

治污压力、环保激励与工业用地出让

——来自土地交易微观数据的经验证据

冯志艳 黄玖立 阎虹戎*

摘 要: 本文使用 2013—2017 年城市 PM_{2.5} 年均浓度和土地交易微观数据, 考察了治污压力对工业用地出让的影响及作用机制, 并采用空气流动系数作为工具变量进行实证检验。研究发现: ① 治污压力显著减少了工业用地出让面积和宗数, 这一结论在考虑了替换变量、安慰剂检验以及不同样本后依然稳健。② 治污压力显著地抑制了工业企业的市场进入, 且在市场化程度低的地区表现得更为明显。③ 治污压力的资源配置效应因空气质量状况、行业污染程度的不同而存在差异。

关键词: 治污压力; 环保激励; 工业用地出让

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.06.13

一、引 言

“绿水青山就是金山银山”理念, 既阐明了保护生态环境就是保护和发展生产力的道理, 又指明了实现发展和保护协同共生的新路径。然而, 当前以大气污染为代表的环境问题日益突出, 严重影响了中国经济健康平稳可持续发展。《第二次全国污染源普查公报》显示, 2017 年, 工业源大气污染物排放量为二氧化硫 529.08 万吨, 氮氧化物 645.90 万吨, 颗粒物 1 270.50 万吨, 分别占全国大气污染物排放量的 76%、36%、75%。2020 年中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于构建现代环境治理体系的指导意见》, 明确提出要从产业结构、能源结构、运输结构和用地结构四个方面, 健全环境治理的财税支持政策体系。由于土地是地方政府直接控制的稀缺资源, 环境治理将

* 冯志艳, 山东财经大学公共管理学院; 黄玖立, 南开大学跨国公司研究中心; 阎虹戎, 上海对外经贸大学国际发展合作研究院。通信作者及地址: 阎虹戎, 上海市长宁区古北路 620 号上海对外经贸大学(古北校区)图书馆 3 楼 323 室, 200050; 电话: 13102052292; E-mail: yhrjnyy@163.com。作者感谢匿名评审专家的宝贵意见, 感谢国家自然科学基金青年项目“空气污染治理对工业用地市场的影响研究: 理论机制和实证检验”(72003105)、国家自然科学基金面上项目“深度贸易开放与国内价值链重塑”(71973072)、教育部人文社会科学青年项目“全球价值链背景下土地要素市场化有关影响研究”(20YJC790023)、南开大学文科发展基金重点项目“扩大进口与国内循环: ‘双循环’视角的研究”(ZB21BZ0104)的资助。文责自负。

对地方政府的经济发展策略有什么影响?更为具体地,对地区工业用地资源配置是否有影响?若果真有影响,污染治理又是如何作用于工业用地出让行为的?是否存在异质性影响?研究这些问题,对于探索现代环境治理体系,打赢新时代污染防治攻坚战具有重要现实意义。

经济发展和环境保护的平衡问题一直是政界和学术界关注的热点问题。很多研究表明,世界环境史上大规模污染问题主要集中在工业生产高速发展的时期(胡艺等,2019)。然而,中国所面临的环境污染问题不仅是伴随经济高速增长而产生的,还与中央政府对地方官员的考核机制密切相关。改革开放以来,我国致力于经济发展,中央政府对地方官员的考核方式以经济增长为主(Li and Zhou, 2005; Chen and Kung, 2016)。在此背景下,招商引资成为地方政府竞相发展辖区经济的主要手段(张莉等,2011;田文佳等,2019)。随着地方引资竞争的不断加剧,当地政府甚至不惜降低引资质量底线(杨其静等,2014),导致环境污染日益严重。中央政府决定改变以GDP为核心的单维政绩观,将环保绩效纳入地方官员的政绩考核体系(Zheng *et al.*, 2014; Chen *et al.*, 2018),希望通过晋升考核体系的优化,促进领导干部树立科学的发展观和正确的政绩观,积极践行绿色发展理念。

关于环境绩效考核,《大气污染防治行动计划实施情况考核办法(试行)实施细则》(以下简称《实施细则》)中指出,以颗粒物(PM_{2.5}/PM₁₀)下降比例衡量空气质量改善目标完成情况,对各省市(区、市)进行环保考核。其中,京津冀及周边地区、长三角区域、珠三角区域以及重庆市以PM_{2.5}年均浓度下降比例作为考核指标,其他地区以PM₁₀年均浓度下降比例作为考核指标。同时,《大气污染防治目标责任书》(以下简称《目标责任书》)明确了各地空气质量改善目标任务,但由于各地区的大气污染程度不同,对颗粒物下降程度的要求也存在差异。

如上所述,现行的干部考核评价指标体系将领导干部的环保绩效考核情况与干部任用挂钩,而地方官员治理辖区环境污染的手段及其影响也是文献关注的重点,现有研究从严格的环境规制、干预投资(黎文靖和郑曼妮,2016)、对工业企业的临时性管控(石庆玲等,2016)等角度进行了考察。随着领导干部考核机制的转变开始追求改善环保指标,地方官员为了能够在激烈的晋升锦标赛中脱颖而出,会通过行政审批等方式减少固定资产投资,从而降低污染排放(张军等,2020)。甚至,关停或搬迁污染企业也是改善地区环境质量的重要手段(Chen *et al.*, 2013)。然而,上述治理方式会直接体现在城市土地资源配置上。在我国,土地所有权和使用权是相分离的,市、县人民政府拥有国有建设用地的一级市场垄断开发权。同时,地方政府还具有审批、监管、处罚、收税等行政权力,并在执行过程中拥有一定的自由裁量权(周黎安,2018)。因此,环保考核激励下,地方政府可能会通过行政审批等手段,减少工业项目的审批数量或抑制市场进入,尤其是大气污染防治重

点工业行业或高污染行业，从而影响工业用地出让行为。

基于此，本文采用2013—2017年城市PM_{2.5}年均浓度数据和土地交易微观数据进行实证分析，结果表明，污染治理压力显著抑制了工业用地出让行为，这不仅表现为工业用地出让面积的减少，还体现为工业用地出让宗数的减少。同时，我们基于地区市场化程度的假设，发现在市场化程度低的地区，治污压力显著降低了工业企业数量增长率，从而证实了地方政府通过调节投资等方式，配置土地资源的猜想。此外，本文还发现，污染治理压力对工业用地出让的负影响在地区空气质量和行业污染程度等方面存在差异。

