则不认为该地级市实施了垂直管理改革; (2) 若某市仅有一个市辖区且仅在该市辖区设置了环保分局, 但不存在县级环保分局, 也不认为其实施了垂直管理改革, 据此剔除了衡水、绍兴、丽水、百色、赣州、南平、德州这 7 个只有一个直属区环保分局的地级市样本; (3) 在查阅资料时, 发现承德、通化、日照、信阳、常德、茂名这 6 个城市均设有区环保分局, 但是没有查到具体垂直管理改革年份, 为了不影响回归结果的准确性, 本文也对其进行删除处理。

基于地级市的垂直管理改革情况, 本文进一步区分了东、中、西部环保机构垂直管理改革趋势图 (见图 2 和图 3), 从中可见相对中、西部, 东部有更多地级市实施了垂直管理改革。而且发现西部地区实施垂直管理改革的城市最少, 除陕西、广西的个别地级市外, 其他地级市实施垂直管理改革的很少。结合中国地方政府绩效考核与政治晋升的制度安排, 在属地管理体制下, 环境规制的实施难免会受到地方政府行为的影响, 而地方政府对环境规制偏向与地方的经济发展水平及其绩效考核有密不可分的关系。东部等相对发达的地区, 经济发展水平高, 工业化程度强, 相对而言地方政府对财力的“饥渴”程度要低于中西部地区, 降低环境污染的内在动机更强烈, 更有可能积极探索环境规制的垂直管理改革。而中西部等欠发达地区本身经济发展缓慢, 地方政府迫于“GDP 锦标赛”和“晋升锦标赛”的双重压力无心去关注环境规制, 相反更有倾向去“合谋”引进污染企业以拉动经济增长 (周黎安, 2007; Wu *et al.*, 2013)。本文在图 4 与图 5 绘制了实施垂直管理和未实施垂直管理的地级市之间在主要污染排放指标方面的时间变动趋势差异。观察图 4、

图 5 中两组间的均值差（实施垂直管理改革的城市—未实施垂直管理改革的城市）可以发现，主要污染物排放量的组间差距具有扩大的趋势。当然，以上仅仅是从描述性统计的视角给出了基本结论，更为精确科学的分析结论，有待下文详细论证。

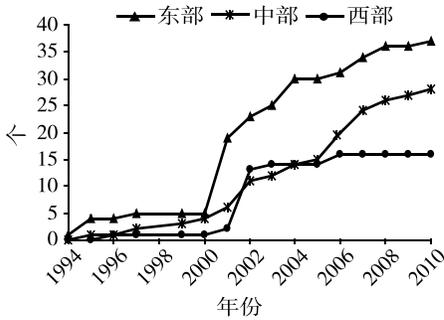


图 2 垂直管理改革城市区域差异

数据来源：作者整理绘制。

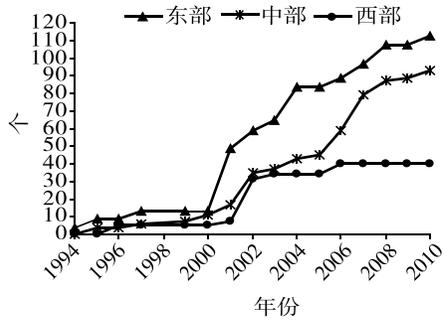


图 3 垂直管理改革县区级机构区域差异

数据来源：作者整理绘制。

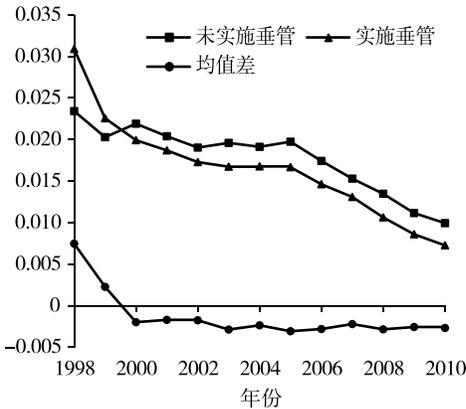


图 4 单位 GDP 二氧化硫排放量趋势

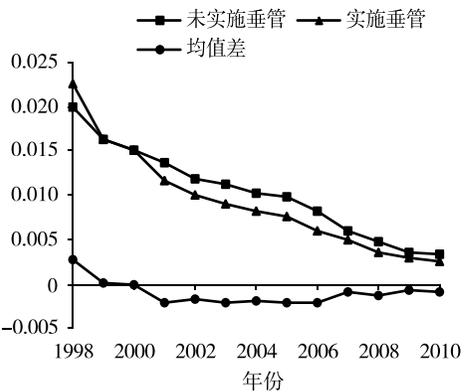


图 5 单位 GDP 工业烟尘排放量趋势

三、变量、数据与研究设计

地级市的垂直管理改革是循序渐进开展的，其改革时点并不统一。本文将实施垂直管理改革的城市设定为处理组，将未实施垂直管理改革的城市设定为参照组，识别每个城市实施垂直管理改革的时点，并将根据每个城市政策时点识别政策后的年度虚拟变量，即采用渐进式双重差分法的设计思路进行研究设计。具体而言，本文的模型设定如下：

$$perpollut_{ct} = \beta_0 + \beta_1 EVM_{ct} + \sum_j \beta_j \times Control + \gamma_t + \mu_c + \varepsilon_{ct}, \quad (1)$$

其中，下标 c 和 t 分别代表地级市和年份，本文以单位 GDP 工业污染物排放

量 ($perpollut_{ct}$) 为被解释变量, 分别为单位 GDP 工业二氧化硫排放量 ($perso2$) 和单位 GDP 工业烟尘排放量 ($persoot$), 同时将采用单位 GDP 工业废水排放量 ($perwater$) 进行稳健性检验。同时设置政策虚拟变量 EVM_{ct} 作为核心解释变量, 刻画环保垂直管理政策的实施。令 $EVM_{ct} = treatment_c \times post_{ct}$, 虚拟变量 $treatment_c$ 用于判断是否是试点城市, 是则 $treatment_c$ 赋值为 1, 反之为 0; $post_{ct}$ 代表时间虚拟变量, 由于每个设区城市设立环保分局的时间不一致, 将垂直管理改革实施以及其后的年份设为 1, 即假定城市 c 加入试点的年份为 t_{c0} , 如果 $t \geq t_{c0}$, 则 $post_{ct}$ 赋值为 1, 反之为 0。 γ_t 代表时间固定效应, μ_c 代表城市个体固定效应, ϵ_{ct} 为随机误差项。另外为了尽量控制样本选择问题, 确保估计的一致性, 本文加入了其他控制变量 $Control$, 主要包括经济发展水平、外商直接投资、财政自由度、上一年单位环境治理投资、上一年人均环境行政处罚案件数、上一年人均环境问题来信数、上一年人均环保事故数、人口密度、第二产业比重等。

