

空气污染对企业生产率的影响^{*}

——来自中国工业企业的证据

□李卫兵 张凯霞

摘要: 本文将多种空气污染物数据与中国工业企业数据进行匹配,首次通过断点回归方法考察空气污染对企业生产率的影响,并对现有文献较少涉及的潜在影响机制进行探讨。本文借助秦岭—淮河分界线以北冬季供暖政策带来的空气污染空间不连续性,有效分离出空气污染与企业生产率之间的反向因果关系。研究发现:(1)空气污染会显著降低企业生产率,PM2.5每上升1%,企业生产率会下降0.692%。(2)空气污染的生产率效应在非国有企业会被放大,高技术劳动力可以在一定程度上缓解空气污染带来的企业生产率损失,并且市场竞争度较高的企业以及高污染企业受到空气污染的负向冲击更严重。(3)空气污染可能通过增加人体健康风险、挤占研发资金、引发资源错配、减少劳动力供给等途径对企业生产率造成负向影响。本文从企业发展角度揭示了当前环境治理的迫切性,并为企业如何提高竞争力提供新的思路。

关键词: 空气污染 企业生产率 断点回归 冬季供暖政策 秦岭—淮河分界线

一、引言

据2017年中国生态环境状况公报显示,全国338个地级及以上城市中只有99个城市空气质量达标,占比仅为29.3%^①。糟糕的空气质量不仅严重损害人们的生理健康(Weinmayr and Forastiere, 2010; 陈硕、陈婷, 2014; Schlenker and Walker, 2015),还带来巨大的经济负担(Ito and Zhang, 2016)。因此,采取合理有效的环境政策保“绿水青山”,是当前中国新一轮全面深化改革无法回避的关键问题之一(涂正革、谌仁俊, 2015)。然而,不少地方政府将环境保护与经济增长对立起来,并以追求经济增长为首要目标,缺乏环境政策实施与监督的动力,使得许多环境政策未能有效落地实施(Jia, 2013)。那么,环境保护与经济增长是相互对立的吗? 环境红利与经济红利能实现双赢吗? 对这些问题的深入探讨将为地方政府制定与实施有效的环境政策提供理论依据,这对于中国实现绿色发展无疑有着重要的理论与现实意义。

近年来,有些学者开始从微观视角分析空气污染的代价问题,认为严重的空气污染会降低劳动力的生产率,从而为环境政策的制定与实施提供了微观证据。这些学者研究的对象主要集中于特定的职业或企业,如职业足球运动员(Lichter et al., 2017; 魏下海等, 2017)以及农场(Zivin and Neidell, 2012)、核能部门(Barros and Managi, 2016)、制衣厂(Achyuta et al., 2014)、梨子打包工厂(Chang et al., 2014)、电话服务中心(Chang et al., 2016)等企业的劳动力。相关文献采用这种小样本分析的优势在于更容易衡量生产率,且所选狭窄样本对空气污染的影响微乎其微,因而可将空气污染视为外生变量来进行分析,以缓解内生性问题。但其潜在缺陷在于只能通过以小窥大的方式将相关结论进行推广,可能会因样本选择的特殊性而导致结论偏差,不能准确反映一般性的经济规律。值得指出的是, Fu等(2017)以1998~2007年中国制造业企业为研究对象,通过工具变量(Instrumental Variable, IV)方法估计了空

^{*}本文得到国家社会科学基金一般项目(16BJL058、14BJL064)的资助。张凯霞为本文通讯作者。

气污染对企业人均产出的影响,并从企业内部生产关系的角度解释了空气污染抑制企业人均产出的作用机制。在此背景下,本文基于1998~2013年中国工业企业数据,首次利用准自然实验的方法分析空气污染对企业全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)的影响,并主要从企业外部环境的角度解释其影响机制。相较于传统的IV方法,本文通过地理断点回归(Regression Discontinuity, RD)方法来处理内生性问题,分析上更具随机性特征,处理上也更为简化。