与之前的研究相比，本文可能的贡献主要有以下几点：第一，本文首次运用土地交易微观数据，分析了污染治理压力对工业用地出让的影响，并采用空气流动系数作为污染治理压力的工具变量，克服了模型中潜在的内生性问题。同时，考虑到不同省市的环保考核指标不同，本文基于PM_{2.5}年均浓度考核的城市，准确地刻画了考核地区的治污压力。现有文献统一将PM_{2.5}或PM₁₀浓度作为考核指标，并没有区分地区考核指标的差异。第二，有关工业用地出让的国内外文献很多，这些研究大多基于财政激励假说和以经济绩效为核心的晋升激励假说展开（陶然等，2007；张莉等，2011；田文佳等，2019）。然而，本文以环保绩效晋升激励为出发点，深入挖掘了环境治理压力影响土地市场的具体作用机制，为解释地方政府工业用地出让行为提供了另一种视角。第三，本文的异质性分析，为各地区或行业制定差异化的产业发展规划以及现代环境治理体系提供了政策依据。

二、文献综述

在中国，地方政府是土地的实际所有者、供给者，利用土地市场的一级垄断权，将土地视为治理辖区、发展经济的重要工具（张莉等，2019；田文佳等，2020）。现有关于地方政府出让土地的文献，大多是围绕财政激励假说和以经济绩效为核心的晋升激励假说展开。财政激励假说认为，分税制改革和所得税分享体制改革，导致地方政府事权和财权的不匹配，加大了地方财政收入压力，使得出让土地成为地方政府扩大税源、增加财政收入的主要渠道（陶然等，2007），甚至土地财政一度成为理解20世纪90年代中期以来地方政府土地出让行为的关键视角（张莉等，2011）。晋升激励假说认为，以经济增长为核心的政治晋升锦标赛（Li and Zhou, 2005），使得土地引资成为地方官员发展辖区经济的主要手段（张莉等，2011；田文佳等，2019）。可见，晋升激励假说侧重GDP增速的经济绩效，并未涉及环保激励机制。

在考察环保绩效考核效应之前，我们先简要梳理一下我国环保绩效考核的制度背景。伴随我国经济的快速增长，生态环境问题日益凸显。为全面落实科学发展观，2005年国务院发布了《关于落实科学发展观加强环境保护的

决定》，明确提出要将环保考核情况作为干部选拔任用和奖惩的依据之一，该决定标志着我国地方领导干部选拔任用制度体系的进一步优化。“十一五”规划首次提出“主要污染物排放总量减少10%”的约束性指标。¹紧接着，国务院于2007年发布了《主要污染物排放总量减排考核办法》。随着以可吸入颗粒物(PM10)、细颗粒物(PM2.5)为特征污染物的区域性大气环境问题越来越突出，2014年国务院办公厅印发《大气污染防治行动计划实施情况考核办法(试行)的通知》，将空气质量改善目标完成情况纳入考核体系。由于空气污染治理是一项艰巨而又复杂的长期系统工程，而官员任职任期存在流动性和不确定性，为防止地方官员对“为他人作嫁衣”的环保工作缺乏积极性，十八届三中全会审议通过了《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，提出对领导干部实行自然资源资产离任审计，建立生态环境损害责任终身追究制。至此，我国建立了一套符合国情、可操作性强的领导干部环保绩效考核体系。

当地方官员考核方式由原来经济发展绩效转变为同时考虑经济发展和环境保护等多重指标时，会降低地方政府的投资热情。张军等(2020)基于GDP增速排名和环保排名，考察了地方政府投资行为在考核机制转变前后的差异。他们发现，2013年之后，污染严重的地区会显著降低固定资产投资增速。这意味着，面临环境绩效考核时，地方政府会调整地区投资策略。黎文靖和郑曼妮(2016)基于2006—2013年城市空气质量指数(AQI)的研究表明，迫于改善环境的压力以及环保考核机制，地方政府会通过行政审批、土地征用、贷款担保等各项政策，干预地方固定资产投资，减少工业投资项目审批，并加大环境污染治理投资。上述研究皆表明，干预地区投资是地方政府治理辖区环境污染的重要方式，而这种干预经济的直接结果体现在地区土地资源配置上，这意味着我国的土地出让行为与地方官员考核机制密切相关，余靖雯等(2015)以党代会为切入点，验证了该结论，并揭示了土地出让行为的制度性根源。

针对大气污染治理问题，中央政府从宏观上制定大气污染防治的总体目标，地方政府负责具体组织实施并开展工作。一些文献表明土地资源已经成为地方政府应对中央管制政策的有力抓手。例如，杨其静和吴海军(2016)基于2007—2012年中国地级城市工业用地出让的面板数据，实证分析了产业政策下各大城市的工业用地出让行为。结果表明：与产能过剩—非管制行业相比，产能过剩—管制行业土地出让宗数显著下降。张莉等(2017)用中央政府与省级地方政府的“十一五”规划与“十二五”规划提及的工业产业衡量重点产业，研究认为重点行业的土地出让宗数比一般行业平均要高出1宗。杨继东和罗路宝(2018)进一步指出，重点产业政策影响土地资源配置的主

¹ 主要污染物包括二氧化硫(SO₂)、化学需氧量(COD)和工业固体废物。

要途径是地方政府干预产业发展，但这会导致相关产业的土地资源的空间上更加分散，从而影响土地资源的空间配置。甚至，地方政府可以利用土地要素选择性地引进企业（张莉等，2019），即土地受让方在很大程度上是地方政府主动选择的结果（杨其静等，2014）。陈晓红等（2019）考察了中央派驻机构的驻地效应，发现与非督察地区相比，督察地区的土地违法涉案面积约减少36%。此外，政企关系还会影响土地出让价格（杨广亮，2019），工业用地价格与官员任职时间存在U形曲线关系，但地方官员对于工业用地市场的这种调控“热情”仅在任职初期较为明显（田文佳等，2019）。Chen and Kung（2019）立足于反腐运动的现实背景，考察了地方政府出让土地过程中的反腐效应，结果发现反腐政策显著抑制了地方官员对土地出让价格及数量的干预。上述研究大多从产业政策、行政督察制度以及反腐政策视角分析了地方政府对土地资源的配置，而本文关注的是环境治理政策。

