

政府驻地迁移的污染伴随效应

徐志伟,刘芷菁,张舒可

(天津财经大学商学院,天津 300222)

摘要:通过对2000—2010年发生政府驻地迁移的15座城市近4 000家企业二氧化硫排放数据进行考察发现,迁移过程具有污染伴随效应,会提升迁入地企业污染物排放水平。规模以上工业企业对污染伴随效应贡献最为明显,发生政府驻地迁移的非省会城市受到的影响相对较大。经济发展水平提升在总体上会对污染伴随效应有所抑制,但这种抑制作用对规模以上工业企业来说不显著。污染伴随效应在政府驻地新址周边5公里范围内表现最为突出,此后随空间距离扩大逐步递减,直至20~25公里后消失。污染伴随效应产生的原因在于迁入地新企业的进入及其引致的产出规模扩张,同时监管效应、结构效应和效率效应未能有效对冲产出扩张给环境造成的不利影响。运用微观企业数据对政府驻地迁移的环境影响进行考察,有助于从更深层面理解政府资源、经济活动、污染效应三者间的绑定关系,为政府未来进行类似决策提供科学参考。

关键词:政府驻地迁移;污染伴随;规模效应;监管效应;结构效应;效率效应

中图分类号:F205;F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2020)05-0086-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.05.007

一、引言

政府驻地迁移是缓解原有城区人口和交通压力、降低政府运营成本、促进新城区经济社会发展的重要手段。由于其过程往往伴随一系列权力和资源在地理空间上的再配置^[1],政府驻地迁移势必会对多层面经济空间整体布局产生深远影响^[2]。

Jefferson and Trainor^[3]较早关注了政府驻地迁移的经济效应,发现将部分公共部门外迁之后,伦敦地区就业和住宿需求压力均有所减轻,同时还能给迁入地创造更多潜在就业机会。Marshall *et al.*^[4]的研究进一步支持了上述观点,认为伦敦地区公共部门驻地迁移有助于大幅降低政府机构运行成本,创造更多就业机会,平衡地区经济发展。Faggio^[5]则在一个更小空间尺度上关注了政府部门驻地迁移的就业效应,发现政府驻地迁移之后,私人企业将高度聚集在公共部门迁入地周边1公里范围内,并且聚集产生的就业效应随着其与政府驻地之间空间距离的延伸而急剧下降。但也有学者对上述结论持相左观点。如Jun^[6]认为,单纯的政府驻地迁移并不会从根本上扭转首尔地区人口过度集中的痼疾,平衡地区经济发展的作用也不明显,私营企业迁移可能是较政府机构迁移更好的选择。

国内也有少量文献关注了政府驻地迁移的经济聚集效应、资源配置效应和结构调整效应。如卢

收稿日期:2020-06-01;修回日期:2020-08-08

作者简介:徐志伟(1979—),男,天津人,经济学博士,天津财经大学商学院教授,研究方向为环境规制政策与区域经济发展;刘芷菁(1997—),女,河北秦皇岛人,天津财经大学商学院硕士研究生,研究方向为产业政策与规制政策;张舒可(1996—),女,天津人,天津财经大学商学院硕士研究生,研究方向为环境规制政策与区域经济发展。

基金项目:国家社会科学基金一般项目(18BJY221);天津市哲学社会科学研究规划基金项目(TJGL19-009)

盛峰等^[7]通过分析迁入地周边区域夜间灯光影像数据发现,政府驻地迁移会给迁入地带来明显的经济收益,且距离新建行政中心越近,经济收益就越明显。王海和尹俊雅^[8]重点对政府驻地迁移的资源配置效应进行了考察,实证结果显示,驻地迁移能够降低城市整体TFP离散度,缓解资源错配。此外,王海等^[9]还进一步研究了政府驻地迁移的结构调整效应,发现驻地迁移有助于推动地区产业结构升级,尤其明显促进了第三产业生产效率的提升。

作为经济活动的副产品,环境影响无疑是政府驻地迁移决策过程中需要考虑的关键问题。有效厘清政府驻地迁移可能产生的环境影响,不仅有助于在实践层面对迁移政策的实施效果做出全面客观评价,还有助于从更深层面理解政府资源、经济活动、污染效应三者间的绑定关系,为政府未来进行类似决策提供科学参考。但遗憾的是,现有文献较少对这一领域予以关注。

现有研究主要用两种方法对经济活动的环境影响进行测度:其一,采用PM_{2.5}浓度值^[10-12]或者AQI^[13-14]等大气污染指标进行污染程度刻画;其二,将地区层面多类型的污染物排放水平作为污染程度代理变量^[15-17]。除北京等个别城市外,目前政府驻地迁移的空间距离大多在20公里范围以内,有些甚至不足5公里。由于大气扩散条件以及风速、风向等多重因素的干扰,在如此有限的空间尺度上,很难通过对大气污染状况直接进行观测来精准刻画迁移政策的环境影响。与此同时,现有地区层面的污染物排放数据主要统计至地级市口径,而政府驻地迁移基本都发生在同一城市内部不同行政区之间,因此也难以满足环境影响评价需要。

本文以2000—2010年发生人民政府驻地迁移的15个地级市为样本,通过观察迁入迁出行政区内近4000家微观企业二氧化硫排放水平的变化,对迁移过程的环境影响进行估计,并对其内在的经济机理进行考察。文章力求在三个方面产生边际贡献:(1)将政府驻地迁移的影响研究延伸至环境规制领域,在空间面积相对有限的行政区层面对驻地迁移的环境影响进行评价;(2)将企业污染物排放数据运用于实证估计,从微观视角对政府驻地迁移给不同行政区可能造成的环境影响进行精准刻画;(3)通过对污染伴随效应产生机理的考察,证明政府资源、经济活动、污染效应三者间存在绑定关系,为政府在相关领域进行科学决策提供参考。

二、特征事实与机理假设

(一) 政府驻地迁移的特征事实

早在1985年,国务院颁布的《关于行政区划管理的规定》就已明确,省、市、县区三级人民政府驻地迁移需经国务院审批。其中,省和地级市两级人民政府的驻地迁移由国务院以“国函”形式批复,县区一级由民政部通过“民函”批复。基于“全国行政区划信息查询平台”,本文检索了2000—2018年省、地级市(含省会城市)、县区三级人民政府驻地迁移的基本信息^①。

以2012年为界,将政府驻地迁移划分为两个时期。2012年之前是以县区政府驻地迁移为主的“涌潮期”。该期间内,民政部共计批复了40个县区人民政府的驻地迁移申请,占2000—2018年县区一级批复总量的90%以上。2012年之后,随着党政机关停止新建楼堂管所等一系列措施的出台,县区一级政府驻地迁移数量大幅减少。2000—2012年间省和地级市两级人民政府驻地迁移申请年均批复1.46件,2013—2018年间年均批复1.33件,阶段性特征并不明显。

本文以2000—2010年间发生政府驻地迁移的地级市为研究样本,主要出于以下两方面考虑:其一,对政府驻地迁移“涌潮期”进行考察,有利于对迁移政策的环境影响做出更客观的评价;同时,考虑到政策实施及其效果显现具有一定的滞后期,为配合可得的1999—2012年微观企业污染物排放数据,本文舍弃2011年才获得批复的福建省漳州市和云南省昆明市,对2000—2010年发生政府驻地迁移的地级市样本进行观测。其二,地级市政府驻地迁移所产生的影响无疑远高于区县一级政府,因此,将其作为研究样本有助于获得更具说服力和代表性的观测结果;同时,将地级市作为研究样本也可规避省级人民政府驻地迁移数量较少引致的偏误。