准确估计空气污染对企业生产率的影响需要处理好两个重要问题。第一个问题是空气污染与生产率之间由反向因果关系导致的内生性问题。由于企业在生产过程中会排放污染,随着生产率的提高,企业往往会增加产出,从而需要更多的要素投入并排放更多的污染(Tang et al., 2015)。因此,如何识别并分离二者之间的反向因果关系是本文亟须解决的问题。如前所述,现有文献大多将研究样本限制在某个特定的职业或企业,以缓解内生性问题。区别于现有文献,本文基于涵盖中国工业企业总产出90%以上的详细企业调查数据,选用1998~2013年连续存在的所有企业为研究样本,力求得到更具一般性的研究结论。为了解决空气污染的内生性问题,我们利用中国北方(秦岭—淮河分界线以北)冬季集中供暖政策的准自然实验,首次采用RD方法估计空气污染对企业生产率的影响。由于北方冬季气候寒冷,再加上计划经济时代的资源与财政约束,中国于20世纪50年代开始为严寒的北方地区提供集中供暖服务,而南方地区则不享有该项公共福利(Almond et al., 2009)。秦岭—淮河分界线南、北供暖政策的差异造成分界线两侧空气污染的断点(见图2),从而为本文准确识别空气污染对企业生产率的影响提供了契机。使用RD方法需满足两个基本条件:一是断点边界线的选择要具备随机性,呈离散型变化。由于以秦岭—淮河分界线作为供暖政策断点的主要原因是此分界线1月份的平均地理温度为0℃,并非出于其他政治或经济目的(Chen et al., 2013),因而随机性假设条件得以满足。二是除核心变量以外,其他相关影响因素在断点处呈连续变化,以避免捕捉到其他变量的断点效应,混淆回归结果。本文主要关注影响空气污染的气候变量、相关企业特征变量以及城市特征变量,这些变量在断点处确实呈连续变化(见图4)。总之,RD方法更具随机实验特征,能更准确识别空气污染对企业生产率的影响,而且还可以控制带宽以及调整执行变量的阶数,以捕捉断点附近遗漏变量的影响,有效控制内生性所致的估计偏误。

第二个问题是样本的自选择偏误问题。一方面,生产率高的企业更可能考虑员工的生活福利问题,且对良好的工作环境拥有更大的自主选择权。如果严重的空气污染引起生产率高的企业由北向南大量迁移,这会高估空气污染对企业生产率的负面影响。另一方面,企业也可能为了避免高昂的环境成本,更倾向于在环境规制相对宽松的地区进行生产活动,带来“污染天堂”(Pollution Haven)效应。因此,企业在断点两侧进行的自选择行为可能会影响空气污染的生产率效应,造成估计偏误。为解决这一问题,本文所选样本均为持续经营超过15年的老企业,相对于进入市场不超过5年的新企业而言,老企业进行跨区域迁移的灵活性大打折扣。由于长期受惠于地方政府的补贴与扶持政策,老企业的资本流动性也会受到更大程度的限制(冯俊诚, 2017),其迁移成本可能高于环境改善所节约的成本(He et al., 2016)。在整个样本期内,总共有5730家企业连续存在,只有53家企业进行跨区域迁移,占总样本的比重约为0.9%,这从侧面证实了老企业迁移的低概率。因此,我们有理由相信样本企业进行的空间自选择行为对估计结果的影响微乎其微。此外,在稳健性检验部分我们进一步剔除在样本期内进行过地理迁移的企业进行估计,同时控制一系列固定效应以捕捉潜在的内生自选择行为的影响,结果进一步证实并无自选择偏误问题。

基于以上分析,我们将中国工业企业数据库与地级及以上城市市区区域内空气污染信息(PM_{2.5}、AQI、NO₂、PM₁₀以及SO₂)进行匹配,并利用RD方法估计空气污染对企业生产率的影响。基准回归结果显示,冬季集中供暖政策使北方城市的PM_{2.5}排放浓度平均比南方城市高约5.5ug/m³,而北方企业的生产率则比南方企业低约3.8个单位。基于燃煤供暖政策所导致的南、北空气污染差异这一准自然实验,本文从微观企业层面证实糟糕的空气质量会对企业生产率带来负面影响。此外,我们通过调整带宽及执行变量的阶数、替换变量指标、剔除样本期内进行过迁移的企业、改变样本期以及非参数估计等方式进行稳健性检验,证实核心结论仍然成立。