(一) 环境污染强度指标

考虑地级市环境数据可得性, 结合已有文献(包群等, 2013)的做法, 本文选取工业二氧化硫以及工业烟尘排放量作为环境污染衡量指标, 并在稳健性检验中采用工业废水排放进一步分析, 同时考虑到污染物排放量容易受到当地经济发展水平等因素的影响, 本文通过地区实际生产总值 GDP 对工业废水排放量、工业二氧化硫排放量及工业烟尘排放量进行标准化处理, 以消除地区经济规模的内生影响。其中, 地级市环境污染相关数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》, 但是由于 1997—2002 年《中国城市统计年鉴》中这三类污染物统计指标及统计口径不一致², 本文通过查阅各省市统计年鉴、各省市年鉴、各市环境状况公报、各省改革开放 30 年汇编等资料汇总补充。

(二) 影响地区环境污染的其他控制变量

为了最大程度减少结果偏误, 本文控制了公众诉求 ($perletter$)、环境执法强度 ($perpunish$)、环保事故数 ($peraccident$) 这三个与环境污染水平高度相关的变量。同时, 本文引入单位工业污染治理投资额 ($perinvest$) 来衡量环境治理投资在环境规制实施中可能的影响。³ 由于地级市层面环境治理投资、信访、行政处罚及环保事故等指标数据缺失, 本文采用地级市所在省份的省级数据进行匹配, 省级数据均来源于历年《中国环境年鉴》《中国统计年

² 2003 年之前《中国城市统计年鉴》中环境污染统计的指标是“每平方公里二氧化硫排放量”“工业废水排放达标率”“环境噪音达标面积”, 为了使得研究具有可比性, 本文通过手工查询各数据来源进行补齐。

³ 由于从 2002 年才开始有环境治理投资总额的统计, 故本文选用环境治理投资总额中最能反映工业污染治理情况的“工业污染源治理本年投资额”来代替。

鉴》。另外，考虑到实际环境治理投资、信访、环保事故、行政处罚等指标发挥作用存在一定的滞后性，对下一年的环境污染减排作用更明显，本文选取以上四个变量的地级市所在省份上一年数据进行研究。本文还控制了地区经济发展水平 ($\ln\text{pergdp}$ 、 $\ln\text{pergdp}2$)、外商直接投资 ($\ln\text{fdi}$)、财政自由度 (fiscal_self)、人口密度 (dens)、第二产业占比 (industry) 等可能影响环境污染排放的城市发展指标，以减弱遗漏变量的影响。以上指标数据来源于历年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》，部分缺失数据由手工通过各地历年统计年鉴收集整理补齐。以上所有以货币形式体现的指标均采用以 1997 年为基期的地区生产总值平减指数进行价格平减，以消除价格因素影响。相应变量的定义及计算方法见表 1。同时，本文给出主要变量的描述性统计（见表 2）。表 2 最后 1 列的组间差异表明，实施垂直管理城市与未实施垂直管理的城市之间在众多指标尤其是控制变量方面差异通过显著性检验，因而估计时需要在模型（1）中控制相关控制变量以尽可能地减弱样本内生选择的影响。

表 1 变量定义及计算方法

变量	变量名称	定义	计算方法
被解释变量	perwater	单位 GDP 工业废水排放量	工业废水排放量/地区实际生产总值
	$\text{perso}2$	单位 GDP 工业 SO_2 排放量	工业 SO_2 排放量/地区实际生产总值
	persoot	单位 GDP 工业烟尘排放量	工业烟尘排放量/地区实际生产总值
核心解释变量	EVM	环保机构垂直管理	根据各地环保机构实行垂直管理时间赋值
控制变量	$\ln\text{pergdp}$	经济发展水平	地区实际人均 GDP 取对数
	$\ln\text{pergdp}2$		地区实际人均 GDP 对数值的平方
	$\ln\text{fdi}$	外商直接投资	地区实际利用外商直接投资额对数
	fiscal_self	财政自主度	地方财政一般预算内收入 $\times 100$ /地方财政一般预算内支出
	perinvest	上一年单位环境治理投资	上一年所在省工业污染治理投资额/上一年本省工业总产值
	perpunish	上一年人均环境行政处罚案件数	上一年所在省环境行政处罚案件数/上一年本省人口总数
	perletter	上一年人均环境问题来信数	上一年所在省环境问题来信数/上一年本省人口总数
	peraccident	上一年人均环保事故数	上一年所在省环境污染与破坏事故总数/上一年本省人口总数
	dens	人口密度	总人口/土地面积（人/平方公里）
	industry	第二产业比重	第二产业产值 $\times 100$ /地区生产总值

资料来源：作者整理绘制。

表2 描述性统计

变量	实施垂直管理城市						未实施垂直管理城市						组间	
	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	最小值	最大值	差异	
<i>perwater</i>	1 001	0.00162	0.00123	9.48E-05	0.00832	2 489	0.00186	0.0022	1.29E-05	0.0331	0.0331	0.0331	-0.00025***	
<i>perso2</i>	979	0.017	0.0225	0.000465	0.379	2 433	0.0179	0.029	6.71E-06	0.594	0.594	0.594	-0.00093	
<i>persoot</i>	955	0.00948	0.0169	0.000102	0.337	2 375	0.00998	0.0155	1.23E-05	0.302	0.302	0.302	-0.0005	
<i>lnpergdp</i>	1 036	4.714	0.713	2.758	6.794	2 721	4.545	0.783	-0.214	7.297	7.297	7.297	0.16893***	
<i>lnpergdp2</i>	1 036	22.73	6.856	7.607	46.16	2 721	21.27	7.308	0.0214	53.25	53.25	53.25	1.46022***	
<i>lnfdi</i>	1 014	4.389	1.883	-2.299	9.004	2 382	3.822	2.005	-4.096	8.839	8.839	8.839	0.56648***	
<i>perinvest</i>	1 036	18.52	13.2	3.207	108.3	2 738	21.51	16.14	0	108.3	108.3	108.3	-2.98834***	
<i>perpanish</i>	952	0.777	1.016	0.0224	7.367	2 530	0.588	0.873	0.00794	7.367	7.367	7.367	0.18898***	
<i>perletter</i>	1 036	3.066	3.048	0.0155	21.55	2 744	2.563	2.671	0.0041	21.55	21.55	21.55	0.50341***	
<i>peraccident</i>	989	0.0125	0.0141	0	0.0836	2 612	0.0128	0.0159	0	0.0836	0.0836	0.0836	-0.00025	
<i>dens</i>	1 027	450.7	335.5	52	4 018	2 526	405.1	369.2	4.7	11 564	11 564	11 564	45.66713***	
<i>fiscal_self</i>	1 036	59.11	22.23	12	320.5	2 744	52.54	25.01	3.69	546.9	546.9	546.9	6.57860***	
<i>industry</i>	1 036	47.59	10.5	18.5	82.28	2 710	45.56	12.32	15.7	90.97	90.97	90.97	2.03410***	