表1显示了样本期间内相关城市政府驻地迁移获得批复的时间以及迁入迁出行政区的基本情况。其中,江西省南昌市驻地迁移在一个行政区内完成,故将其剔除。在剩余的15个观测城市中,包含长沙等6个省会城市,迁移平均空间距离为10公里。

(二) 政府驻地迁移环境影响的产生机理假设

1. 政府驻地迁移的规模效应。各级政府在资源配置和经济发展中扮演重要角色。由于有更多机会与相关行政机构结成伙伴关系,企业往往更倾向于在政府驻地所在行政中心投资设厂^[18]。政府驻地迁移实质上是行政中心的区位变更。这一方面会影响既有在位企业的经济产出和经济绩效^[19],另一方面也会使新建企业重新考虑进入区位^[20]。

同时,正如前文所述,政府驻地迁移可能还会促进迁入地就业水平提升,创造出更多增量市场需求。新的市场潜能一旦形成,“后向联系”将驱动更多企业向新的行政中心集聚^[21],并在规模报酬递增作用下产生进一步的累积效应和区位锁定^[22]。单纯的经济规模扩张将引致企业污染物排放水平出现上升趋势,对政府迁入地环境质量造成负面影响。由此,本文提出机理假设1:政府驻地迁移的规模效应将引致污染伴随效应发生。

2. 政府驻地迁移的监管效应。空间距离对经济主体间的行为具有重要影响。空间距离越接近,经济主体间的信息搜寻成本和监督成本就越低^[23]。证券^[24]、税收^[25]、审计^[26]等诸多领域的经验研究都表明,政府更偏好监管与其空间距离相对较近的经济主体。上述逻辑也适用于环境监管领域。距离政府驻地越近,越有利于降低政府环境监管成本,消除监管过程中的信息不对称。这些都可能使迁入地的环境监管效应得到更有效的发挥,抑制迁入地相关企业的污染物排放。此外,出于树立良好城市形象等因素考量,相关地方政府也有理由对迁入地企业实施更为严格的环境规制。这些都有助于进一步强化政府驻地迁移过程中的环境监管效应。由此,本文提出机理假设2:政府驻地迁移的监管效应将抑制污染伴随效应发生。

3. 政府驻地迁移的结构效应。政府驻地迁移势必引致迁入地劳动力和用地需求的增加,进而刺激工资水平和地租价格上涨。虽然两者会同时对工业产出形成挤出效应,但相比工资成本,地租上涨带来的挤出效应更为明显^[27]。迁入地地租价格上涨具有选择功能,将抑制低附加值产业过度扩张,促进工业内部结构逐步向高级化发展^[28]。工业内部结构调整是推动环境污染治理的主要手段,也是实现工业绿色转型发展的重要路径^[29]。因此,政府驻地迁移及其引致的成本因素可能会通过工业内部结构的调整抑制迁入地企业生产过程中的污染物排放,改善当地环境质量。由此,本文提出机理假设3:政府驻地迁移的结构效应将抑制污染伴随效应发生。

4. 政府驻地迁移的效率效应。由于知识或技术外溢产生的聚集效应^[30]、市场竞争产生的选择效应^[31]以及“物以类聚”产生的群分效应^[32],高效率企业选址偏好往往与城市规模具有同向性^[33]。因此,政府驻地迁移引致的城区经济扩张可能会吸引更多高效率企业。同时,迁入地产出扩张引致的规模经济还将进一步摊薄污染企业安装和运行污水处理或除尘除烟设备时发生的固定成本^[34]。因此,相关企业污染物排放强度可能会因“好产出”的增加和“坏产出”的减少出现下降趋势^[35],这也

表1 2000—2010年地级市政府驻地迁移概况

批复时间	城市名称	迁移前地址	迁移后地址
2000年5月	湖南省永州市	原芝山区徐家井路	冷水滩区逸云路
2000年6月	四川省自贡市	自流井区解放路	大安区丹桂大街
2001年10月	湖南省长沙市	芙蓉区潘正街	岳麓区岳麓大道
2001年12月	河南省鹤壁市	山城区红旗街	淇滨区九州路
2003年9月	陕西省铜川市	王益区红旗街	耀州区正阳路
2004年9月	黑龙江省哈尔滨市	道里区石头道街	松北区世纪大道
2005年8月	湖南省湘潭市	雨湖区雨湖路	岳塘区芙蓉路
2006年2月	福建省泉州市	鲤城区庄府巷	丰泽区景观东路
2006年3月	江西省南昌市	东湖区民德路	东湖区新府路
2006年4月	陕西省西安市	莲湖区西华门大街	未央区凤城八路
2006年7月	贵州省贵阳市	南明区市府路	乌当区林城东路
2006年9月	安徽省合肥市	庐阳区淮河路	蜀山区东流路
2007年1月	陕西省宝鸡市	渭滨区经二路	金台区行政大道
2008年8月	安徽省马鞍山市	花山区湖北路	雨山区太白大道
2009年12月	安徽省芜湖市	镜湖区镜湖路	鸠江区新三路
2010年9月	四川省成都市	青羊区人民西路	武侯区锦悦西路

资料来源:全国行政区划信息查询平台(<http://szqh.mca.gov.cn/map>)。

将有利于对政府驻地迁移过程中的污染伴随效应产生抑制作用。由此,本文提出机理假设4:政府驻地迁移的效率效应将抑制污染伴随效应发生。

上述可能存在的规模效应等机理路径会从不同角度对相关区域环境质量产生影响。下文将通过考察样本城市政府驻地迁移前后微观企业污染物排放水平的变化,对污染伴随效应的存在性进行判断,并对其产生机理进行逐一检验。

三、研究设计与指标选取

(一) 研究设计

本文将政府驻地迁移视为一次准自然实验,通过双重差分法考察其对微观企业污染物排放水平的冲击。具体来看,将迁入地样本企业设定为实验组,虚拟变量 $resident = 1$; 将迁出地样本企业设定为控制组,虚拟变量 $resident = 0$ ^②。如表1所示,在全部15个样本城市中有2/3的城市在下半年获得国务院行政审批,并且在获得行政审批之后,政府驻地实际搬迁过程可能还存有一定的时滞效应。综合考虑,本文将样本城市获得批复的下一年度视为政策冲击发生的时间点,令其后的时间虚拟变量 $period = 1$,之前的时间虚拟变量 $period = 0$ 。由此,初步建立双重差分模型:

$$pollution_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 resident_{ij} + \alpha_2 period_t + \alpha_3 resident_{ij} \times period_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

除已定义的分组和时间虚拟变量外, $pollution_{ijt}$ 表示第 j 个城市的第 i 家企业在第 t 年的污染物排放量, ε_{ijt} 为随机扰动项。交互项 $resident_{ij} \times period_t$ 为核心解释变量。如果存在 α_3 大于0且显著,则可证明政府驻地迁移具有污染伴随效应。