基准回归说明空气污染会降低企业生产率,但对于不同类型的企业,这一影响是否存在异质性也值得我们关注。若我们能识别出具有不同特征的企业受到空气污染冲击的程度,则可以为改善企业生产率的提供更有针对性的政策建议。基于企业所属性质、员工技术密集度、市场类型以及行业污染等级等角度进行的异质性检验结果表明,空气污染显著降低非国有企业的生产率,但对国有企业并无显著影响,空气污染所致的生产率损失在高技术行业、竞争型企业和高污染行业更为强烈。

虽然空气污染可能通过多种渠道影响企业生产率,但现有文献对相关机制的研究较为匮乏。已有丰富的病理学及社会学研究证明空气污染会给人体健康带来多种负面影响,包括降低人均预期寿命(Chen et al., 2013; Knittel et al., 2016)、提高呼吸系统疾病和肺癌患病率(Kenneth and Chay, 2003; 陈硕、陈婷, 2014),带来更多的劳动人口过早死亡(He et al., 2016; Deryugina et al., 2016)等,因此空气污染会通过损害人体健康降低劳动力的生产率。区别于现有文献,本文将中国家庭追踪调查(CFPS)数据、中国工业企业数据和空气污染数据进行有效匹配,并结合RD方法,对相关文献少有涉及的其他4个重要机制进行甄别。

第一,空气污染会对个人心理健康造成不利影响。空气污染可能会通过影响人们的社会交往活动而导致人体产生负面情绪,例如糟糕的空气质量会迫使人们减少户外出行活动以及限制社会群体间的沟通交流,导致负面情绪增加(Arvin and Lew, 2012)。更严重的是,人体长期处于不良的生活环境下容易累积各种慢性心理疾病,例如焦虑感、对生活丧失热情以及抑郁等问题(Pun et al., 2017),并大大提高自杀风险(杨继东、章逸然, 2014)。与生理健康一样,心理健康也是一种重要的人力资本。因此,空气污染可能会通过损害心理健康这一渠道导致人力资本损失,并降低劳动力的边际工作效率,进而降低企业生产率。利用2010年、2012年和2014年CFPS数据与RD方法,我们发现北方居民的心理健康状况比南方居民差,且空气污染对人体心理健康确实存在显著的负向影响。值得注意的是,通过对比不同样本年份的回归结果,我们发现随着时间的推移以及物质生活水平的不断提高,居民对空气污染越来越敏感,这意味着现代企业应该重点关注空气污染对劳动力心理健康的负面影响。

第二,空气污染会提高企业的附加环境成本,挤占研发投入资金,导致企业资金错配和生产率下降。现阶段,人们对环境质量越来越重视,也愿意为清洁空气支付更高的费用(Ito and Zhang, 2016)。同时,环境质量被企业员工视为一种越来越重要的非货币性福利(Deng and Gao, 2013),对于有能力选择良好工作环境的员工,其讨价还价的能力更强。现实中已有企业试图通过增加员工的医疗保险费用和支付额外的空气污染“福利津贴”等方式防止人才流失(Akpalu and Ametefee, 2017)。此外,为了实现良好的工作环境,企业还需购置室内空气净化设备以缓解空气污染的渗透影响(苗艳青、陈文晶, 2010)。在流动资金有限的约束下,企业不断攀升的环境成本会挤占其研发投入资金,进而抑制其研发与生产活动,导致企业生产率下降。基于2005年中国工业企业数据和RD估计,我们发现空气污染导致北方企业的医疗保险等福利费用平均比南方企业高0.0042个单位(约相当于1950万元),而研发投入费用平均比南方企业低0.0005个单位(约相当于233万元)^②,这证实了空气污染带来的额外环境成本会在一定程度上挤出企业的研发资金。