三、数据说明与估计策略

（一）数据说明

本文从土地市场网搜集了2013—2017年全国所有市县的单笔土地交易数据。该数据详细报告了每一地块的所在行政区、项目位置、土地面积、土地用途、行业分类及合同签订日期等特征信息。结合本文的研究目的，对原始数据进行了如下处理：①剔除不可识别样本。土地数据中行政区、行业用途标识为“其他”或是缺失的样本，无法对其所属地区、行业进行分类，考虑到该类样本数量占比较少，本文予以删除；②剔除非制造业行业。根据原始数据中该宗地块的行业分类，将其对应到国民经济二分位行业代码。需要说明的是，为防止登记信息有误，本文利用土地用途和行业分类两个信息，识别该宗地块的行业类别。

PM_{2.5}数据来源于达尔豪斯大学大气成分研究组发布的地表PM_{2.5}浓度数据。该数据为经纬度栅格数据，本文根据国家基础地理信息中心提供的1:400万地级城市矢量行政图，使用ArcGIS地理信息系统软件，通过掩膜处理将此栅格数据解析为可以直接使用的地级及以上城市PM_{2.5}年均浓度数据。与现有经济文献中较多使用的哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心公布的卫星监测PM_{2.5}浓度数据相比，本文使用的数据是将卫星监测数据与地面监测数据相结合，并采用地理加权回归空间统计模型进一步优化而得到的（Donkelaar *et al.*, 2019），从而更加接近中国城市PM_{2.5}浓度的真实值。

（二）基准模型

考虑到除了污染治理压力以外，官员个体特征、土地供应、财政状况以

及城市经济发展水平也可能会影响工业用地出让行为,本文设定如下基本计量模型:

$$\lnland_area_{cjt} = \alpha_0 + \beta_0 pollu_pre_{ct} + \lambda_0 CV_{ict} + \gamma_0 CV_{ct} + \delta_{cj} + \delta_{jt} + \epsilon_{cjt}, \quad (1)$$

其中, c 表示城市, j 表示行业, t 表示时间。 \lnland_area_{cjt} 表示 c 城市 j 行业 t 年的工业用地出让面积, 取对数进入模型。 $pollu_pre_{ct}$ 为核心解释变量, 衡量 c 城市 t 年的治污压力状况。 δ_{cj} 为地区-行业固定效应, δ_{jt} 为行业-年份固定效应。 CV_{ict} 和 CV_{ct} 分别是地区官员和城市经济等方面的特征变量向量, 下文将予以详细介绍。 ϵ_{cjt} 为随机扰动项。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文采用土地出让面积来衡量工业用地出让行为。具体而言, 我们将地块出让数据加总到城市-行业层面, 用城市层面分行业土地出让面积来表示。同时, 稳健性分析中, 我们将工业用地出让宗数、工业用地出让面积占比以及工业用地出让宗数占比作为替换变量。

2. 核心解释变量

结合数据的可获得性, 本文根据《实施细则》和《目标责任书》中的相关规定, 采用地区年度考核标准的完成度衡量地区治污压力 ($pollu_pre$), 用各年度地区 PM2.5 年均浓度的实际变化率与年度考核标准的比值来表示, 具体设定如下:

$$pollu_pre_{c,t} = \frac{pm2.5_{c,t} - pm2.5_{c,2013}}{pm2.5_{c,2013}} / \omega_t \times R_c, \quad (2)$$

其中, 分子 $\frac{pm2.5_{c,t} - pm2.5_{c,2013}}{pm2.5_{c,2013}}$ 表示以 2013 年为基准各年度地区 PM2.5 年均浓度的实际变化率, $pm2.5_{c,t}$ 为 c 城市 t 年 PM2.5 年均浓度。

分母 $\omega_t \times R_c$ 为地区面临的年度考核标准, 其中 R_c 表示总体目标, 即 2017 年地区 PM2.5 浓度比 2013 年下降的比例。² ω_t 表示年度考核系数, 即将总体目标 (R_c) 分解至各年度, 2014、2015、2016、2017 年 PM2.5 年均浓度下降比例分别达到总体目标 (R_c) 的 10%、35%、65%、100%, 即 ω_{2014} 为 10%, ω_{2015} 为 35%, ω_{2016} 为 65%, ω_{2017} 为 100%。

若地区 PM2.5 年均浓度的实际变化率为负, 表明地区 PM2.5 年均浓度

² 《目标责任书》中明确了 2017 年各地区 PM2.5 年均浓度比基准年 (2013) 下降的总体目标: 北京、天津、河北下降 25%, 山西、山东、上海、江苏、浙江下降 20%, 广东、重庆下降 15%, 内蒙古下降 10%。

有所下降，若下降幅度超过考核标准（超额完成考核任务），则该指标取值小于-1；若下降幅度未超过考核标准（未完成考核任务），则该指标取值在-1到0之间；若地区PM2.5年均浓度的实际变化率为正，表明地区PM2.5年均浓度不降反升，则该指标取值大于0。这表明，该指标得分越高，意味着地区面临的治污压力越大。

此外，为了增强结论的稳健性，本文构建了治污压力的两个替换指标。第一个指标是终期治污压力（ $pollu_pret$ ），用各年度地区PM2.5年均浓度的实际变化率与总体目标（终期考核标准）的比值来表示。与治污压力（ $pollu_pre$ ）类似，该指标取值越大，表明地区面临的污染治理压力越大。具体设定如下：

$$pollu_pret_{c,t} = \frac{pm2.5_{c,t} - pm2.5_{c,2013}}{pm2.5_{c,2013}} / R_c \quad (3)$$