样本城市发生驻地迁移的时点不同,因此回归分析模型属于多期双重差分模型。参考 Moser and Voena^[36] 等学者的做法,本文利用个体固定效应 μ_{ij} 和时间固定效应 λ_t 替代式(1)中的分组虚拟变量和时间虚拟变量。此外,政府驻地迁移虽非严格的随机过程,但对于绝大多数微观企业而言,政府选择行为应该具有良好的外生性。为进一步控制样本企业可能存在的选择效应,本文参考 Chen et al.^[37] 的研究,在回归过程中进一步控制了相关企业区位选择虚拟变量与时间趋势的交互项 $ttrend_t = resident_{ij} \times year$ 。处理后的待估模型变为:

$$pollution_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 resident_{ij} \times period_t + \mu_{ij} + \lambda_t + ttrend_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

(二) 指标选取

企业层面的污染物排放数据主要来源于中国工业企业污染排放数据库,根据区位代码筛选获得15个样本城市政府驻地迁入迁出行政区的企业样本。在各类型污染物中,二氧化硫排放量的约90%来源于工业生产活动。这一比例不仅远高于工业废水30%左右的排放占比,也高于氨氮65%和烟粉尘80%的占比。因此,为了能够更具代表性地反映政府驻地迁移前后微观企业生产活动污染物排放水平的实际变化,本文将样本企业二氧化硫排放量作为模型的主要被解释变量,同时将烟尘和化学需氧量作为异质性讨论对象。经筛选,共获得3922个有效企业样本。样本多为小规模排污企业,二氧化硫排放量在20吨/年以内的大约占全部观测值的70%。

然而,直接使用中国工业企业污染排放数据库存在难点。该数据库仅统计样本企业污染物排放信息,需要与中国工业企业数据库匹配,才能获得完整的企业经营数据。本文按照法人代码、企业名称等维度进行数据库匹配后发现,有效样本数量下降至1433家。除按照惯例将财务统计指标异常样本剔除外,排除掉的主要为年主营业务收入不足500万元(2011年开始为2000万元)的小规模工业企业以及少量的餐饮酒店、医院、学校、科研院所等机构。上述问题的处理方式如下:第一步,对全样本企业组展开估计,观察交互项是否显著。如显著,初步判断政府驻地迁移可能对相关区域的整体环境质量造成明显影响,则进一步对合并中国工业企业数据库之后的规模以上工业企业样本进行考察;如不显著,说明政府驻地迁移可能在整体上对环境质量作用不明显,则停止估计。第二步,在对全样本企业组估计的基础上,加入反映企业经营特征的控制变量,对规模以上工业企业样本进行估计,并再次观察交互

项是否显著。如显著且与全样本企业组回归结果方向一致,则说明政府驻地迁移的环境影响在规模以上工业企业组也稳健存在。上述两类估计结果分别近似反映全部企业和规模以上工业企业二氧化硫排放水平的变化,通过比较可近似得出政府驻地迁移对行政区内不同规模企业的异质性影响。

四、实证结果

(一) 模型初步回归结果

表2显示了围绕式(2)展开的双重差分估计结果。不同设定得到的回归结果均显示,政府驻地迁移具有污染伴随效应,将引致迁入地企业二氧化硫排放水平出现显著上升。第(1)列控制了个体固定效应和年份固定效应,结果显示,与迁出地相比较,政府驻地迁移使得迁入行政区相关企业的二氧化硫平均排放水平上升118.72吨。为克服样本企业可能存在的选择效应,第(2)列进一步控制了区位选择虚拟变量与时间趋势的交互项,结果显示污染伴随效应依然显著。第(3)列显示的是与中国工业企业数据库匹配后,规模以上工业企业二氧化硫排放量的变化。在估计过程中分别对企业规模、盈利能力、所有制性质和行业类别进行了控制。其中,企业规模用样本企业总资产表示;盈利能力用样本企业营业利润表示;所有制性质为虚拟变量,国有企业为1,非国有企业为0;行业类别用四位代码行业表示。结果表明,政府驻地迁移之后,迁入地规模以上工业企业二氧化硫排放的平均处理效应为312.97吨,较全样本企业组高出138%。由此初步判断,规模以上工业企业在污染伴随效应的形成中贡献更大。

从现有年鉴中难以完整获得地级市所属各行政区的社会经济统计信息,但为了对迁入迁出行政区的经济社会发展水平进行控制,本文尝试利用中国工业企业数据库,通过数据汇总对相关变量进行近似替代。首先,根据区位代码筛选获得15个样本城市政府驻地迁入迁出地共计30个行政区的企业样本。在此基础上,基于区位代码进行数据汇总:以工业总产值合计数近似表示工业经济规模;以劳均工业产出近似表示工业发展水平;以职工工资和福利费合计数近似表示职工收入;以国有实收资本比重近似表示国有经济权重;以轻工业产值占比近似表示工业内部结构;以全部应缴增值税和所得税合计数近似表示行政区财政收入水平。表2第(4)列汇报了相应的回归结果。可见,虽然由于统计口径等因素限制未能取得预期拟合效果,但结果仍然显示迁入地企业二氧化硫排放水平显著上升。

进一步地,为消除组间异方差和同期相关性问题,本文采用面板校正标准误模型(PCSE)对规模以上工业企业组样本进行再次估计。如表2第(5)列所示,交互项的显著性水平未出现明显下降,说明政府驻地迁移的污染伴随效应仍稳健存在。

(二) 非正态分布与异常值的处理

本文多数样本为小规模排污企业,二氧化硫年排放量在0~20吨范围内,难以满足残差近似服从正态分布的基本假设。样本中存在个别二氧化硫排放水平畸高的企业,也可能对估计结果造成干扰^③。

就样本分布非正态性问题,本文首先尝试对被解释变量取自然对数进行数据转换。经计算,转换后的数据分布峰度值为3.39,偏度值为0.13,得到了较好的正态修正。本文运用式(2)再次进行回归,结果如表3第(1)列和第(2)列所示,迁入地企业二氧化硫排放水平依然显著上升^④。但也有学者认为在数据本身非正态条件下强行进行转换可能会导致结果产生严重偏误。因此,在不改变数据结构的基础上,本文选用对数据分布特征要求相对较低的ML估计,利用式(1)对模型进行再次回归。交互项的

表2 政府驻地迁移对二氧化硫排放量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>resident × period</i>	118.72 *** (3.41)	131.31 *** (3.68)	312.97 *** (5.81)	245.09 *** (3.61)	312.97 *** (4.10)
年份固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
控制时间趋势	否	是	是	是	是
企业控制变量	否	否	是	否	是
地区控制变量	否	否	否	是	否
Number of groups	3 922	3 922	1 433	3 922	1 433
R ² -within	0.005	0.006	0.21	0.02	0.91
Prob > F	0	0	0	0	0

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内是*t*统计量。篇幅所限,全文表格中仅汇报交互项结果,控制变量回归结果可向作者索要。