第三,空气污染会造成劳动力错配和人力资本错配问题。一方面,空气污染可能会扭曲劳动力资源的再配置,降低劳动生产率。如前所述,严重的空气污染会增加企业对劳动力的福利补贴,而补贴与资源错配之间存在明显的正向关系(蒋为、张龙鹏, 2015; 韩超等, 2017)。具体来说,高污染企业倾向于提供空气污染“福利津贴”以防止劳动力流失,而这可能会导致部分低素质的劳动力为了获取此类津贴而选择去高污染企业就业。相反,此类津贴对于高素质的劳动力的边际吸引力较低,因为他们拥有更灵活的工作选择机会以及更高的收入水平。因而,空气污染可能会导致劳动力资源在行业间的错配,从而降低污染更严重行业的企业生产率。另一方面,空气污染对人力资本存在负面冲击效应(Stafford, 2015),且空气质量恶化也会提高人们的移民倾向(Qin and Zhu, 2017),从而造成人力资本的地区错配,最终导致企业生产率下降。实证结果证实空气污染会显著增加劳动力的行业资源错配,PM2.5排放浓度每增加1%,劳动力资源的行业错配程度相应会增加约0.00015个单位,而且对于高污染行业,劳动力的行业错配更为明显。此外,空气污染更严重的北方地区所拥有的高人

力资本比例更低,证实空气污染确实引致了人力资本的地区错配。

第四,空气污染会减少劳动力(尤其是高素质的劳动力)供给。长期暴露于严重的空气污染之中,不仅劳动力自身的健康会受到损害,成年劳动力还可能花更多时间照顾受到感染的小孩和老人(Fernando et al., 2017),导致旷工率增加,工作时间下降(Hanna and Oliva, 2015)。此外,空气污染也可能会提升劳动力迁移的概率(Qin and Zhu, 2017),而高素质的劳动力在进行迁移决策时对空气污染更敏感。原因在于,高素质劳动力拥有更多的选择权利以及工作替代性,面对空气污染的危害,可以承担短暂离开工作岗位或减少工作时间的经济后果。而低素质劳动力拥有较低的人力资本储备,这会减少其工作选择的弹性,即使空气污染严重,也不会轻易放弃现有工作。因而,空气污染可能会减少污染严重地区的劳动力供给,进而降低企业生产率。同时,劳动力的人力资本储存差异会带来工作环境选择的“马太效应”,即高技能劳动力偏好流向工作环境良好的企业,进一步扭曲企业生产率。此外,也有研究发现劳动力供给的减少会通过劳动力成本传导机制对企业生产率产生影响(周末等, 2017)。本文的实证结果进一步证实空气污染会显著提高企业的劳动力流失率以及减少劳动力供给, PM2.5 排放浓度每增加 1%, 劳动力流失率会增加 0.188 个单位, 而总体劳动力供给相应减少约 0.0006 个单位。

本文试图在以下几个方面有所贡献:(1)通过研究空气污染与企业生产率之间的关系,揭示环境监督与治理的重要性,为地方政府寻求环境保护与经济增长的双赢提供微观证据。(2)以涵盖中国工业制造业 40 多个大产业, 90 多个种类、600 多个子行业的企业为研究对象,并首次采用 RD 方法估计空气污染对生产率的影响,得到与其他学者(Zivin and Neidell, 2012; He et al., 2016)利用特定职业或单个企业数据进行分析相一致的结论,从边际上丰富相关文献,并有利于提出更综合、有效的政策建议。(3)利用丰富的企业信息和微观调查数据,分析现有文献甚少涉及的空气污染影响企业生产率的潜在机制,重点考察空气污染如何通过损害心理健康、挤占研发投入资金、引发资源错配和减少劳动力供给四大机制降低企业生产率,揭示空气污染与生产率之间的深层次关系,是对现有文献的有益补充与完善。

本文余下内容结构安排如下:第二部分简述研究背景;第三部分说明指标选取以及数据来源,并介绍回归模型;第四部分报告基准回归、稳健性检验及异质性分析的结果;第五部分分析潜在的影响机制;最后归纳全文的主要结论并提出相关政策建议。

二、研究背景

20 世纪 50 年代初,由于资源和财政预算约束,中国开始向严寒的北方地区提供集中供暖服务,而南方地区则不享有该福利。直到今天,北方地区在冬季仍然主要依赖煤炭的燃烧来实现集中供暖。煤的不完全燃烧会释放大量的空气污染物,尤其是微粒物质。值得注意的是,燃煤产热主要由各公寓楼的锅炉完成,因而其造成的空气污染在很大程度上是地方性的。已有学者基于秦岭—淮河分界线以北冬季集中供暖政策的准自然实验,通过 RD 回归发现集中供暖导致北方地区的空气污染更为严重(Chen et al., 2013)。图 1 显示本文研究样本期内南、北方燃煤消费量及所产生的空气污染排放差异,显然北方煤炭消费量及污染排放量显著高于南方。集中供暖政策所致的空气污染断点,是我们识别污染与企业生产率反向因果关系的关键。