第二个指标是地区PM2.5年均浓度的下降量（ $\Delta pm2.5_{c,t}$ ），由各地区基期（2013）PM2.5年均浓度、总体目标（ R_c ）以及年度考核系数（ ω_t ）测算得到。该指标取值越大，表示地区PM2.5年均浓度下降要求越高，污染治理的任务越重，则地区的治污压力越大，具体设定如下³：

$$\Delta pm2.5_{c,t} = \omega_t \times R_c \times pm2.5_{c,2013} \quad (4)$$

3. 控制变量

为准确识别治污压力与土地出让的因果关系，本文控制了一组可能影响工业用地出让的变量，包括官员特征变量和地区经济变量。（1）官员特征变量有：市委书记变更、市长变更，市委书记、市长任职时间及其平方项。（2）地区经济变量有：行政区域面积、财政压力、失业率、经济集聚、人口规模、经济绩效、产业结构、投资需求和外资需求。

城市特征变量数据来自历年《中国城市统计年鉴》地级以上城市统计资料部分。由于地区土地出让规划一般是提前制定的，地方政府在做土地出让决策时，往往会考虑该地区去年污染指标完成度以及经济和社会状况。为此，我们将上述核心解释变量以及控制变量均滞后一期作为解释变量，表1报告了主要变量的描述性统计。

表 1 各变量的基本统计特征

变量	定义	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量						
$inland_area$	工业用地出让面积	3 762	2.028	1.476	-6.012	6.533
$inland_num$	工业用地出让宗数	3 762	1.311	1.058	0	6.613

³ 上述替换指标中涉及的变量设定与前文一致。

(续表)

变量	定义	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值
核心解释变量						
<i>pollu_pre</i>	治污压力	239	-1.895	5.197	-18.485	30.714
<i>pollu_pret</i>	终期治污压力	239	-0.617	1.233	-6.873	7.023
$\Delta pm2.5$	PM2.5年均浓度下降量	239	4.467	3.981	0.077	17.753
城市特征						
<i>lnarea</i>	人均区域面积	239	1.457	0.920	-1.450	3.636
<i>deficit</i>	财政收入占GDP比重	239	0.087	0.025	0.037	0.205
<i>unemp_rate</i>	城镇登记失业人员比重	239	0.045	0.028	0.010	0.164
<i>lnaggl</i>	单位土地上的工业产值	239	8.127	1.408	3.887	10.940
<i>lnpop</i>	人口规模对数值	239	6.094	0.618	3.784	8.124
<i>lngdp</i>	国内生产总值对数值	239	17.047	0.817	15.510	19.316
<i>cic</i>	第二产业与第三产业产值之比	239	1.087	0.276	0.240	2.166
<i>kp</i>	固定资产投资占GDP比重	239	0.755	0.227	0.228	1.644
<i>fdip</i>	实际利用外资额占GDP比重	239	0.017	0.014	0	0.078
官员特征						
<i>change_se</i>	书记更替	239	0.163	0.370	0	1
<i>tenure_se</i>	书记任期(月)	239	44.067	19.160	7	109
<i>tenure_se²</i>	书记任期的平方	239	2.307	1.990	49	11.881
<i>change_ma</i>	市长更替	239	0.121	0.327	0	1
<i>tenure_ma</i>	市长任期(月)	239	40.410	19.781	0	110
<i>tenure_ma²</i>	市长任期的平方	239	2.023	1.821	0	12.100
工具变量						
<i>lnvc</i>	空气流动系数对数值	239	7.617	0.587	5.854	9.097

注：所有名义变量均调整为实际值。

(四) 内生性

虽然基准回归中,控制了官员方面和地区层面影响工业用地出让的特征向量,并通过城市-行业固定效应控制了城市间行业政策差异以及行业-年份固定效应控制了不同年份行业政策等的差异。但城市的治污压力与工业用地出让之间,还可能存在逆向因果问题。直观地,工业用地出让越多,表明进驻的工业企业数量越多,投资规模越大,从而工业污染排放增加。在有限环境承载容量的情况下,这会导致环境质量逐步恶化,从而加大治污压力。且已有研究也表明,来自工业源的污染排放是空气质量恶化的主要原因(胡艺等,2019),即本文的被解释变量工业用地出让面积可能反过来影响城市的空

气质量。若果真如此，前文估计中治污压力变量将是内生的，估计结果也将是有偏的和非一致的。

为克服潜在的逆向因果导致的内生性问题，本文需要为核心解释变量治污压力寻找恰当的工具变量。现有文献利用气象学知识，将空气流动系数 (Hering and Poncet, 2014)、大气通风数据 (Liu and Salvo, 2018)、大气逆温层个数 (Chen *et al.*, 2017) 以及风速、风向 (Qin *et al.*, 2019) 作为城市大气污染的工具变量。基于上述研究，本文选取空气流动系数作为治污压力的工具变量。原因在于：一方面，空气流动系数越高，表明地区空气流动性强、通风环境好，有利于空气污染物的扩散，从而能够降低污染物浓度，缓解治污压力，因此满足工具变量相关性的条件。图 1 绘制了空气流动系数 ($\ln VC$) 与治污压力 ($pollu_pre$) 的散点图及拟合线，可以看出空气流动系数与治污压力负相关。另一方面，空气流动系数是由风速和大气边界层高度测算而来的，且二者均由复杂的气象系统和地理条件决定 (陈诗一和陈登科, 2018)，因此符合有效工具变量的外生性要求。

空气流动系数 (VC)，等于风速 (wind speed) 和大气边界层高度 (boundary layer height) 的乘积。数据来源于欧洲中期天气预报中心 (ECMWF) 发布的经纬度栅格气象数据，本文进一步通过 ArcGIS 软件将其处理为可供使用的城市数据。