回归结果在表3第(3)列和第(4)列进行了汇报,可见污染伴随效应依然存在。本文还尝试采用自助法(Bootstrap)解决样本非正态性问题,即采取重复抽样方式从全样本中随机抽取一定数量的数据组成“伪样本”,通过平均“伪样本”估计量方差得到待估参数的 t 统计量。现有研究表明,自助法抽样能够无偏接近总体分布。本文设定了100次重复抽样,具体估计结果如表3第(5)列和第(6)列所示,污染伴随效应依然通过了显著性检验。另外,对于个别二氧化硫排放水平畸高的企业,本文尝试在2.5%水平上进行双侧缩尾处理。如表3第(7)列和第(8)列所示,缩尾后的处理效应明显下降,但估计值的显著性水平未发生明显变化。可见,异常值处理也未改变政府驻地迁移具有污染伴随效应的判断。

表3 非正态分布与异常值的处理结果

变量	取自然对数		ML估计		自助法再抽样		缩尾处理	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>resident</i> × <i>period</i>	0.13** (2.53)	0.24*** (3.05)	102.59** (2.09)	316.43*** (4.30)	131.31*** (2.82)	312.97*** (3.32)	14.27*** (3.48)	25.36*** (3.50)
年份固定效应	是	是	否	否	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	否	否	是	是	是	是
控制时间趋势	是	是	是	是	是	是	是	是
企业控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
Number of groups	3 992	1 433	3 992	1 433	3 992	1 433	3 992	1 433
R ² -within	0.02	0.03	—	—	0.01	0.21	0.01	0.02
Prob > F	0	0	0	0	0.03	0.44	0	0

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内是 t 统计量。

(三) 平行趋势与动态效应检验

考虑到迁入迁出行政区企业原有的系统性差异可能干扰对污染伴随效应的判断,本文按照 Beck *et al.*^[38]的做法,运用式(3)进行平行趋势与动态效应检验。

$$pollution_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_k \sum_{k=-2}^4 resident_{ij} \times period_t \times year_k + \mu_{ij} + \lambda_t + ttrend_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中 $k \in [-2, 4]$ 刻画了样本城市政府驻地迁移前两年至后四年的时间虚拟变量。在观测的第 k 年令虚拟变量 $year_k = 1$, 其他年份为 $year_k = 0$ 。对于个别2009年之后才发生驻地迁移致使部分后续样本期间超过2012年的特殊情形, $year_k$ 设为“空”, 超出部分不纳入回归过程^⑤。

图1显示了平行趋势与动态效应的检验结果。其中,左侧全样本企业组显示,在政府驻地迁移前两年,分属实验组和控制组的样本企业二氧化硫排放水平无显著差异,满足平行趋势要求。从迁移当年开始,迁入地企业二氧化硫排放水平出现加速上升,并在两年后基本达到稳态。图1右侧汇报的规模以上工业企业组检验结果也满足平行趋势假设要求,但二氧化硫排放水平动态演进趋势与全样本企业组存在差异。一方面,该组多数年份二氧化硫排放水平的边际处理效应高于全样本企业组,动态效应检验结果与表2平均处理效应结果互为印证;另一方面,规模以上工业企业组迁入地企业二氧化硫排放水平在迁移初期快速上升,从迁移后第三年开始震荡下行。结果表明,政府驻地迁移后的前几年是对规模以上工业企业开展环境规制的关键“窗口期”。

(四) 安慰剂检验

根据国家实行的“两控区”政策,2000年开始实行二氧化硫排放总量控制,而发生政府驻地迁移的自贡等10个样本城市被划分在“两控区”范围内。2009年前后中国多个省份开始陆续设立排污权交易中心,开展二氧化硫排污权交易试点。研究表明,无论是“两控区”政策^[39]还是排污权交易^[40],都会对企业排污行为有所抑制。因此,这些环境规制政策的实施可能会干扰对政府驻地迁移环境影响的判断。为此,本文分别将2000年和2009年作为时间点,进行安慰剂检验。如表4第(1)列和第(2)列所示,全样本企业组交互项的估计结果并不显著。

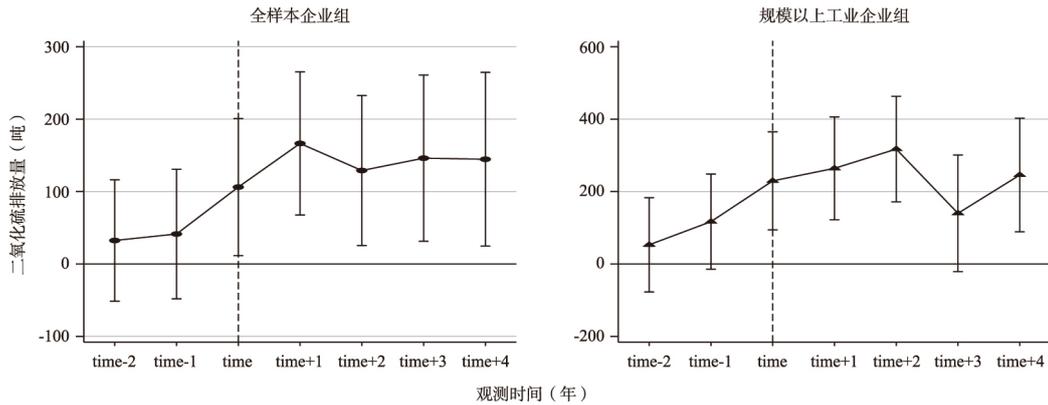


图1 平行趋势与动态效应检验结果

污染伴随效应应该仅发生于政府驻地迁移所涉及的行政区,如果样本城市的其他行政区也出现类似变化,可能意味着存在某种不可观测的因素,引致了包括迁入地在内的多个行政区企业污染物排放水平出现系统性变化。本文将政府驻地迁入迁出行政区排除在外,从样本城市剩余行政区中随机抽取两个作为安慰剂检验对象,随机指定为实验组和控制组。在此基础上,运用式(2)重复估计过程。结果表明,无论如何分组,实验组和控制组之间二氧化硫排放水平均未出现显著差异。因此,污染物排放水平的系统差异在样本城市发生政府驻地迁移以外的行政区并未出现。

进一步地,考虑到在政府驻地迁移前后,还可能存在某些不可观测因素引致了包括迁入地在内的所有人民政府驻地行政区企业污染物排放水平出现显著改变,对此本文进行如下检验:首先,基于中国工业企业污染排放数据库,筛选获得样本期间内发生政府驻地迁移省份的全部企业样本;其次,将发生政府驻地迁移城市的企业从上述样本中剔除;再次,将选址于剩余城市人民政府驻地行政区的企业设定为实验组,非驻地行政区企业设定为控制组;最后,再次运用式(2)进行双重差分估计。

考虑到湖南等省份在样本期间内曾出现多个城市人民政府在不同年份相继迁移的现象,本文在时间维度上设定省会城市、首个城市、最后一个城市出现驻地迁移三种情况的时间虚拟变量,分别进行估计。结果如表4的第(3)列至第(5)列所示,交互项的估计结果均没有通过显著性检验。

(五) 进一步的稳健性检验

本文利用时间虚拟变量及其平方项替换区位虚拟变量与时间趋势的交互项对模型进行再次估计,结果如表5第(1)列和第(2)列所示,时间效应控制方式的改变不会影响估计结果稳健性。在式(2)的基础上,本文进一步控制样本城市各行政区的区域固定效应及其时间趋势项,尽可能排除因遗漏行政区特征变量对估计结果造成的干扰。结果如表5第(3)列和第(4)列所示,政府驻地迁移的污染伴随效应依然稳健存在。样本城市中,哈尔滨和长沙情况较为特殊。哈尔滨市人民政府的迁入地松北区在2004年才由道外区和呼兰区部分乡镇合并成立。对于2004年之前松北区的企业样本,