在 2003 年以前,集中供暖系统一直处于稳定的状态。由于中国逐渐从计划经济过渡到市场经济,许多私营部门开始大规模诞生,这使得原本由当地政府进行统一免费管理的供暖系统出现转变,政府取消免费供暖的福利政策,开始对供暖进

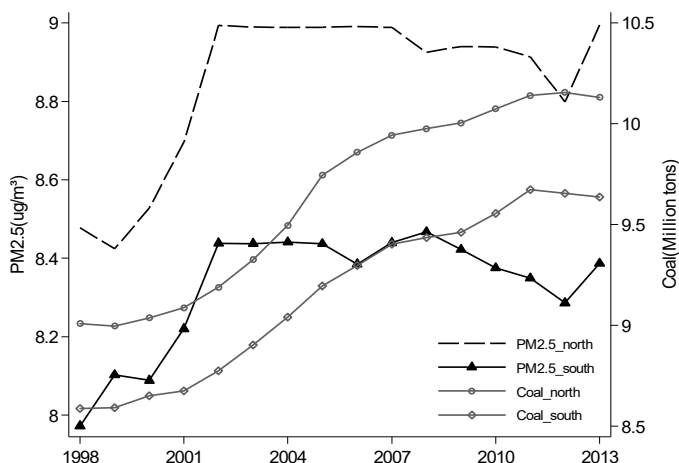


图1 南、北方空气污染与煤炭消费量趋势图

行计费。在收费管理上,政府依然为国有企业、事业单位员工提供供暖补贴,但非国有企业员工则不享有该福利。进行供暖收费的部分原因是为了刺激居民减少燃煤供暖以限制能源消费。但由图1可知,供暖政策改革之后北方地区的煤炭消费量依然持续增长,说明改革对供暖需求的影响较小。这可能是因为早期投入的建设成本较高,北方居民选用其他的替代供暖方式成本更高。此外,随着生活水平的提高,居民对相对小额的供暖支出的承受能力大大增强,供暖支出对居民自身生活水平影响不大,而且家庭可能将供暖视为一种重要的生活福利。因此,集中供暖系统于2003年收费改革后,虽然增加了家庭的供暖成本,但并未大幅减少家庭供暖需求。北方冬季集中供暖的方式在改革前后并无变化,且依然以燃煤供暖为主,由此所致的污染排放趋势未受到影响。

根据以上的背景分析,本文以秦岭—淮河分界线以北集中供暖政策进行RD估计的优势在于:(1)可以合理运用外生政策所引起的空气污染变化,以识别空气污染与企业生产率之间的反向因果关系。(2)集中供暖政策于计划经济时期开始实施,在样本期内供暖方式未发生大幅变化。这保证了外生供暖政策的连续性,为本文分析长期累积污染所带来的变化提供了契机,有助于分析空气污染对企业生产率的长期影响。

三、数据和方法

(一)变量选择和数据来源

1. 空气污染

由于中国的污染数据较难获得,即使可用,时间的连续跨度也较短,不适合做长面板分析,而且有部分学者认为存在作假和数据操控等问题(石庆玲等,2016)。因而,本文采用哥伦比亚大学和美国大气成分组联合发布的空气污染栅格数据^③,并通过Arcgis软件提取中国地级及以上城市的年度PM2.5平均排放浓度作为核心空气污染指标。该指标有两点优势:(1)根据卫星地图提取的空气污染数据相较地面观测数据而言,更具客观性且覆盖区域更广,避免潜在的数据操控及缺失等问题。(2)微粒物质是中国最主要的污染排放物,PM2.5不仅综合囊括化石燃料的燃烧及其排放的污染气体在空气中进一步的化学反应物,而且更易穿透室内(Chang et al., 2014),有助于对户内或户外的企业生产进行分析。鉴于不同的空气污染物可能对生产率有不同的影响,本文分别以空气质量综合指数(AQI)和NO₂、PM10、SO₂等作为替代的污染指标进行稳健性检验。考虑到部分城市的污染数据缺失以及工业企业信息与污染数据无效匹配等问题,我们主要选用2004~2013年84个主要城市的连续AQI数据,以及24个省会城市的NO₂、PM10和SO₂排放数据,该部分数据均来源于中国环保部数据中心。