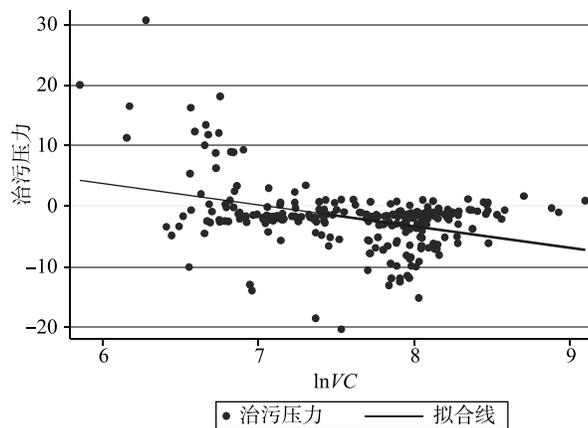


图 1 空气流动系数与治污压力散点图

四、实证分析

(一) 基本结果

1. 基本回归结果

根据估计式 (1)，本文利用最小二乘法估计了治污压力对工业用地出让

的影响,回归结果报告在表2中。其中,第(1)列为控制城市-行业固定效应和行业-年份固定效应的单变量回归,治污压力(*pollu_pre*)的估计系数在5%的水平上显著为负,这初步表明较高的治污压力显著降低了地区工业用地出让面积。第(2)–(3)列在控制城市-行业固定效应和行业-年份固定效应的基础上依次加入了地区市委书记和市长个体特征变量,结果显示,治污压力的估计系数依然显著为负。这表明在剔除官员效应后,治污压力对工业用地出让的负影响依然成立。第(4)列进一步加入了地区经济特征变量,估计结果显示,核心解释变量(*pollu_pre*)的估计系数依然在5%的水平上显著为负,这表明地区治污压力对工业用地出让面积的负影响,不受地区经济特征的变化而变化,是稳健的。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
治污压力	-0.014** (0.007)	-0.014** (0.007)	-0.015** (0.007)	-0.017** (0.007)
书记特征变量	否	是	是	是
市长特征变量	否	否	是	是
地区经济变量	否	否	否	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	3 762	3 762	3 762	3 762
Adj. R-sq	0.489	0.489	0.489	0.492

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号中为城市层面聚类标准误差。

2. 内生性处理

借鉴 Hering and Poncet (2014)、陈诗一和陈登科 (2018) 的研究,本文采用两阶段最小二乘回归模型(2SLS)进行工具变量估计,结果如表3所示。根据第(1)列可以发现,工具变量(*lnVC*)与内生变量(*pollu_pre*)在1%的水平上显著负相关,表明较高的空气流动系数显著降低了地区的治污压力,符合工具变量的基本假设条件。此外,弱工具变量检验的 *F* 统计量大于10,从而拒绝“存在弱工具变量”的原假设。

从第(4)列估计结果中可以发现,治污压力(*pollu_pre*)对工业用地出让的影响在方向上和显著性上均与表2所报告的估计结果相似,这意味着最小二乘估计中的各个结论,在工具变量估计中也依然成立,进一步验证了治污压力对工业用地出让的负影响。但值得注意的是,与表2的估计结果相比,工具变量估计系数的绝对值有了明显提高,这说明潜在的内生性问题低估了治污压力对工业用地出让的负影响。

表3 2SLS估计结果

	第一阶段回归			第二阶段回归		
	治污压力	终期治污压力	PM2.5下降量	土地出让面积		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnVC	-12.260*** (2.453)	-2.318*** (0.312)	-7.108*** (0.940)			
治污压力				-0.029* (0.017)		
终期治污压力					-0.155 (0.096)	
PM2.5下降量						-0.051* (0.030)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段F统计量	24.98	55.06	57.12			
样本量	3 473	3 473	3 473	3 473	3 473	3 473

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；括号中为城市层面聚类标准误差。

(二) 稳健性检验

1. 替换变量

第一，本文采用地区终期治污压力 ($pollu_pret$) 和地区 PM2.5 年均浓度下降量 ($\Delta pm2.5$) 作为替换变量进行稳健性检验，表3第(5)—(6)列汇报了估计结果。从中可以看出终期治污压力的估计系数在11%的水平上显著，变量 $\Delta pm2.5$ 的估计系数通过了10%水平上的显著性检验，表明前文的基本结论仍然成立。

第二，本文采用工业用地出让宗数作为被解释变量重新估计。表4第(1)—(3)列估计结果显示，核心解释变量及其替换变量的估计系数至少在5%的水平上显著为负。这表明，治污压力不仅会影响工业用地出让面积，还减少了工业用地出让宗数。

第三，本文采用工业用地出让面积占地区土地出让面积的比重、工业用地出让宗数占地区土地出让宗数的比重作为替换变量，重新估计，结果列在表4第(4)—(5)列。从中可以看出，治污压力的估计系数为负，即前文研究结果亦基本不变。

表4 替换变量的估计结果

	土地出让宗数			面积占比	宗数占比
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
治污压力	-0.025***			-0.001	-0.000**
	(0.010)			(0.000)	(0.000)
终期治污压力		-0.134**			
		(0.055)			
PM2.5下降量			-0.044**		
			(0.017)		
控制变量	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是
第一阶段F统计量	24.98	55.06	57.12	24.98	24.98
样本量	3 473	3 473	3 473	3 473	3 473

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号中为城市层面聚类标准误差。

2. 当期变量

考虑到地方政府做土地出让决策时,往往会参考去年的污染指标完成度或经济发展状况,本文基准模型中将解释变量做滞后一期处理。接下来,本文采用解释变量的当期值进行稳健性检验,结果报告在表5中。

第一阶段估计结果表明空气流动系数满足有效性工具变量的基本假定。第二阶段估计结果显示,治污压力及其替换变量的估计系数均显著为负,这与基准情形高度一致。

表5 当期变量的估计结果

	第一阶段回归			第二阶段回归		
	治污压力	终期治污压力	PM2.5下降量	土地出让面积		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnVC	-11.994***	-2.486***	-7.010***			
	(2.459)	(0.339)	(0.912)			
治污压力				-0.033*		
				(0.018)		
终期治污压力					-0.157*	
					(0.086)	

(续表)

	第一阶段回归			第二阶段回归		
	治污压力	终期治污压力	PM2.5 下降量	土地出让面积		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PM2.5 下降量						-0.056* (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段 F 统计量	23.79	53.90	59.02			
样本量	3 592	3 592	3 592	3 592	3 592	3 592

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号中为城市层面聚类标准误差。

3. 安慰剂检验

引言中的数据显示，工业污染是地区 PM2.5 浓度的重要来源。相比之下，住宅用地和商服用地承载的经济活动带来的空气污染较小，受空气污染治理压力的影响应该较小。为验证基准结论的稳健性，本文对商住用地分别进行相同的估计。可以预期的是，当被解释变量为住宅用地和商服用地出让面积和宗数时，治污压力的估计系数不应该显著为负。估计结果报告在表 6 中。