表4 安慰剂检验结果

变量	“两控区” 政策冲击 (1)	排污权交易 政策冲击 (2)	全省检验 (省会出现) (3)	全省检验 (首次出现) (4)	全省检验 (最后出现) (5)
<i>resident × period</i>	142.80 (1.35)	51.28 (1.29)	9.43 (0.52)	30.48 (1.49)	9.99 (0.59)
年份固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
控制时间趋势	是	是	是	是	是
企业控制变量	否	否	否	否	否
Number of groups	3 992	3 992	66 262	66 262	66 262
R ² -within	0.005	0.004	0.002	0.002	0.002
Prob > F	0	0	0	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 *t* 统计量。

本文用道外和呼兰两个区县的企业合并进行替代,可能会对结果造成干扰。长沙市政府由芙蓉区迁至岳麓区后,2004年国务院批复同意湖南省人民政府驻地由长沙市芙蓉区迁移至天心区。样本期间内省市两级人民政府均出现驻地迁移,也可能干扰估计结果。如表5第(5)列和第(6)列所示,将哈尔滨和长沙两座城市企业样本删除后,估计结果依然稳健。电力、热力生产和供应行业的二氧化硫排放量约占工业二氧化硫排放总量的一半,因此,前文估计结果可能仅反映个别权重较大行业污染物排放水平的相对变化。本文删除样本内全部火力发电企业后的估计结果在表5第(7)列和第(8)列进行了汇报,结果显示污染伴随效应依然存在。

表5 进一步的稳健性检验结果

变量	控制时间及其平方项		区域固定效应		删除特殊城市样本		删除发电企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat</i> × <i>period</i>	137.50*** (3.81)	254.50*** (4.65)	141.58*** (3.93)	280.91*** (5.30)	152.06*** (3.73)	359.89*** (5.88)	131.09*** (4.56)	319.74*** (6.09)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间趋势	是	是	是	是	是	是	是	是
企业控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
Number of groups	3 992	1 433	3 992	1 433	3 311	1 207	3 879	1 416
R ² -within	0.003	0.22	0.008	0.25	0.007	0.22	0.007	0.22
Prob > F	0	0	0	0	0	0	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 *t* 统计量。

本文通过倾向得分匹配(PSM)进一步克服样本企业选择效应及其引致的内生性,将企业规模、盈利能力、所有制性质和行业类别作为协变量进行一对一匹配。结果显示,除盈利能力之外其他协变量的标准化偏差均出现显著下降。经估算,迁入地企业二氧化硫排放量的平均处理效应为 110.55 吨,并在 5% 的水平上通过了显著性检验。虽然处理效应有所下降,但污染伴随效应仍稳健存在。

(六) 异质性比较

首先,比较不同类型污染物是否均会在政府驻地迁移过程中表现出相似的污染伴随效应。将化学需氧量和烟尘排放量作为污染物排放水平的代理变量,再次运用式(2)进行双重差分估计。如表6第(1)列至第(4)列所示,随着政府驻地迁移,全样本企业组的化学需氧量和烟尘排放量依然出现了显著上升的趋势。规模以上工业企业组回归结果虽依然为正,但均未能通过显著性检验。由此得到两点结论:其一,政府驻地迁移的污染伴随效应在多种不同类型污染物中均会出现;其二,不同类型污染物治理的侧重点应当有所不同。应将迁入地规模以上工业企业作为二氧化硫污染治理的重点,化学需氧量和烟尘污染伴随效应的治理应更侧重小规模工业企业和服务业。

表6 异质性讨论结果

变量	化学需氧量		烟尘排放		非省会城市		省会城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat</i> × <i>period</i>	17.70** (2.11)	15.48 (1.08)	32.11* (1.87)	46.71 (1.59)	162.14*** (3.67)	363.12*** (4.78)	77.70 (1.22)	161.76*** (3.27)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间趋势	是	是	是	是	是	是	是	是
企业控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
Number of groups	5 504	1 997	5 777	2 077	2 574	897	1 348	536
R ² -within	0.004	0.006	0.002	0.006	0.01	0.24	0.006	0.021
Prob > F	0	0	0	0	0	0	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 *t* 统计量。

其次,对城市属性与污染伴随效应之间的关系进行讨论。样本期间内,共有6座省会城市和9座非省会城市发生了政府驻地迁移。本文将全部样本按照城市属性划分为省会城市组和非省会城市组,重新考察政府驻地迁移的污染伴随效应,结果如表6第(5)列至第(8)列所示。可能由于省会城市对人民政府迁入地的环境规制更为严格,环境治理投入也更高,污染伴随效应在非省会城市中表现相对明显。

(七) 经济发展水平的影响

经济发展水平与污染物排放之间关系密切。本文将经济发展水平因素纳入模型,利用三重差分估计进一步考察污染伴随效应是否能随经济发展水平提高而得到有效控制。具体模型如式(4)所示:

$$\begin{aligned} pollution_{ijt} = & \phi_0 + \phi_1 develop_{jt} + \phi_2 resident_{ijt} \times period_t + \phi_3 resident_{ijt} \times develop_{jt} \\ & + \phi_4 period_t \times develop_{jt} + \phi_5 resident_{ijt} \times period_t \times develop_{jt} + \mu_{ij} + \lambda_t + ttrend_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $develop_{jt}$ 刻画了样本城市的经济发展水平,具体用城市 j 在第 t 年的人均 GDP 表示。表7第(1)列和第(2)列汇报了全部样本城市的回归结果。观察交互项 $treat \times period \times develop$ 的估计系数发现,随着经济发展水平的提升,全样本企业组的污染伴随效应出现下降趋势。这也就意味着经济发展在总体上可以缓解政府驻地迁移对迁入地环境质量造成的负面影响。与此同时,规模以上工业企业组三重差分交互项的估计系数未能通过显著性检验,说明经济发展对污染伴随效应的抑制作用在规模以上工业企业组中没有得到发挥。

进一步地,经济发展水平与城市属性之间关系密切。一般情况下,省会城市的经济发达程度相对较高,因此,样本城市自身属性可能会干扰对污染伴随效应与经济发展水平之间关系的判断。本文将省会城市样本删除,运用式(4)进行再次回归。结果如表7第(3)列和第(4)列所示,相关结论依然稳健。

(八) 基于空间距离的考察

本文进一步突破行政区划边界限制,从空间距离视角对污染伴随效应进行再次考察。具体来看,根据中国工业企业污染排放数据库提供的企业名称,通过人工检索获得15个城市全部样本企业具体的选址经纬度信息,并计算其至迁移前人民政府旧址的空间距离 d_1 和迁移后新址的空间距离 d_2 。以5公里为半径,如果企业选址位置在迁移后政府新址周边5公里范围内($d_2 < 5$),则设定为实验组($resident = 1$);如在迁移前政府旧址周边5公里范围内($d_1 < 5$),则设定为控制组($resident = 0$)。对于同时属于驻地迁移前后5公里范围内的企业,则对 d_1 和 d_2 进行比较。如果 $d_1 > d_2$,设定为实验组,反之设定为控制组。在此基础上,本文以5公里为半径单位逐步外推,考察政府驻地迁移究竟会在多大空间距离上引致迁入地周边企业二氧化硫排放水平出现显著变化。