2. 企业生产率

我们用企业全要素生产率(TFP)来衡量生产率,测算TFP的所有数据均来源于1998~2013年中国工业企业数据库。该数据库包含“规模以上”(即产值500万元以上)所有国有和非国有工业企业信息,所有企业的总产值占中国工业总产值的比例超过90%,数据量庞大且企业信息丰富,但同时也存在样本混乱、指标衡量不连续等缺陷(聂辉华等,2012)。因此我们进行如下处理:首先,利用企业代码、法人、行政区号等信息,参照Brandt等(2012)的序贯识别匹配法进行匹配,最后得到1998~2013年连续存在的企业信息数据。其次,形成平衡面板数据以后,对数据进行处理,主要包括:(1)根据相关会计准则,删除工业增加值大于工业总产值、固定资产净值大于固定资产总额或总资产小于流动资产的企业数据;(2)删除工业总产值、固定资产投资总额和从业人数存在缺失值的企业;(3)剔除从业人数小于30人、产品销售收入小于500万元或固定资产合计小于1000万元的企业,以保证“规模以上”的企业条件;(4)由于部分年份的工业增加值以及中间投入品未被统计,我们参考刘小玄和李双杰(2008)以及陈林(2018)的做法,并根据相关的会计准则进行估算补齐^④,对于其他缺漏变量,则通过移动平均法进行补齐。最后,对选择的名义变量以1998年为基期进行价格指数平减,并对核心变量进行0.5%的缩尾处理,以进行数据修正(刘行等,2017)。

在测算TFP的核心指标选取上,本文参考一般文献的做法,采用处理过后的工业增加值作为产出指标。资本投入通过永续盘存法计算,即 $I_t = K_t - (1 - \sigma)K_{t-1}$,其中 I_t 为 t 期投资, K_t 为 t 期资本存量, σ 为折旧率。考虑到 σ 选择上的差异性,我们利用该式的另一种形式 $I_t = K_t - K_{t-1} + D_t$ 来测算资本投入(鲁晓东、连玉君,2012)。其中,

D_t 为 t 期固定资产折旧。同时,选用从业人数来衡量劳动投入,中间产品投入则作为未观测到的企业生产率冲击的代理变量。

关于企业 TFP 的测算方法,常用的有 OLS 法、固定效应 (FE) 法、Olley-Pakes 法 (简称 OP 法)、Levinsohn-Petrin 法 (简称 LP 法) 以及 GMM 法,其中 LP 法与 OP 法属于半参数估计方法 (闫志俊、于津平, 2017)。本文主要采用 LP 法测算 TFP,以 OP 法和 FE 法测算的 TFP 进行稳健性检验,同时还参考 Fu 等 (2017) 的做法,用企业人均产出衡量其生产率并进行稳健性检验。

3. 其他变量

为了有效识别空气污染影响企业生产率的潜在机制,我们分别从损害心理健康、挤占研发投入、引发资源错配以及减少劳动供给这 4 个方面来进行检验。其中,心理健康状况数据来源于 2010 年、2012 年以及 2014 年的 CFPS 数据,其他数据均来自于中国工业企业数据库。关于基准回归中控制变量的选择,借鉴王杰和刘斌 (2014) 以及宣烨和余泳泽 (2017) 的做法,在城市层面选取的控制变量包括产业结构、外商投资情况和地区发展程度等变量,在企业层面选取企业规模、国有化水平、财务状况和企业开放程度等控制变量,同时还控制可能会影响空气污染的部分天气变量 (Fernando et al., 2017)。此外,在以心理健康为结果变量的机制检验中,引入影响心理健康的个体特征变量作为控制变量。具体的变量定义及测算方式详见表 1。