资料来源：作者整理绘制。

四、基本结果

(一) 垂直管理是否有助于污染减排

根据模型 (1) 分别检验了垂直管理改革对单位 GDP 工业二氧化硫排放量、单位 GDP 工业烟尘排放量的影响, 估计结果如表 3 所示。表 3 第 (1)—(2) 列给出了不加入城市特征变量的估计结果回归, 第 (3)—(4) 列给出了加入城市特征变量重新进行估计得到的结果。通过表 3 可知, 加入城市特征变量时, 垂直管理改革 (EVM) 对单位工业二氧化硫排放 (*perso2*) 具有负向影响, 但不加入城市特征变量时未通过显著性检验。这一显著性差异表明, 城市特征变量对城市是否选择实施垂直管理改革应该发挥作用, 应该加以控制。第 (3)—(4) 列估计结果显示, 垂直管理改革 (EVM) 的实施显著降低了单位工业二氧化硫 (*perso2*) 和单位工业烟尘 (*persoot*) 污染排放。表 3 中其他地级市特征变量的估计结果显示, 人均地区实际生产总值 (*lnpergdp*) 的系数不显著, 而其平方项 (*lnpergdp2*) 与环境污染显著负相关, 这一结果表明地级市层面经济发展与环境污染之间关系基本符合环境库兹涅兹曲线的倒“U”形假说。同时, 还可以发现外商直接投资 (*lnfdi*) 的系数显著为负, 表明地级市层面的环境“污染避难所”效应并不成立, 相反由于外商直接投资的引入可能带来的规模经济、先进的清洁技术等效应反而可以有利于污染减排。再者, 上一年的单位环境治理投资 (*perinvest*) 系数显著为负, 显著降低了工业污染物的排放, 也同已有研究结论基本一致 (包群等, 2013)。

表 3 垂直管理改革对单位工业污染物排放的影响

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
EVM	-0.00081	-0.00216*	-0.00191**	-0.00245*
	(0.00095)	(0.00129)	(0.00080)	(0.00138)
<i>lnpergdp</i>			-0.00089	-0.01933
			(0.00522)	(0.01285)
<i>lnpergdp2</i>			-0.00078*	0.00125
			(0.00045)	(0.00108)
<i>lnfdi</i>			-0.00054*	-0.00068*
			(0.00031)	(0.00039)

(续表)

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>industry</i>			0.00003 (0.00006)	-0.00003 (0.00009)
<i>fiscal_self</i>			-0.00001 (0.00001)	0.00001 (0.00003)
<i>dens</i>			-0.00000 (0.00000)	0.00000 (0.00000)
<i>perinvest</i>			-0.00008** (0.00004)	-0.00011** (0.00005)
<i>perpunish</i>			0.00002 (0.00033)	-0.00035 (0.00043)
<i>perletter</i>			0.00014 (0.00011)	0.00019** (0.00009)
<i>peraccident</i>			-0.00072 (0.01944)	0.00014 (0.02583)
控制时间	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
<i>N</i>	3 412	3 330	2 962	2 900
<i>R</i> ²	0.70451	0.56858	0.79857	0.56554

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著; 括号内为稳健标准误。以下同。

(二) 垂直管理改革影响的动态效应

通过对模型(1)的估计可以发现,垂直管理改革具有显著的污染减排作用,然而以上仅是对规制管理改革的平均处理效应。为了考察上述可能存在的问题,探究垂直管理改革对污染排放的影响在时间上的动态效应,得到模型(2):

$$perpollut_{ct} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{14} \beta_i EVM_{ct} \times trend_i + \sum_j \beta_j \times Control + \gamma_t + \mu_c + \varepsilon_{ct}, \quad (2)$$

其中, $trend_i$ 代表垂直管理改革实施当年或者第 i 年的虚拟变量,具体设定为:未实施垂直管理改革的城市该变量对应的值为 0;如果实施垂直管理改革

的城市 c 某年实行垂直管理, 则当年政策为第 1 年, 以后每年加 1。然后本文将垂直管理 (EVM) 与每个政策后的实施年度虚拟变量 ($trend_i$) 相乘构造交互项 (表示为 evm_i), 以此观察地级市垂直管理改革实施后在样本期内历年的动态影响, 即系数 β_i 的大小及显著性。为了使研究具有可比性, 需要满足每个实施垂直管理的城市在政策实施前均有样本存在, 因此删除了 1997 年之前所有已经实施了垂直管理改革的城市样本。估计结果见表 4。

表 4 垂直管理改革影响的动态效应

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EVM</i>	-0.00182** (0.00080)	-0.00237* (0.00139)		
<i>evm_1</i>			-0.00129 (0.00100)	-0.00157 (0.00126)
<i>evm_2</i>			-0.00105 (0.00104)	-0.00144 (0.00130)
<i>evm_3</i>			-0.00075 (0.00106)	-0.00198 (0.00133)
<i>evm_4</i>			-0.00136 (0.00096)	-0.00257 (0.00158)
<i>evm_5</i>			-0.00276*** (0.00106)	-0.00323* (0.00177)
<i>evm_6</i>			-0.00350*** (0.00130)	-0.00396* (0.00214)
<i>evm_7</i>			-0.00396*** (0.00141)	-0.00395* (0.00222)
<i>evm_8</i>			-0.00414** (0.00170)	-0.00392 (0.00256)
<i>evm_9</i>			-0.00501** (0.00221)	-0.00424 (0.00276)
<i>evm_10</i>			-0.00114 (0.00150)	-0.00180 (0.00238)

(续表)

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>evm_11</i>			-0.00066 (0.00326)	0.00062 (0.00260)
<i>evm_12</i>			-0.00349** (0.00171)	-0.00074 (0.00233)
<i>evm_13</i>			-0.00217 (0.00162)	0.00060 (0.00243)
<i>evm_14</i>			-0.00105 (0.00172)	0.00374 (0.00332)
特征变量	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
N	2 911	2 849	2 911	2 849
R ²	0.79827	0.56500	0.79892	0.56590