第 (1) — (6) 列为住宅用地的估计结果，第 (7) — (12) 列为商服用地的估计结果。从中可以看出，治污压力 (*pollu_pre*) 及其替换变量 (*pollu_pret*、 $\Delta pm_{2.5}$) 的估计系数均未通过 10% 水平的显著性检验。这表明，污染治理压力并未使得地方政府对住宅用地市场和商服用地市场进行调控。安慰剂检验结果有效地支持了治污压力对工业用地市场的调节效应。

表 6 安慰剂检验

Panel A: 住宅用地	土地出让面积			土地出让宗数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
治污压力	0.010 (0.016)			0.010 (0.015)		
终期治污压力		0.046 (0.074)			0.047 (0.069)	
PM2.5 下降量			0.017 (0.028)			0.018 (0.025)
第一阶段 F 统计量	25.85	18.80	44.81	25.85	18.80	44.81

(续表)

Panel B: 商服用地	土地出让面积			土地出让宗数		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
治污压力	-0.004 (0.045)			-0.019 (0.028)		
终期治污压力		-0.017 (0.210)			-0.089 (0.131)	
PM2.5 下降量			-0.006 (0.078)			-0.033 (0.048)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段 F 统计量	25.85	18.80	44.81	25.85	18.80	44.81
样本量	239	239	239	239	239	239

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号中为城市层面聚类标准误差。

4. 其他方法

第一,考虑到治污压力异常值对估计结果的影响,本文进一步剔除治污压力 ($pollu_pre$) 最高和最低1%、5%的样本分别进行估计。表7第(1)、(2)列的估计结果显示,核心解释变量的估计系数依然显著为负,前文的基本结论未发生改变。

第二,本文将地块数据加总到城市层面,得到城市层面工业用地出让宗数占比,将其作为被解释变量重新估计。从表7第(3)、(5)列可以看出,核心解释变量及其替换变量 ($\Delta pm2.5$) 的估计系数均显著为负,第(4)列变量 $pollu_pret$ 的估计系数在接近10%统计水平上显著。此次估计结果再次表明,前文的结论是稳健的、可靠的。

表 7 更换研究样本的估计结果

	剔除极端值		城市层面		
	1%—99%	5%—95%	2SLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
治污压力	-0.021*** (0.007)	-0.049** (0.013)	-0.007* (0.004)		
终期治污压力				-0.034 (0.021)	
PM2.5 下降量					-0.013* (0.007)

(续表)

	剔除极端值		城市层面		
	1%—99%	5%—95%	2SLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	否	否	否
行业-年份固定效应	是	是	否	否	否
城市固定效应	否	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是	是
第一阶段 <i>F</i> 统计量			25.85	18.80	44.81
样本量	3 648	3 288	239	239	239

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号中为城市层面聚类标准误差。

(三) 影响渠道检验

正如前文所述，环保晋升激励下，污染治理压力影响工业用地出让的主要渠道是地方政府可能通过干预地区投资，影响微观主体的投资经营决策和市场进入，从而影响工业用地出让行为。

首先，如果地方政府在面临环境治理压力时，能够影响工业企业的投资决策，那么污染治理压力对工业企业市场进入的影响应该显著为负。结合本文的研究目的，我们利用地区工业企业数量的增长率 (*firm_ratio*) 作为市场进入的代理变量，对这一影响渠道进行考察，结果报告在表 8 中。第一阶段回归，估计结果满足有效工具变量的相关性假定，这里的解释类似前文，我们不再赘述。第二阶段估计结果显示，无论治污压力 (*pollu_pre*) 还是替换变量 (*pollu_pret*、 $\Delta pm2.5$)，其估计系数均显著为负，表明治污压力明显抑制了工业企业的市场进入行为。这意味着，面临环境考核的压力，地方政府会干预工业企业投资行为，从而影响工业用地出让。

表 8 影响渠道检验 I：2SLS 估计结果

	第一阶段回归			第二阶段回归		
	治污压力	终期治污压力	PM2.5 下降量	市场进入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnVC	-10.538*** (2.073)	-2.275*** (0.525)	-6.089*** (0.910)			
治污压力				-0.467* (0.244)		

(续表)

	第一阶段回归			第二阶段回归		
	治污压力	终期治污压力	PM2.5下降量	市场进入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
终期治污压力					-2.161**	
					(1.049)	
PM2.5下降量						-0.807**
						(0.369)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段 F 统计量	25.85	18.80	44.81			
样本量	239	239	239	239	239	239

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号中为城市层面聚类标准误差。

其次,若地方政府是通过行政审批、行政效率或设置行业准入条件等方式影响工业企业的市场进入行为,那么在市场化程度较低的地区,地方政府对经济的干预程度较高,污染治理压力对工业企业市场进入的负面影响可能会越大。基于此,我们利用2013年市场化指数中“要素市场的发育程度”作为地区市场化程度的衡量指标。我们以该指标的中位数为临界值将总样本划分为市场化程度低的地区(低于中位数)和市场化程度高的地区(高于中位数),进行分组回归。

从表9第(1)–(2)列的估计结果中可以看出,在市场化程度低的地区,治污压力对市场进入的影响在接近10%统计水平上显著为负;在市场化程度高的地区,治污压力对市场进入的影响不显著;这意味着,治污压力对市场进入的抑制作用在市场化程度低的地区更为显著。这与我们的预期是一致的:面临环境治理压力,地方政府会通过行政审批等手段干预经济,从而影响工业企业的市场进入行为。为了稳健起见,第(3)–(6)列以终期治污压力和PM2.5下降量为替换变量,重新估计。上述结果有力地佐证了地方政府干预企业投资行为,从而影响工业用地出让的作用机制。

表9 影响渠道检验II: 2SLS估计结果

Panel A:	低	高	低	高	低	高
第二阶段估计	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
治污压力	-1.034	-0.188				
	(0.648)	(0.253)				

(续表)

Panel A:		低	高	低	高	低	高
第二阶段估计		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
终期治污压力				-2.640*	-1.387		
				(1.352)	(1.829)		
PM2.5 下降量						-1.030**	-0.542
						(0.445)	(0.799)
Panel B:		治污压力		终期治污压力		PM2.5 下降量	
第一阶段估计		(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
lnVC		-5.755***	-19.680***	-2.253***	-2.674***	-5.776***	-6.837***
		(1.576)	(6.790)	(0.730)	(0.880)	(0.946)	(2.122)
控制变量		是	是	是	是	是	是
城市固定效应		是	是	是	是	是	是
年份固定效应		是	是	是	是	是	是
第一阶段 F 统计量		13.34	8.40	9.51	9.23	37.30	10.38
样本量		161	78	161	78	161	78