表 1 相关变量的定义及测算方式

变量	变量描述
Panel A: 企业生产率	
TFP_{LP}	LP 法测算的 TFP, 取对数。
TFP_{OP}	OP 法测算的 TFP, 取对数。
TFP_{FE}	FE 法测算的 TFP, 取对数。
Y/L	人均产值, 即工业总产值/从业人数, 取对数; 单位: 万元/人。
Panel B: 空气污染	
PM2.5	根据哥伦比亚大学的卫星数据提取的各城市市区内 PM2.5 浓度值, 取对数; 单位: $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。
AQI	主要城市空气质量指数, 综合测评 SO_2 、 NO_2 、 CO 、 O_3 、细颗粒物及可吸入颗粒物等 6 种空气污染物排放, 取对数; 单位: $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。
NO_2	省会城市排放的二氧化氮浓度值, 取对数; 单位: $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。
PM10	省会城市排放的 PM10 浓度值, 取对数; 单位: $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。
SO_2	省会城市排放的二氧化硫浓度值, 取对数; 单位: $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。
Panel C: 机制检验变量	
$Welfare_cost$	福利成本: (劳动待业保险费+医疗保险费+福利费总额)/工业总产值。
$R\&D$	研发投入: 研发费用/工业总产值。
$Misallocation$	借鉴韩剑和郑秋玲 (2014) 的测算方法计算出行业间的资源错配指数, 再根据 C-D 生产函数中资本和劳动各自所占的比例分解出劳动力资源的行业错配值。
$Human_capital$	人力资本: 高级职称员工占企业从业人数的比例。
$Mental_health$	心理健康, 综合不同抑郁症状, 包括情绪沮丧、精神紧张、坐卧难安、失去希望、难以克服困难等心理情绪, 对所有自评得分进行平均化处理得到的有序变量; 其值越高, 则心理健康状况越好。
$Labor_supply$	劳动力供给 (LS): 企业从业人数占所属城市总人数的比例。 净岗位创造率 (Job Creation): 企业从业人数的年增长率, 即当年从业人数/去年的从业人数, 取对数; 若企业当年的净岗位创造率比较高, 则意味着企业的员工流失率比较低。
Panel D: 控制变量 1	
$Scale$	企业规模, 用企业产品销售收入的自然对数表示; 单位: 万元。
$Nationalization$	国有化水平: 国有企业资本/实收资本。
$Financial_status$	财务状况: 负债总计/资产总计。
$Openness$	企业开放程度: 外资企业资产数/实收资本。
$Structure$	产业结构: 第二产业占 GDP 的比重。
FDI	当年实际使用外资金额占当年 GDP 的比重。
GDP	地区发展程度: 用城市人均实际 GDP 衡量, 取对数; 单位: 元/人。
$Temperature$	各省平均温度, 取对数; 单位: $^{\circ}\text{C}$ 。
$Precipitation$	各省平均降水量, 取对数; 单位: mm。
$Firm_dummy$	企业虚拟变量。
$Year_dummy$	年份虚拟变量。
Panel E: 控制变量 2	
$Income$	调查个体的个人收入; 单位: 元。
$Income_sort$	个人收入在当地的排序: 很低=1, 很高=5 (以此为排序标准进行自我评价)。
$Social_class$	调查个体在本地社会地位排序: 很低=1, 很高=5 (以此为排序标准进行自我评价)。
Age	调查个体的实际年龄; 单位: 年。
$Marriage$	婚姻状况: 未婚=0, 已婚=1。
$Gender$	性别: 女性=0, 男性=1。
$Religion$	宗教信仰: 当调查个体参加宗教活动时赋值为 0, 反之赋值为 1。

(二)描述性统计分析

表2列示了表1中核心变量的描述性统计结果,可以发现北方城市的5种空气污染排放量均显著高于南方,且北方企业的平均生产率(不同方法测算的企业TFP或Y/L)显著低于南方企业。这意味着空气污染与企业生产率之间可能存在某种联系,下文中我们将进行详细讨论。