表4第(1)—(2)列给出了利用剔除1997年前实施环境规制垂直改革城市样本,基于模型(1)进行估计后的结果,发现EVM对*perso2*、*persoot*的影响与表3一致。表4中第(3)—(4)列给出了政策的动态影响估计结果。从*perso2*的估计结果可知,垂直管理改革当年到政策实施后第3年(*evm_1*—*evm_4*)的影响系数虽然未通过显著性检验,但其系数呈现稳定的负值,同时从实施改革后第4年开始其系数开始呈现显著性,而且从最核心的估计系数的大小可以看出,*evm_5*—*evm_9*对*perso2*的影响系数的绝对值在逐步增大。综合以上的结果,可以很明显地看到垂直管理改革的作用效果在短期是逐渐增强与显著的。从长期看,从垂直管理改革实施后估计系数逐步降低且不显著,这表明受众多因素所限(鞠昌华,2013),改革的政策影响在逐渐消减,而这种政策消逝的过程在很多政策研究中都得以证实(Li *et al.*, 2016)。

(三) 异质性分析

1. 区域性差异

是否在改革实施的效果上东部也会比中西部更为明显。基于这个考虑,依据地级市所在省份划分为东部和中西部地区,并构建区域的虚拟变量使之

与相应的政策变量 (EVM) 交互, 并对模型 (1) 进行调整得到模型 (3), 估计结果汇总在表 5。估计结果显示, 无论是否加入城市特征变量, 东部地区 ($east$) 与垂直管理实施 (EVM) 的交互项 (evm_east) 对 $perso2$ 、 $persoot$ 均通过显著性检验, 其系数符号为正表明东部地区垂直管理改革对污染减排的影响更弱。

$$perpollut_{ct} = \beta_0 + \beta_1 EVM_{ct} + \beta_2 east + \beta_3 evm_east + \sum_j \beta_j \times Control + \gamma_t + \mu_c + \varepsilon_{ct}. \quad (3)$$

表 5 垂直管理改革影响的异质性

	$perso2$	$persoot$	$perso2$	$persoot$
	(1)	(2)	(3)	(4)
EVM	-0.00289** (0.00129)	-0.00532*** (0.00201)	-0.00395*** (0.00132)	-0.00498** (0.00233)
$east$	0.00407** (0.00178)	-0.00062 (0.00135)	0.02092*** (0.00507)	-0.05700*** (0.00319)
evm_east	0.00488*** (0.00152)	0.00757*** (0.00240)	0.00474*** (0.00174)	0.00613** (0.00288)
特征变量	否	否	是	是
控制时间	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
N	3 412	3 330	2 962	2 900
R^2	0.70494	0.57147	0.79926	0.56842

2. 污染减排压力差异的影响

不同地区受到的来自中央层面的污染减排压力也不同, 而这可能会对规制行为带来显著影响。借助 1998 年开始实施的两控区 (指二氧化硫和酸雨污染控制区, 其重点控制的目标污染物均是二氧化硫) 政策, 分析垂直管理改革在不同污染减排压力下的影响差异。设置两控区的虚拟变量 TCZ : 若被纳入两控区则 TCZ 赋值为 1,; 若未被纳入两控区则 TCZ 赋值为 0。同时, 构造垂直管理 (EVM) 与两控区 (TCZ) 的交互项 evm_tcz , 并将模型 (3) 中 $east$ 、 evm_east 替换为 TCZ 和 evm_tcz , 详细的估计结果见表 6。无论是否控制城市特征变量, evm_tcz 仅对 $perso2$ 的影响显著为负, 对 $persoot$ 的影响不显著。本文认为, 对于纳入两控区的城市, 由于受到的污染减排压力 (尤其是二氧化硫减排压力) 较大, 实行垂直管理改革后, 其对二氧化硫污染排放的积极影响更为显著。

表6 垂直管理影响效应与污染减排压力

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EVM</i>	0.00185 (0.00116)	-0.00314** (0.00155)	0.00183* (0.00106)	-0.00121 (0.00161)
<i>TCZ</i>	-0.06035*** (0.00802)	0.00215 (0.00161)	0.02507*** (0.00567)	0.01849** (0.00858)
<i>evm_tcz</i>	-0.00404*** (0.00145)	0.00152 (0.00235)	-0.00564*** (0.00159)	-0.00190 (0.00263)
特征变量	否	否	是	是
控制时间	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
<i>N</i>	3 412	3 330	2 962	2 900
<i>R</i> ²	0.70478	0.56869	0.79936	0.56571

3. 政治约束差异影响

鉴于省会及副省级城市经济发展实力及行政地位比较接近且其体现了更强的政治约束(席鹏辉和梁若冰,2015),若该城市是省会及副省级城市,赋值 *provin_city* 为 1,反之为 0,并将虚拟变量与垂直管理政策指标(*EVM*)交互构造交互项(*evm_procity*)。同表 6 类似,将模型(3)中 *east*、*evm_east* 替换为 *provin_city* 和 *evm_procity*,详细的估计结果见表 7。无论是否控制城市特征变量,*evm_procity* 对 *persoot* 的影响系数为正值,且均通过显著性检验,对 *perso2* 的影响虽然未通过显著性检验,但是估计系数也为正值,这一结果与东中西地区差异的分析结果颇为相似。本文认为,省会及副省级城市行政等级高,其受到较强政治约束力,“地方规制偏向”相对较弱,因而垂直管理改革可以发挥的作用有限。

表7 垂直管理改革影响与政治约束差异

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EVM</i>	-0.00117 (0.00103)	-0.00360** (0.00156)	-0.00205** (0.00091)	-0.00327* (0.00168)

(续表)

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>provin_city</i>	-0.06253*** (0.00804)	-0.04120*** (0.00247)	-0.06082*** (0.00308)	0.01466 (0.00915)
<i>evm_procity</i>	0.00202 (0.00160)	0.00781*** (0.00178)	0.00083 (0.00186)	0.00462** (0.00210)
特征变量	否	否	是	是
控制时间	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
<i>N</i>	3 412	3 330	2 962	2 900
<i>R</i> ²	0.70456	0.57051	0.79858	0.56626

五、影响机制

垂直管理改革是否会影响到污染治理行为？此外，垂直管理改革的核心指向则是“地方规制偏向”，而垂直管理改革是否真的会通过这个机制影响排放？

(一) 是否通过增加地方政府环境保护投入降低排放

本文构建了省级垂管指标：一是不加权重的垂直管理指标 (*CG_CITY*)，即省内实施垂直管理的城市总数占该省全部城市总数的百分比；二是加权重的垂直管理指标 (*CG_CITY_gdp*)，即省内实施垂直管理城市的 GDP 总和占该省所有城市的 GDP 总和的百分比，通过验证发现省级垂直管理指标对污染排放的影响与表 3 一致，表明其具有可靠性（见表 8）。