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号中为城市层面聚类标准误差。

五、异质性分析

(一) 空气质量状况

前文已表明，治污压力的确会影响地方政府的工业用地出让行为，但每一地区的空气质量改善状况不同，各地区土地出让行为可能受治污压力的影响会存在差异。若空气质量状况持续恶化，地区面临的环境治理压力加大，则土地出让行为受治污压力的影响可能更为严重；反之，受治污压力的影响较小。本文通过地区空气质量指数（AQI）大于 100 的天数是否增加⁴，界定该地区空气质量状况。具体而言，若地区空气质量指数（AQI）大于 100 的天数增加，表明该地区空气质量进一步恶化；反之，表明地区空气质量有所改善。

表 10 第 (1) — (4) 列汇报了治污压力对工业用地出让面积的分样本估计结果。从中可以看出，在空气质量恶化的地区，治污压力和终期治污压力的估计系数均显著为负；相反，在空气质量有所改善的地区，二者的估计系数

⁴ 空气质量等级：AQI 在 0~50 之间为优，在 51~100 之间为良，在 101~150 之间为轻度污染，在 151~200 之间为中度污染，在 201~300 之间为重度污染，大于 300 为严重污染。

未能通过 10% 水平的显著性检验。这初步表明, 治污压力的资源配置效应在空气质量恶化地区表现得更为明显。第 (5) — (8) 列, 我们将工业用地出让宗数作为替换变量, 估计结果与前 4 列的结果高度一致。这意味着地区空气质量的持续状态是影响污染治理效应的重要因素。

表 10 异质性分析: 空气质量状况

	土地出让面积				土地出让宗数			
	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
治污压力	0.007 (0.052)	-0.077* (0.039)			-0.018 (0.029)	-0.063*** (0.016)		
终期治污压力			0.022 (0.153)	-0.519** (0.226)			-0.054 (0.084)	-0.424*** (0.077)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市-行业 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业-年份 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
第一阶段 F 统计量	20.82	34.21	9.53	90.99	20.82	34.21	9.53	90.99
样本量	1 272	608	1 272	608	1 272	608	1 272	608

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著; 括号中为城市层面聚类标准误差。

(二) 行业污染程度

由于行业自身属性存在差异, 各行业排放的污染物类别及其浓度不同, 对大气污染的影响程度也就不同, 从而受污染治理压力的影响可能会存在差异。一般来讲, 相比低污染行业, 空气污染治理压力对高污染行业的影响可能更加明显。考虑到煤炭一直是中国一次性能源消耗中最重要的能源 (盛丹和张国峰, 2019), 本文根据行业煤炭消费量 (万吨) 的中位值, 将总样本划分为高污染行业与低污染行业两类子样本, 考察治污压力效应的行业异质性。

表 11 报告了估计结果, 从第 (1) — (4) 列中可以看出, 治污压力和终期治污压力的估计系数均在高污染行业中显著为负, 在低污染行业中不显著, 表明治污压力对高污染行业的影响较大, 这符合前文的推断。为了稳健起见, 第 (5) — (8) 列将被解释变量替换为工业用地出让宗数, 估计结果亦表明, 地方政府在面临治污压力时, 尤其会减少高污染行业的项目审批。

表 11 异质性分析：行业污染程度

	土地出让面积				土地出让宗数			
	低	高	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
治污压力	-0.004 (0.021)	-0.053* (0.029)			-0.014 (0.013)	-0.036** (0.014)		
终期治污压力			-0.022 (0.121)	-0.259* (0.149)			-0.077 (0.078)	-0.178** (0.069)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市-行业 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业-年份 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
第一阶段 F 统计量	26.99	23.95	58.35	46.40	26.99	23.95	58.35	46.40
样本量	1 626	1 526	1 626	1 526	1 626	1 526	1 626	1 526

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号中为城市层面聚类标准误差。

六、结论及政策建议

伴随我国工业化和城镇化的快速发展，各类环境污染呈高发态势，已成为民生之患、民心之痛，环境污染治理是中国必须打好的攻坚战。本文从环境经济学的角度，利用 2013—2017 年城市 PM2.5 年均浓度和土地交易微观数据，讨论了污染治理压力对工业用地出让的影响，并进一步识别了污染治理压力影响工业用地出让的微观机制。研究表明，治污压力使得工业用地出让面积和宗数明显缩减。同时，本文利用气象学知识为治污压力寻找工具变量，估计结果依然稳健。本文还利用住宅用地和商服用地对基准结论进行了安慰剂检验，其结果有效地支持了污染治理压力对工业用地市场的调节效应。

我们认为，基于环保绩效考核激励，地方政府通过工业项目的审批，影响微观企业的投资决策和市场进入行为，从而影响工业用地资源配置。基于这一假设，我们利用工业企业数量增长率衡量市场进入，发现治污压力显著抑制了工业企业的市场进入。进一步研究发现，污染治理压力对企业市场进入的负向影响仅在市场化的程度低的地区显著，从而证实了上述猜想。此外，本文还探讨了地区空气质量和行业污染程度的异质性问题。

本文的结果有助于我们更好地理解污染治理对土地资源配置的影响,同时为科学构建环境治理体系提供一定的政策启示。由于市场机制失灵,解决环境污染问题,需要借助政府这双“有形的手”,但也要考虑到环境治理压力对地方政府行为的影响。首先,建议打破地方政府对土地要素供应一级市场的垄断,推动土地要素的市场化改革,促进土地流动自主有序、提高产业用地市场化配置效率。其次,地方政府在注重工业项目事前审批的同时,要更加重视事中事后监管,通过征税、征收排污治理费用以及环境监管等方式,倒逼工业企业技术革新与改造,提高资源利用率,减少污染排放,解决以抑制工业企业进入应对污染检查或环保考核的顽疾。同时,中央政府应进一步优化地方官员环保考核的评价机制,加入对高质量发展、单位GDP排污强度、资源利用强度等的考核;此外,地区产业发展规划应重视地区环境承载力和行业自身属性,空气质量的持续状态和行业自身属性对治污效应具有显著的调节作用,这启示各地政府在产业发展规划的空间布局上要因地制宜,应充分考虑地区空气质量和行业自身性质等因素对当地环境治理的影响。