表7 三重差分估计结果

变量	全部城市的企业样本		删除省会城市的企业样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>develop</i>	-0.005 9 (-1.34)	-0.014 5** (-2.07)	-0.005 1 (-0.79)	-0.026 1** (-2.14)
<i>treat × period</i>	248.62*** (3.60)	313.41*** (2.97)	303.51*** (3.73)	404.89*** (2.84)
<i>treat × develop</i>	0.010 2** (2.21)	-0.005 8 (-0.80)	0.012 0** (2.00)	-0.005 8 (-0.52)
<i>period × develop</i>	0.000 9 (0.37)	-0.004 5 (-1.11)	0.001 5 (0.41)	-0.002 5 (-0.37)
<i>treat × period × develop</i>	-0.084 0** (-2.13)	0.005 4 (0.89)	-0.010 0** (-2.01)	0.004 9 (0.50)
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
控制时间趋势	是	是	是	是
企业控制变量	否	是	否	是
Number of groups	3 992	1 433	2 574	897
R ² -within	0.01	0.21	0.01	0.24
Prob > F	0	0	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 t 统计量。

表8汇报了估计结果。在迁入地新址周边5公里半径范围内,二氧化硫排放水平的平均上升幅度最高,是污染高聚集区。外推至10公里,污染伴随效应虽依然显著,但强度已经有所减弱。继续扩大考察半径,全样本企业组和规模以上工业企业组的污染伴随效应分别在外推超过20公里和25公里之后消失。经计算,样本城市政府驻地迁入行政区的平均面积在500平方公里左右,这也就意味着污染伴随效应实际作用空间超过大部分行政区划范围。

表8 基于空间距离的污染伴随效应考察

变量	5公里范围		10公里范围		20公里范围		25公里范围		30公里范围	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>treat</i> × <i>period</i>	275.91*** (3.80)	543.64*** (5.12)	126.08*** (3.25)	323.51*** (5.86)	59.76*** (2.87)	165.94*** (5.57)	23.29 (1.21)	97.05*** (2.97)	-8.12 (-0.38)	43.51 (1.24)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间趋势	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是	否	是
Number of groups	3 162	1 005	5 468	1 864	8 927	3 008	10 387	3 529	11 498	3 961
R ² -within	0.01	0.21	0.004	0.11	0.002	0.09	0.001	0.05	0.000 5	0.03
Prob > F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 *t* 统计量。

五、产生机理考察

本文进一步逐一检验政府驻地迁移规模效应、监管效应、结构效应和效率效应的存在性,梳理污染伴随效应的产生机理。受样本企业生产经营信息限制,本文仅对规模以上工业企业组进行考察,具体过程如下:

第一步,通过式(5)估计政府驻地迁移是否会引致待检变量在迁入迁出行政区产生显著差异。其中 y_{ijt} 为与污染伴随效应产生机理相关的待检代理变量。如果系数 η_1 不显著,则意味着相关待检变量在政府驻地迁入迁出行政区之间无显著差异,则停止检验;反之,则进入第二步检验过程。

$$y_{ijt} = \eta_0 + \eta_1 \text{resident}_{ij} \times \text{period}_t + \mu_{ij} + \lambda_t + \text{ttrend}_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

第二步,通过式(6)考察式(5)中具有显著异质性的待检变量是否引致了政府驻地迁入迁出行政区二氧化硫排放水平的显著差异。如系数 κ_5 显著为正,则可证明相关待检变量导致污染伴随效应发生。

$$\text{pollution}_{ijt} = \kappa_0 + \kappa_1 y_{ijt} + \kappa_2 \text{resident}_{ij} \times \text{period}_t + \kappa_3 \text{resident}_{ij} \times y_{ijt} + \kappa_4 \text{period}_t \times y_{ijt} + \kappa_5 \text{resident}_{ij} \times \text{period}_t \times y_{ijt} + \mu_{ij} + \lambda_t + \text{ttrend}_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

首先,进行第一步检验。其一,用工业总产值的对数值表示企业产出规模,对式(5)进行回归,结果如表9第(1)列所示。政府驻地迁移产生的平均处理效应为0.0624,并能够在5%的水平上通过显著性检验。这意味着伴随政府驻地迁移,迁入地企业的产出规模出现了显著扩张。其二,用二氧化硫去除率表示政府对样本企业的环境规制强度,借此对监管效应进行检验,结果如表9第(2)列所示。二氧化硫去除率的下降幅度不显著,说明政府对迁入行政区的环境监管强度并未显著异于迁出地。其三,产业结构内生于要素

表9 产生机理检验结果(第一步)

变量	规模效应 检验 (1)	监管效应 检验 (2)	结构效应 检验 (3)	效率效应 检验 (4)
<i>treat</i> × <i>period</i>	0.0624** (2.05)	-0.009 (-0.56)	8.74 (0.07)	-22.66 (-0.19)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制时间趋势	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	是
Number of groups	1 433	1 261	1 294	1 425
R ² -within	0.62	0.07	0.09	0.006
Prob > F	0	0	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 *t* 统计量。

禀赋结构,且随着要素禀赋结构的升级而升级^[41]。因此,较高的“资本-劳动比”可通过要素禀赋结构反映工业系统内部的结构升级程度^[42-43]。本文用固定资产合计数表示资本存量,用平均职工人数表示劳动力投入,并将“资本-劳动比”作为待检变量对政府驻地迁移的结构效应进行估计。如表9第(3)列所示,迁入地工业系统内部也并未表现出明显的结构差异。其四,用单位产出的二氧化硫排放量表示样本企业生产过程的环境效率,表9第(4)列的估计结果显示效率效应也并不存在。

政府驻地迁移除导致迁入地企业产出规模出现明显扩张外,假设2至假设4的监管效应、结构效应、效率效应均不存在。因此,本文仅对规模效应进行第二步检验,结果如表10第(1)列所示。交互项 $treat \times period \times y$ 的估计系数显著为正。由此可判断,政府驻地迁移过程中迁入迁出行政区企业产出规模的系统差异引致了两地二氧化硫排放水平的显著变化。由此,假设1最终得证。该结论证明政府资源、经济活动、污染效应三者间具有相当程度的绑定关系:驻地迁移之后,政府资源的空间转移引发迁入地企业产出水平相对扩张,并由此引致了企业污染物排放水平的显著增加。在此过程中,能够产生对冲作用的监管效应、结构效应、效率效应均未能有效发挥作用也是其中的关键。

在此基础上,本文继续考察上述绑定关系主要源于在位企业的产出扩张,还是源于新建污染企业的区位进入。首先,仅保留样本期间内持续经营的在位企业进行检验。其中,规模效应存在性的检验结果如表11第(1)列所示,政府驻地迁移并未引致在位企业产出水平出现显著变化。进一步对新建企业组进行考察^⑥。表11第(2)列的估计结果显示,新建企业组产出水平的处理效应非常显著。进一步地,表10第(2)列的回归结果显示,相关规模效应还引起了迁入迁出行政区之间新建企业二氧化硫排放水平的显著差异。因此,新建企业进入及其引致的规模效应是污染伴随效应产生的根本原因。