表 8 基于省级垂直管理指标的污染减排效应

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CG_CITY</i>	-0.00092*** (0.00027)	-0.00068*** (0.00022)		
<i>CG_CITY_gdp</i>			-0.00096*** (0.00026)	-0.00088*** (0.00023)

(续表)

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
特征变量	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是
<i>N</i>	327	326	327	326
<i>R</i> ²	0.90867	0.82848	0.91056	0.83490

表9给出了垂直管理对地方政府环保投入的影响, 本文将垂直管理相关指标滞后1期。表9第(1)—(2)列考察了垂直管理改革对污染治理投资的影响。采用省级工业污染治理投资额指标衡量环境治理投资, 并以省级的工业总产值对工业污染治理投资额进行标准化处理并对数化 $\ln\text{perinv}_1$ 。表9第(3)—(4)列和第(5)—(6)列考察了垂直管理改革对规制机构人员数(环境保护系统年末总人数的对数 $\ln\text{jg_peo}$)、基层机构数(环境保护机构数的对数 $\ln\text{jigou}$)的分别影响。估计结果表明, 未有经验证据支持实行垂直管理会影响地方政府增加环境治理投资、增加环境规制机构人员以及增设基层环境规制机构。

表9 垂直管理与地方政府环境保护投入

	$\ln\text{perinv}_1$	$\ln\text{perinv}_1$	$\ln\text{jg_peo}$	$\ln\text{jg_peo}$	$\ln\text{jigou}$	$\ln\text{jigou}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.CG_CITY</i>	0.00006		-0.00180		-0.00133	
	(0.00189)		(0.00174)		(0.00196)	
<i>L.CG_CITY_gdp</i>		-0.00032		-0.00248		-0.00068
		(0.00170)		(0.00158)		(0.00225)
特征变量	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	351	350	351	350	351	350
<i>R</i> ²	0.75641	0.75141	0.74302	0.73749	0.67702	0.67003

(二) 是否通过提高规制强度降低污染排放

排污费征收制度在污染减排方面是相对稳健有效的政策工具 (Wang and

Wheeler, 2005), 相对其他治理工具排污费更能体现规制部门的行为偏好, 因而采用排污收费强度 (*fee*) 来衡量环境规制行为, 用工业增加值对排污费实际缴纳入库总额进行标准化并对数化构造 *ln_fee*。排污收费的指标仅限于省级层面, 采用省级层面垂直管理指标 *CG_CITY*、*CG_CITY_gdp* 进行分析。表 10 给出了垂直管理改革对 *ln_fee* 的影响, 第 (1)—(2) 列采用 *L.CG_CITY* 分析并控制了省级特征变量, 结果显示不考虑权重时垂直管理改革并未对 *ln_fee* 产生显著的影响。第 (3)—(4) 列则是利用 *L.CG_CITY_gdp* 分析, 发现 *L.CG_CITY_gdp* 显著提高了排污收费强度。进一步分别构造了 *L.CG_CITY_gd* 与 *fee*、*ln_fee* 的交互项 *cg_fee* 和 *cg_lnfee*, 探究其是否可通过规制强度提升影响污染排放, 但表 10 的结果表明, 无论是 *cg_fee* 还是 *cg_lnfee* 均未发现垂直管理改革通过提高排污费征收强度降低污染排放的证据。

表 10 垂直管理改革与规制机构行为

	<i>fee</i>	<i>ln_fee</i>	<i>fee</i>	<i>ln_fee</i>	<i>perso2</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L.CG_CITY</i>	-0.03548	-0.00094						
	(0.06919)	(0.00380)						
<i>L.CG_CITY_gdp</i>			0.07653*	0.00589**	-0.00075	-0.00026	-0.00063	-0.00038
			(0.04432)	(0.00243)	(0.00104)	(0.00046)	(0.00045)	(0.00025)
<i>cg_fee</i>						0.00004		0.00001
						(0.00003)		(0.00001)
<i>cg_lnfee</i>					0.00044		0.00019	
					(0.00039)		(0.00016)	
<i>fee</i>						-0.00016		-0.00004
						(0.00068)		(0.00049)
<i>ln_fee</i>					-0.01016		-0.01156	
					(0.01198)		(0.00833)	
特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是	是	是	是	是
N	182	182	182	182	182	182	181	181
<i>R</i> ²	0.84074	0.91102	0.84186	0.91411	0.93335	0.93595	0.87879	0.87929

注：2003 年之前排污费是超标收费，2003 年排污费修订才实现排污即收费、超标加倍收费制度，为了剔除排污费修订制度的影响，本部分只采用 2003—2010 年的样本。

(三) 是否通过弱化“地方规制偏向”行为降低污染排放

关于地方保护行为(规制偏向),虽然学界进行了大量研究(Jia and Nie, 2017),但依然没有一个公认的指标。本文认为,如果受地方政府“保护”的企业在改革后产出相对其他企业而言得到抑制,那么可以间接推断应该可以弱化地方政府与企业间“地方规制偏向”行为。为了回答以上问题,基于1998—2010年中国工业企业数据库中制造业数据,识别重点受规制影响的污染行业,并进而识别出国有企业,以此来分析垂直管理改革的影响。如果技术进步不随着垂直管理改革产生大的变动,那么企业的污染-产出比例不会有大的变动。即使垂直管理改革导致的规制加强引致了技术进步效应,那么污染-产出比例将降低,在这一前提下如果还可以观察到产出降低,那么更可以说明垂直管理改革通过降低产出从而降低污染排放。

综合以上分析,本文选择企业工业总产值的对数($\ln y$,其内涵为产出的增长率)作为被解释变量,间接体现对污染排放的影响。关于污染行业的识别,本文以环境保护部颁布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》为依据区分重点污染行业和非重点污染行业,通过构建虚拟变量 $cich$ 来识别,即污染行业则 $cich$ 赋值为1,反之 $cich=0$ 。表11第(1)列显示,垂直管理改革显著降低了污染企业的产出增长率,直接反映了垂直管理改革对污染产业产生显著的影响。为了分析地方规制偏向问题,定义国有企业 $soe=1$,否则 $soe=0$ 。具体估计时,本文还构造垂直管理改革、污染行业与国有企业的两两交互以及三者交互变量:垂直管理改革与污染行业的交互 evm_cich ;污染行业与国有企业的交互 $cich_soe$;垂直管理改革与国有企业交互 evm_soe ;污染行业、国有企业与垂直管理改革的联合交互 evm_ch_soe 。如表11第(2)列所示, evm_cich 、 evm_soe 以及 $cich_soe$ 显著为正值,表明垂直管理改革对国有企业与污染行业本身都是正向影响。但是 evm_ch_soe 对 $\ln y$ 的估计系数为显著负值,表明垂直管理改革对污染行业的负向影响主要是通过国有企业来实现。