参考文献

- [1] Chen Y., G. Jin, N. Kumar, and G. Shi, “The Promise of Beijing: Evaluating the Impact of the 2008 Olympic Games on Air Quality”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2013, 66 (3), 424-443.
- [2] Chen, S., P. Oliva, and P. Zhang, “The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China”, *NBER Working Papers*, 2017, No. 24036.
- [3] Chen, T., and J. Kung, “Busting the ‘Princelings’: The Campaign Against Corruption in China’s Primary Land Market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134 (1), 185-226.
- [4] Chen, T., and J. Kung, “Do Land Revenue Windfalls Create a Political Resource Curse? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 86-106.
- [5] Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang, “The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88, 468-485.
- [6] 陈诗一、陈登科,“雾霾污染、政府治理与经济高质量发展”,《经济研究》,2018年2期,第20—34页。
- [7] 陈晓红、朱蕾、汪阳洁,“驻地效应——来自国家土地督察的经验证据”,《经济学》(季刊),2019年第18卷第1期,第99—122页。
- [8] Donkelaar, A., R. Martin, C. Li, and R. Burnett, “Regional Estimates of Chemical Composition of Fine Particulate Matter Using a Combined Geoscience-Statistical Method with Information from Satellites, Models, and Monitors”, *Environmental Science and Technology*, 2019, 53, 2595-2611.
- [9] 邓慧慧、杨露鑫,“雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型”,《中国工业经济》,2019年第10期,第118—136页。
- [10] Hering, L., and S. Poncet, “Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68, 296-318.

- [11] 胡艺、张晓卫、李静，“出口贸易、地理特征与空气污染”，《中国工业经济》，2019年第9期，第98—116页。
- [12] Li, H. B., and L. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personal Control in China”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (9), 1743-1762.
- [13] Liu, H., and A. Salvo, “Severe Air Pollution and Child Absences When Schools and Parents Respond”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 92, 300-330.
- [14] 黎文靖、郑曼妮，“空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验数据”，《中国工业经济》，2016年第4期，第93—109页。
- [15] Qin, Y., J. Wu, and J. Yan, “Negotiating Housing Deal on a Polluted Day: Consequences and Possible Explanations”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2019, 94, 161-187.
- [16] 盛丹、张国峰，“两控区环境管制与企业全要素生产率增长”，《管理世界》，2019年第2期，第24—42页。
- [17] 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。
- [18] 陶然、袁飞、曹广忠，“区域竞争、土地出让与地方财政效应：基于1999—2003年中国地级城市面板数据的分析”，《世界经济》，2007年第10期，第15—27页。
- [19] 田文佳、余靖雯、龚六堂，“晋升激励与工业用地出让价格——基于断点回归方法的研究”，《经济研究》，2019年第10期，第89—105页。
- [20] 田文佳、张庆华、龚六堂，“土地引资促进地区工业发展了吗？——基于土地、企业匹配数据的研究”，《经济学》（季刊），2020年第19卷第1期，第33—60页。
- [21] 杨广亮，“政企关系影响土地出让价格吗？”，《经济学》（季刊），2019年第18卷第1期，第193—212页。
- [22] 杨继东、罗路宝，“产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲”，《中国工业经济》，2018年第12期，第5—22页。
- [23] 杨其静、吴海军，“产能过剩、中央管制与地方政府反应”，《世界经济》，2016年第11期，第126—146页。
- [24] 杨其静、卓品、杨继东，“工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007~2011年中国地级市面板数据的经验研究”，《管理世界》，2014年第11期，第24—34页。
- [25] 余靖雯、肖洁、龚六堂，“政治周期与地方政府土地出让行为”，《经济研究》，2015年第2期，第88—102页。
- [26] Zheng, S., M. E. Kahn, W. Sun, and D. Luo, “Incentivizing China’s Urban Mayors to Mitigate Pollution Externalities: The Role of the Central Government and Public Environmentalism”, *Regional Science and Urban Economics*, 2014, 47 (1), 61-71.
- [27] 张军、樊海潮、许志伟、周龙飞，“GDP增速的结构性下调：官员考核机制的视角”，《经济研究》，2020年第5期，第31—48页。
- [28] 张莉、黄亮雄、刘京军，“土地引资与企业行为——来自购地工业企业的微观证据”，《经济学动态》，2019年第9期，第82—96页。
- [29] 张莉、王贤彬、徐现祥，“财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为”，《中国工业经济》，2011年第4期，第35—43页。
- [30] 张莉、朱光顺、李夏洋、王贤彬，“重点产业政策与地方政府的资源配置”，《中国工业经济》，2017年第8期，第63—80页。
- [31] 周黎安，“‘官场+市场’与中国增长故事”，《社会》，2018年第2期，第1—45页。

Pollution Control Pressure, Environmental Incentives and Industrial Land Leasing —Empirical Evidence from Micro Land Transactions

FENG Zhiyan

(Shandong University of Finance and Economics)

HUANG Jiuli

(Nankai University)

YAN Hongrong*

(Shanghai University of International Business and Economics)

Abstract: Using the data of PM2.5 concentrations and land transactions from 2013—2017, and choosing ventilation coefficient as the instrumental variable, we investigate how pollution control pressure influences industrial land transactions and its influential channels. Our research shows that pollution control pressure reduces significantly industrial land transactions. This conclusion is still robust after considering replacement variables, placebo test and different samples. Furthermore, pollution control pressure significantly inhibits the market entry of industrial enterprises, especially in areas with low degree of marketization. In addition, Efficiency varies with air quality and industrial pollution degree.

Keywords: pollution control pressure; environmental incentives; industrial land leasing

JEL Classification: Q53, H11, Q15

* Corresponding Author: Yan Hongrong, Room 323, Library of Shanghai University of International Business and Economics, No. 620 Gubei Road, Changning District, Shanghai 200050, China; Tel: 86-13102052292; E-mail: yhrjnyy@163.com.