六、研究结论与政策启示

政府驻地迁移过程在某种程度上也是资源再配置过程,势必会对相关区域的经济和社会发展产生全方位、多层面的深远影响。本文以2000—2010年发生政府驻地迁移的15个地级市为样本,基于微观企业二氧化硫排放信息,对政府驻地迁移可能产生的环境影响进行了考察。研究发现,政府驻地迁移具有污染伴随效应,会提升迁入地企业污染物排放水平。仅就二氧化硫这一种污染物而言,规模以上工业企业对污染伴随效应贡献相对明显。平行趋势、安慰剂以及一系列其他形式的稳健性检验都证明了污染伴随效应的存在性。本文进一步考察还发现,污染伴随效应在发生驻地迁移的非省会城市中表现尤为突出。经济发展水平提升虽然会在总体上对污染伴随效应产生一定抑制作用,但这种抑制作用在迁入地规模以上工业企业中却未能显现。就空间距离而言,污染伴随效应有效作用的半径大体

表10 产生机理检验结果(第二步)

变量	全部规模以上 工业企业组	新建企业组
	(1)	(2)
y	-67.00* (-1.73)	-66.64 (-1.39)
$treat \times period$	-1799.82*** (-2.80)	-1479.59** (-2.03)
$treat \times y$	4.42 (0.09)	-3.32 (-0.06)
$period \times y$	-5.37 (-1.24)	-4.05 (-0.81)
$treat \times period \times y$	131.22*** (3.33)	110.99** (2.49)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
控制时间趋势	是	是
企业控制变量	是	是
Number of groups	1433	1386
R ² -within	0.22	0.21
Prob > F	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 t 统计量。

表11 规模效应来源检验结果

变量	持续经营企业组	新建企业组
	(1)	(2)
$treat \times period$	-0.0631 (-0.57)	0.0710** (2.16)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
控制时间趋势	是	是
企业控制变量	是	是
Number of groups	60	1322
R ² -within	0.77	0.60
Prob > F	0	0

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是 t 统计量。

在 20~25 公里以内,在政府驻地迁移新址周边形成高度聚集后,伴随效应强度随空间距离的延伸呈现递减趋势。最后,文章还对污染伴随效应的产生机理进行了逐一考察。结果发现,迁入地新建企业进入及其引致的规模效应是导致污染伴随现象发生的关键。该结论间接证明了政府资源、经济活动、污染效应三者间绑定关系的存在性。研究结论具有以下政策启示:

首先,要重视政府驻地迁移对环境质量的影响。政府驻地迁移的初衷之一在于缓解原有老旧城区的交通、人口和环境压力,但污染伴随效应的存在无疑将使得相关努力效果大打折扣,单纯“按下葫芦浮起瓢”式的驻地迁移行为并不能从根本上解决问题。因此,政府在施策过程中既要重视迁移前迁入地的选址和规划,更要重视迁移后迁入地的环境监管和污染治理,这样才能更好地达成迁移政策的初衷。

其次,要通过精准施策抑制污染伴随效应的发生。研究显示,政府驻地迁移过程中的污染伴随效应在不同规模企业、不同污染物类型、不同城市属性、不同经济发展水平地区之间均具有异质性。因此,污染伴随效应的治理应尤其强调精准施策,因企、因地、因时分门别类地展开。例如,对迁入地二氧化硫排放的治理,可能要以规模以上工业企业为重点,以政府驻地迁移发生之后前几年为关键“窗口期”。又如,对于发生政府驻地迁移的非省会地级市应更为重视,要加大这些城市人民政府迁入地的环境规制力度,采取更有力的措施抑制污染伴随效应发生。

再次,要充分发挥监管效应、结构效应和效率效应,对冲政府驻地迁移给环境质量造成的负面影响。迁入地经济规模扩张是政府驻地迁移的伴生品,但如果存在有效的对冲机制,污染伴随效应不一定必然发生。遗憾的是,研究发现除规模效应之外,政府驻地迁移过程中的监管效应、结构效应和效率效应均未得到有效发挥。因此,在政府驻地迁移过程中尤其应加大迁入地的环境监管力度和规制力度,同时充分发挥经济自身蕴含的结构调整功能和效率提升功能,加快迁入地工业内部结构升级的速度,降低单位产出排污强度。多措并举、多管齐下,有效对冲政府驻地迁移可能给环境质量带来的负面影响。

最后,要重视政府资源、经济活动、污染效应三者间的绑定关系,通过稀释政府在资源配置中的导向作用从根本上解决城市环境污染问题。规模效应仅仅是引致污染伴随效应发生的表象。更深层的原因在于政府资源、经济活动、污染效应三者间具有绑定关系,这也是中国很多城市环境污染“屡治难治”的根本原因。解决问题的关键主要在于两方面:短期来看,可以通过疏散中心城市的部分行政功能缓解“大城市病”,以舒缓过度经济聚集引致的污染聚集;长期来看,还是要通过理顺政府与市场的关系,特别是其中的政企关系,减少企业对政府资源的过度依赖,解锁政府资源、经济活动、污染效应三者间的绑定关系。这样才有可能从根本上减轻政府驻地所在地区的环境压力。

注释:

- ①考虑到迁移在同一行政区内完成,暂将万州等重庆市下辖行政区人民政府驻地迁移归入区县一级统计。
- ②为了更直接地考察政府驻地迁移与污染效应二者间的伴生关系,本文仅选择了驻地迁出行政区的企业作为控制组。后文将进行必要的共同趋势和其他形式稳健性检验,以验证将迁出地企业设为控制组的合理性。
- ③经统计,样本中大约存在 300 个二氧化硫年排放量超过 1 000 吨的观测值,大约占全部观测值的 2.5%,主要为发电、钢铁、水泥企业。
- ④本文还通过对二氧化硫排放量取开方等方式进行数据转换,估计结果依然稳健。篇幅所限,如需可向作者索要。
- ⑤安徽省马鞍山市 2008 年 8 月获得国务院相关批复。根据设定,2009 年为驻地迁移发生时间点,后续期间仅能观察至 $k=3$ 期,此时设定 $k=4$ 期的观测值为“空”,不纳入平行趋势与动态效应检验过程。2009 年获得国务院批复的安徽省芜湖市和 2010 年获得批复的四川省成都市也进行类似处理。
- ⑥新建企业判断标准为 1999 年之后开业且未能实现持续经营的样本企业。

参考文献:

- [1] LANDÉN A S. Moving central knowledge to a northern periphery: exploring logics of public sector job relocation in Sweden [J]. *Geografiska annaler: series B human geography* 2012 94(4): 333-350.
- [2] BROWN G PICKERILL J. Space for emotion in the spaces of activism [J]. *Emotion space & society* 2009 2(1): 24-35.
- [3] JEFFERSON C W, TRAINOR M. Public sector relocation and regional development [J]. *Urban studies* 1996 33(1): 37-48.
- [4] MARSHALL J N, HODGSON C, BRADLEY D. Public sector relocation and regional disparities in Britain [J]. *Environment and planning C: government and policy* 2005 23(6): 883-906.
- [5] FAGGIO G. Relocation of public sector workers: evaluating a place-based policy [J]. *Journal of urban economics* 2019, 111(5): 53-75.
- [6] JUN M J. Korea's public sector relocation: is it a viable option for balanced national development? [J]. *Regional studies*, 2007 41(1): 65-74.
- [7] 卢盛峰, 王靖, 陈思霞. 行政中心的经济收益——来自中国政府驻地迁移的证据 [J]. *中国工业经济* 2019(11): 24-41.
- [8] 王海, 尹俊雅. 政府驻地迁移的资源配置效应 [J]. *管理世界* 2018(6): 60-71.
- [9] 王海, 尹俊雅, 陈周婷. 政府驻地迁移的产业升级效应 [J]. *财经问题研究* 2019(1): 28-35.
- [10] XIE Y, DAI H, DONG H, et al. Economic impacts from PM_{2.5} pollution-related health effects in China: a provincial-level analysis [J]. *Environmental science & technology* 2016 50(9): 4836-4843.
- [11] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. *经济研究* 2018(2): 20-34.
- [12] 卞元超, 吴利华, 周敏, 等. 国内市场分割与雾霾污染——基于空间自滞后模型的实证研究 [J]. *产业经济研究*, 2020(2): 45-57.
- [13] CHEN B, LU S, LI S, et al. Impact of fine particulate fluctuation and other variables on Beijing's air quality index [J]. *Environmental science & pollution research* 2015 22(7): 5139-5151.
- [14] 沈永建, 于双丽, 蒋德权. 空气质量改善能降低企业劳动力成本吗? [J]. *管理世界* 2019(6): 161-178 + 195-196.
- [15] WANG K, WANG C, CHEN J. Analysis of the economic impact of different Chinese climate policy options based on a CGE model incorporating endogenous technological change [J]. *Energy policy* 2009 37(8): 2930-2940.
- [16] 包群, 邵敏, 杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗? [J]. *经济研究* 2013(12): 42-54.
- [17] 范子英, 赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗? ——来自环保法庭设立的证据 [J]. *经济研究* 2019(3): 21-37.
- [18] BOWDEN A, LIDDLE J. Evolving public sector roles in the leadership of place-based partnerships: from controlling to influencing policy? [J]. *Regional studies* 2018 52(1): 145-155.
- [19] FAGGIO G, OVERMAN H. The effect of public sector employment on local labour markets [J]. *Journal of urban economics* 2014 79(1): 91-107.
- [20] TAN D, TAN J. Far from the tree? Do private entrepreneurs agglomerate around public sector incumbents during economic transition? [J]. *Organization science* 2017 28(1): 113-132.
- [21] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography [J]. *Journal of political economy* 1991 99(3): 483-499.
- [22] JEDWAB R, KERBY E, MORADI A. History, path dependence and development: evidence from colonial railways, settlers and cities in Kenya [J]. *The economic journal* 2017 127(603): 1467-1494.
- [23] TOBLER W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region [J]. *Economic geography* 1970 46(2): 234-240.
- [24] KEDIA S, RAJGOPAL S. Do the SEC's enforcement preferences affect corporate misconduct? [J]. *Journal of accounting and economics* 2011 51(3): 259-278.
- [25] KUBICK T, LOCKHART G, MILLS F, et al. IRS and corporate taxpayer effects of geographic proximity [J]. *Journal of accounting and economics* 2017 63(2): 428-453.
- [26] 邓英雯, 张敏. 客户—证监局地理距离与审计投入 [J]. *会计与经济研究* 2019(5): 3-20.
- [27] 杨亚平, 周泳宏. 成本上升、产业转移与结构升级——基于全国大中城市的实证研究 [J]. *中国工业经济* 2013(7): 147-159.
- [28] 席强敏, 梅林. 工业用地价格、选择效应与工业效率 [J]. *经济研究* 2019(2): 102-118.

- [29]邓慧慧,杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济 2019(10): 118-136.
- [30] COMBES P-P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection[J]. *Econometrica* 2012 80(6): 2543-2594.
- [31] ARIMOTO Y, NAKAJIMA K, OKAZAKI T. Sources of productivity improvement in industrial clusters: the case of the prewar Japanese silk-reeling industry[J]. *Regional science and urban economics* 2014 46(5): 27-41.
- [32]张国峰,李强,王永进. 大城市生产率优势: 集聚、选择还是群分效应[J]. 世界经济 2017(8): 167-192.
- [33] BEHRENS K, DURANTON G, ROBERT-NICOUD F. Productive cities: sorting, selection and agglomeration[J]. *Journal of political economy* 2014 122(3): 507-553.
- [34] ANDREONI J, LEVINSON A. The simple analytics of the environmental Kuznets curve[J]. *Journal of public economics* , 2001 80(2): 269-286.
- [35]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[J]. 世界经济 2014(7): 86-114.
- [36] MOSER P, VOENA A. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act[J]. *American economic review* 2012 102(1): 396-427.
- [37] CHEN Y J, LI P, LU Y. Career concerns and multitasking local bureaucrats: evidence of a target-based performance evaluation system in China[J]. *Journal of development economics* 2018 133(2): 84-101.
- [38] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. *The journal of finance* 2010 65(5): 1637-1667.
- [39]李斌,詹凯云,胡志高. 环境规制与就业真的能实现“双重红利”吗? ——基于我国“两控区”政策的实证研究 [J]. 产业经济研究 2019(1): 113-126.
- [40]涂正革, 湛仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究 2015(7): 160-173.
- [41]徐朝阳, 林毅夫. 发展战略与经济增长[J]. 中国社会科学 2010(3): 94-108 + 222.
- [42] KLUMP R, GRANDVILLE O. Economic growth and the elasticity of substitution: two theorems and some suggestions [J]. *American economic review* 2000 90(1): 282-291.
- [43] IRMEN A. Steady-state growth and the elasticity of substitution [J]. *Journal of economic dynamics and control* 2011 35(8): 1215-1228.

(责任编辑: 李 敏)

Government resident relocation and pollution coupling effect

XU Zhiwei, LIU Zhijing, ZHANG Shuke

(School of Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: By examining nearly 4 000 firms' SO₂ emission data in 15 cities with government resident relocation from 2000 to 2010, the paper finds that relocation has a pollution coupling effect. It improves the pollutant emission level of the firms in immigration regions. Among them, industrial firms above designated size have the most obvious contribution to the pollution coupling effect, and non-provincial-capital cities are deeply affected. With the improvement in the level of economic development, the pollution coupling effect will be lowered in general. However, this trend is not significant in industrial firms above designated size. The coupling effect is most obvious within 5km of a new government resident, and then decreases gradually up to a distance of 20 ~ 25km away. The main reason for the pollution coupling effect is the entry of new firms and the expansion of their outputs. Another key factor is the regulation effect, structural effect, and efficiency effect failing to effectively hedge the impact of output expansion on the environment. In this paper, the environmental impact of government resident relocation is investigated by using micro firm data. It is helpful to deeply understand the binding relationships between government resources, economic activity, and the pollution effect, which can provide a scientific reference for the government to make similar decisions in the future.

Key words: government resident relocation; pollution coupling; scale effect; regulatory effect; structural effect; efficiency effect