表11 垂直管理改革与“地方规制偏向”行为的约束

	$\ln y$		
	(1)	(2)	(3)
EVM	-0.00005 (0.00687)	-0.03871*** (0.00683)	-0.01394** (0.00681)
evm_cich	-0.01229* (0.00703)	0.03612*** (0.00702)	0.00459 (0.00706)

(续表)

	lny		
	(1)	(2)	(3)
<i>evm_ch_soe</i>		-0.37018*** (0.04744)	
<i>evm_ch_countysoe</i>			-0.20021*** (0.06220)
<i>evm_soe</i>		0.51705*** (0.01935)	
<i>evm_countysoe</i>			0.37398*** (0.02455)
<i>cich_soe</i>		0.61502*** (0.01926)	
<i>cich_countysoe</i>			0.60003*** (0.02450)
<i>soe</i>		-0.25711*** (0.00842)	
<i>countysoe</i>			-0.85151*** (0.01066)
<i>cich</i>	0.30575*** (0.00511)	0.25892*** (0.00514)	0.27962*** (0.00512)
特征变量	是	是	是
控制行业	是	是	是
控制地区	是	是	是
控制时间	是	是	是
<i>N</i>	1 062 410	1 062 410	1 062 410
<i>R</i> ²	0.13500	0.13780	0.14324

注：城市的特征变量中不包括与污染有关的变量。

以上的国有企业由于未区分政治层级关系,因而将其解读为降低“地方规制偏向”可能仍有偏差。结合县区到地级市的垂直管理改革内涵,地方政府一般很难对隶属于上一级的国有企业产生显著干预,即垂直管理改革可能主要影响县区级及以下的国有企业。为此构造变量 *countysoe*: 如果企业是县级以下国有企业则 *countysoe* = 1, 否则 *countysoe* = 0。同理,依然构造 *EVM*、*cich* 与县 *countysoe* 的两两交互以及三者交互变量,即增加构造变量 *cich_countysoe*、*evm_ch_countysoe* 与 *evm_countysoe*。通过表 11 第 (3) 列所示:*evm_countysoe* 与 *cich_countysoe* 依然显著为正, *evm_cich* 虽不显著但系数仍为正,而 *evm_ch_countysoe* 的系数显著为负值。表明垂直管理改革显著降低了县级污染产业中国有企业的产出增长率。表 11 第 (1) — (2) 列的综合的结果表明,垂直管理改革显著降低了污染行业的产出增长,同时这一结论对县级及以下国有污染企业的影响也是一致存在。当然,产生这一结果的解释可能有很多,但是本文认为这一定程度反映了垂直管理改革地方政府对与自己“亲密无间”的企业保护或者“合谋”程度减弱了。一般而言,这些更为亲近的企业相对非亲近的企业污染程度高,且往往是当地 GDP、工业总产值、就业及税收的主要贡献者,而地方政府可以最直接控制和干预的则是国有企业,同时国有企业也更有可能在环境规制方面受到地方政府的默许或保护 (Jia and Nie, 2017), 而垂直管理改革则一定程度上约束了地方政府的保护行为 (Zhang *et al.*, 2018; 李莹和沈晓悦, 2011a, 2011b; 等等)。

六、稳健性检验

(一) 更为严格的垂直管理样本是否会导致结论偏差

垂直管理改革有两个来源: 一是陕西省, 二是其他地级市实施区县级环境保护分局的情形。相对而言, 陕西省垂直管理改革有明确的政府文件, 且制定了一篮子详细的工作方案, 是一项更为明确的改革。删除实施部分垂直管理改革的城市样本, 只考虑陕西省情况重新对模型 (1) 进行估计, 结果与表 3 结果基本一致 (见表 12 第 (1) — (4) 列)。为了进一步提高与陕西省城市的相似匹配性, 利用核匹配法的倾向得分匹配法 (PSM) 来尽量控制消除样本差异, 并分析其改革处理效应。图 6 显示, 经处理的控制组和实验组倾向匹配效果较好。以此为基础的结论依然与基准结论一致 (表 12 第 (5) — (6) 列)。此外, 表 12 中基本结果也包括完全没有实施的城市样本, 为了尽可能使得城市间可比, 将完全没有实施垂直管理改革的省份 (江西、海南、四川、云南、甘肃、青海、新疆、西藏) 样本剔除, 然后基于模型 (1), 重新检验, 其结论依然进一步支持基准结果 (表 12 第 (7) — (8) 列)。

表 12 更为严格的垂直管理改革污染减排影响

	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>	<i>perso2</i>	<i>persoot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EVM</i>	-0.00267	-0.00713***	-0.00340*	-0.00563**	-0.00348*	-0.00528*	-0.00154*	-0.00269**
	(0.00184)	(0.00197)	(0.00202)	(0.00280)	(0.00201)	(0.00281)	(0.00079)	(0.00135)
特征变量	否	否	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2 573	2 515	2 188	2 143	2 028	1 984	2 457	2 397
<i>R</i> ²	0.72728	0.59620	0.87620	0.59028	0.87656	0.58214	0.76079	0.55279

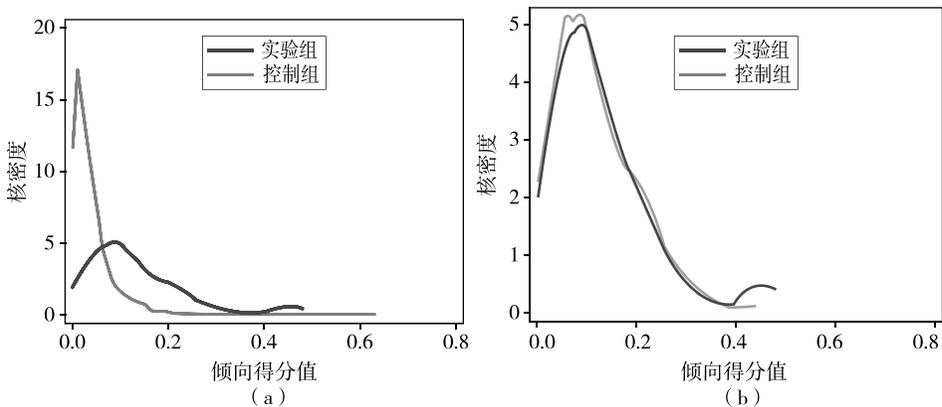


图 6 倾向得分值概率分布密度函数图

数据来源：作者绘制。

(二) 安慰剂检验

通过现有研究可知，垂直管理改革对于存在清晰考核且受到关注的规制任务可能会产生显著影响，但对于非目标考核污染排放，其影响可能并无显著效果。本小节以单位工业废水排放 (*perwater*) 进行分析，以探究垂直管理改革对非目标污染物的基准与动态影响。如表 13 所示，在控制特征变量后垂直管理改革 (*EVM*) 对单位工业废水排放 (*perwater*) 并无显著影响，动态效应显示 *EVM* 对 *perwater* 也无显著影响⁴。二氧化硫在样本期内一直是国家重点控制的目标污染物，工业烟尘在国家目标污染物中并没有强制规定，但是由于其社会影响较大，一定程度也受到地方政府的关注，虽然工业废水

⁴ 限于篇幅，动态效应回归部分未展示，感兴趣的读者可向作者索取。

中化学需氧量等污染物受到国家重点监控,但工业废水排放本身并未受到国家的关注,同时也不易观察。衡量废水排放更直接客观的指标是工业废水排放达标率(陆铭和冯皓,2014),或者化学需氧量含量以及比重,未纳入环境考核的工业废水排放指标不会得到重视(石庆玲等,2016; Zhang *et al.*, 2018)。

表 13 垂直管理改革对单位工业废水排放影响

	<i>perwater</i>	
	(1)	(2)
<i>EVM</i>	0.00015** (0.00007)	0.00002 (0.00007)
特征变量	否	是
控制时间	是	是
控制城市	是	是
<i>N</i>	3 490	2 994
<i>R</i> ²	0.72155	0.74658

(三) 平行趋势检验

为了更严格地检验平行趋势,参照 Li *et al.* (2016) 等的做法,设置新的变量 $treat_i = i \times treatment$, 其中 i 表示当年距离该城市实施垂直管理改革初始年度的时间距离,然后基于 $treat_i$ 生成每一个 i 虚拟变量(其中将政策当年作为比较的基期,即 $i=0$ 为基期),然后基于模型(1)并将其中的 EVM 替换为 $treat_i$ 重新进行估计。图7和图8绘制了 $treat_i$ 对二氧化硫和烟尘排放影响的估计系数及其90%—10%的置信区间。图7和图8均显示垂直管理改革实施前,垂直管理改革的处理组和参照组的事前平行趋势基本满足。

(四) 基本结论是否由随机性所致

此外,仍有可能由于遗漏变量、随机因素等对基本结论的干扰,从而影响基本结论。为此,本文采用反事实的方法进行检验,将城市进行随机分组。本文采取与原始分组一一对应的方式,具体操作如下:生成两个数据库(一个是实施组,另一个则为非实施组),并在开始时将所有样本均放入非实施组库,按照年度增加实施组样本数,在非实施组库中随机抽取当年新增加的实施改革城市个数并放入实施组库,然后下一年循此进行,并更新实施组库,由此循环直到2010年,最终得到伪垂直管理改革变量 EVM_false 进行估计。

将以上过程循环 500 次，估计 500 次。图 9 和图 10 分别给出了 500 次随机分组下伪垂直管理改革指标对二氧化硫和烟尘排放的估计系数的分布图。从中可以很明显发现，随机分组的估计系数分布均接近于 0，即不存在随机因素可以对估计结果产生影响，进一步佐证了基本结论的稳健性。

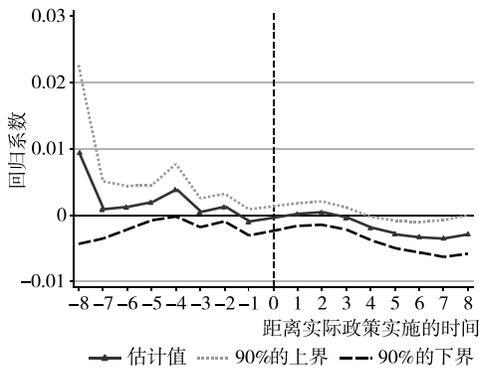


图 7 垂直管理改革对二氧化硫排放影响的共同趋势

资料来源：作者绘制。

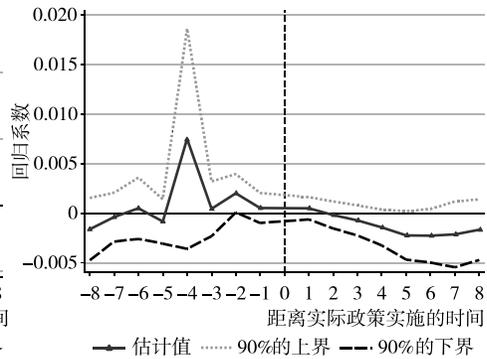


图 8 垂直管理改革对工业烟尘排放影响的共同趋势

资料来源：作者绘制。

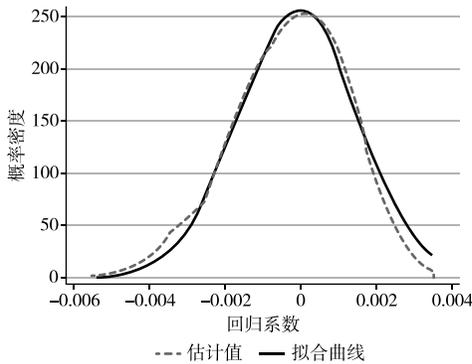


图 9 对二氧化硫排放影响的随机分组估计

资料来源：作者绘制。

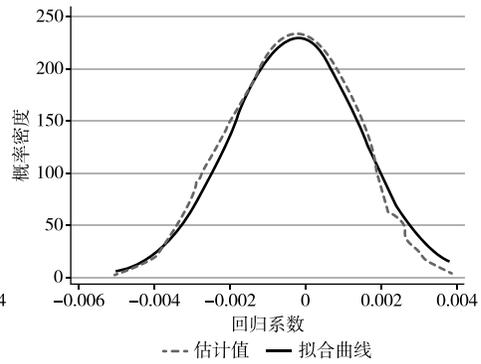


图 10 对工业烟尘排放影响的随机分组估计

资料来源：作者绘制。

七、主要结论与启示

《关于省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作的指导意见》可知，尽管其仍存在改革不彻底等问题，但是本轮试点改革最重要的意义在于改革方向的确定。再根据试点中出现的问题逐步调整，最终实现实质性的垂直管理改革。尽管存在文件指南，但对于类似垂直管理改革的影响依然缺乏定论，更缺乏经验证据。为此，本文基于“县区到地级市”的垂直管

理改革,利用1997—2010年间283个市级面板数据,实证研究了从属地管理到垂直管理规制体制的转变对污染排放及各参与主体行为的影响。通过研究发现:其一,垂直管理改革平均意义抑制了污染排放;其二,垂直管理改革对中西部污染减排作用更为显著,还发现污染减排压力越大的地区,改革的影响越明显;其三,相对高政治约束的城市而言,垂直管理改革对低政治约束的城市的减排效应更明显。同时,研究还发现垂直管理改革并未提高地方政府的环境保护治理投入,但显著弱化了“地方规制偏向”问题,提升了环境规制机构的规制强度。结合污染排放问题,本文发现环境规制通过弱化“地方规制偏向”问题降低了工业污染排放水平。

研究表明,实施环境规制由属地管理到垂直管理的改革可以显著地促进污染减排,但仍需要注意改革中可能遇到的问题。垂直管理改革的目的:一是推进规制权力的上移,实行扁平化的规制体制;二是尽可能地切断地方政府与辖区企业在环境规制方面的“紧密联系”,减弱地方政府对规制实施的过度干预。然而,如果改革不彻底,制度环境不完善,由属地管理到垂直管理的改革可能仅具有短期的抑制污染排放作用,而在长期改革过程中积累的改革成本甚至会对污染减排产生负向作用。更需要注意的是,垂直管理改革要以提升环境规制机构独立性为配套改革,只有这样才能不仅割裂地方政府与企业间的“合谋”行为,还能提高规制机构的独立执法能力,也只有这样才能真正做到独立的规制决策与实施,才能实现十九大的完善生态监管体系的改革目标。

参考文献

- [1] 包群、邵敏、杨大利,“环境管制抑制了污染排放吗?”,《经济研究》,2013年第12期,第42—54页。
- [2] Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, and H. Li, “From the Cover: Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China’s Huai River Policy”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2013, 110 (32), 12936.
- [3] Ebenstein, A., M. Fan, M. Greenstone, G. He, P. Yin, and M. Zhou, “Growth, Pollution, and Life Expectancy: China from 1991-2012”, *American Economic Review*, 2015, 105 (5), 226-231.
- [4] Jia, R., and H. Nie, “Decentralization, Collusion, and Coal Mine Deaths”, *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (1), 105-118.
- [5] 鞠昌华,“环境保护垂直管理的探讨”,《环境保护》,2013年第8期,第56—57页。
- [6] Lambert-Mogiliansky, A., “On Optimality of Illegal Collusion in Contracts”, *Review of Economic Design*, 1998, 3 (4), 303-328.
- [7] Langpap, C., and J. P. Shimshack, “Private Citizen Suits and Public Enforcement: Substitutes or Complements?”, *Journal of Environmental Economics & Management*, 2010, 59 (3), 235-249.
- [8] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evi-

- dence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [9] 李莹、沈晓悦, “地方环保体制的结构性问题及对策”, 《行政管理改革》, 2011a 年第 11 期, 第 50—53 页。
- [10] 李莹、沈晓悦, “我国地方环保垂直管理体制改革的经验与启示——基于地方环保行政体制改革效果的调查”, 《环境保护》, 2011b 年第 21 期, 第 36—39 页。
- [11] Lin, J. Y., and Z. Liu, “Fiscal Decentralization and Economic Growth in China”, *Economic Development & Cultural Change*, 2000, 49 (1), 1-21.
- [12] 陆铭、冯皓, “集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究”, 《世界经济》, 2014 年第 7 期, 第 86—114 页。
- [13] Mookherjee, D., “Decentralization, Hierarchies, and Incentives: A Mechanism Design Perspective”, *Journal of Economic Literature*, 2006, 44 (2), 367-390.
- [14] 石庆玲、郭峰、陈诗一, “雾霾治理中的‘政治性蓝天’——来自中国地方‘两会’的证据”, 《中国工业经济》, 2016 年第 5 期, 第 40—56 页。
- [15] Wang, H., and D. Wheeler, “Financial Incentives and Endogenous Enforcement in China’s Pollution Levy System”, *Journal of Environmental Economics & Management*, 2005, 49 (1), 174-196.
- [16] Wu, J., Y. Deng, J. Huang, R. Morck, and B. Y. Yeung, “Incentives and Outcomes: China’s Environmental Policy”, National Bureau of Economic Research (No. w18754), 2013.
- [17] 席鹏辉、梁若冰, “空气污染对地方环保投入的影响——基于多断点回归设计”, 《统计研究》, 2015 年第 9 期, 第 76—83 页。
- [18] 尹振东, “垂直管理与属地管理: 行政管理体制的选择”, 《经济研究》, 2011 年第 4 期, 第 41—54 页。
- [19] 尹振东、桂林, “垂直管理与属地管理的监管绩效比较——基于事中监管的博弈分析”, 《经济理论与经济管理》, 2015 年第 4 期, 第 5—12 页。
- [20] 尹振东、聂辉华、桂林, “垂直管理与属地管理的选择: 政企关系的视角”, 《世界经济文汇》, 2011 年第 6 期, 第 1—10 页。
- [21] Zhang B., X. Chen, and H. Guo, “Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-Experimental Evidence from China”, *Journal of Public Economics*, 2018, 164, 70-90.
- [22] 周黎安, “中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”, 《经济研究》, 2007 年第 7 期, 第 36—50 页。

Emission Reduction Effect of Vertical Management Reform in Environmental Regulation —Evidence from Environmental System Reform in Cities

CHAO HAN XIAOLIN SUN

(Dongbei University of Finance and Economics)

JING LI*

(University of International Business and Economics)

Abstract We study the vertical reform of environmental regulation and its impact on industrial pollution discharge and mechanism. We find that the reform inhibits industrial pollution emissions with a more pronounced emission reduction effect for the lower political constraints, the greater pollution reduction pressure and in the central and western cities. We also find that the reform did not improve the environmental governance investment, while significantly weakened the local enforcement bias, and raised the regulatory strength. Finally, we find that the reform reduced the industrial pollution discharge via the channels of weakening the local enforcement bias.

Key Words reform for vertical management, local enforcement biased, pollution reduction

JEL Classification K32, O13, Q58

* Co-Correspondent Author; Xiaolin Sun, School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Jianshan Street 217 #, Dalian, Liaoning, 116025, China; Tel: 86-18340831038; E-mail: sunxiaolin1107@163.com. Jing Li, School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Huixinxixi Street 10 #, Beijing, 100029, China; Tel: 86-15801517523; E-mail: jingli@uibe.edu.cn.