(三)实证方法

本文采用RD方法来克服内生性问题,其优势在于:(1)以秦岭—淮河分界线为断点,几乎不存在人为操控的可能性,可保证RD方法具备随机自然实验的特征,有效识别空气污染与企业生产率之间的因果关系。(2)对于可能存在的影响空气污染或生产率的遗漏变量,能通过控制带宽及调整执行变量阶数的方式,限制研究范围以捕捉分界线周围的不可观测因素,减少遗漏变量的影响。(3)可以对企业 and 年份固定效应进行控制,以捕获未观测变量对结果变量的影响,避免估计偏误。

鉴于在实践中,少部分北方城市因经济发展等原因无法享受集中供暖福利(如河南周口市),本文采用模糊断点(FRD)设计,通过2SLS方法进行估计。估计方程设定如下:

$$north_{ict} = \begin{cases} 1, L_c \geq 0 \\ 0, L_c < 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$TFP_LP_{ict} = \delta_0 + \delta_1 north_{ict} + \delta_2 f(L_c) + \delta X_{ict} + \gamma_t + \rho_r + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

$$Pollution_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 north_{ict} + \alpha_2 f(L_c) + \alpha X_{ict} + \gamma_t + \rho_r + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

$$TFP_LP_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Pollution_{ict} + \beta_2 f(L_c) + \beta X_{ict} + \gamma_t + \rho_r + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

其中, i 代表企业个体, c 代表城市, t 为时间; L_c 为执行变量,即各城市的纬度数与分界线之间的相对纬度差值^⑤; $north_{ict}$ 为处理变量,即位于分界线以北的城市取值为1,反之取0; $f(L_c)$ 是执行变量的多项式调整函数; TFP_LP 为LP法测算的企业TFP; $Pollution$ 表示空气污染,此处用PM2.5平均排放浓度来表征; X 是一系列影响生产率的控制变量,包括企业规模、国有化水平、财务状况、开放程度等企业特征变量,产业结构、对外开放程度(FDI)、地区发展程度等城市特征变量,以及日均温度和日均降水量等天气控制变量; ρ_r 和 γ_t 和分别代表企业固定效应和时间固定效应; ε_{ict} 为以企业为聚类标准误差项。(2)~(3)式为第一阶段回归,(4)式为第二阶段回归, β_1 代表空气污染对企业生产率的影响,是我们主要关注的系数。

四、实证结果

(一)RD估计结果

在进行RD估计之前,首先要观测集中供暖政策是否导致核心变量发生断点变化。我们将执行变量纬度坐标进行标准化,即用各城市纬度减去秦岭—淮河分界线纬度,考察空气污染和企业生产率在断点处是否出现非连续性变化,结果如图2所示^⑥。图2显示PM2.5排放浓度在分界线处出现向上跳跃,北方地区的整体排放趋势明显高于南方地区,表明供暖政策是导致南、北方空气质量差异的重要因素。此外,企业生产率在断点处也出现明显跳跃,初步表明相对良好的空气质量能在一定程度上提高企业生产率。来自地理上的断点证据侧面反映变量之间因果关系的存在,适合选用RD方法进行估计。

具体RD估计结果如表3所示^⑦。作为第一阶段的回归分析,Panel A和Panel B分别显示(2)式和(3)

表2 主要变量的描述性统计

核心变量	样本期	全样本均值	南方均值	北方均值	南北方均值差	P值
TFP_LP	1998~2013年	2.327 (0.000)	2.364 (0.001)	2.273 (0.001)	0.091*** (0.001)	0.000
	1998~2013年	2.184 (0.001)	2.224 (0.001)	2.126 (0.001)	0.098*** (0.001)	0.000
TFP_OP	1998~2013年	2.120 (0.001)	2.144 (0.001)	2.084 (0.001)	0.061*** (0.001)	0.000
	1998~2013年	5.644 (0.004)	5.660 (0.003)	5.621 (0.006)	0.039*** (0.008)	0.000
Y/L	1998~2013年	3.710 (0.002)	3.481 (0.002)	4.046 (0.002)	-0.566*** (0.003)	0.000
	2004~2013年	4.250 (0.001)	4.199 (0.001)	4.359 (0.002)	-0.161*** (0.002)	0.000
PM2.5	2004~2013年	4.577 (0.001)	4.495 (0.001)	4.755 (0.002)	-0.260*** (0.002)	0.000
	2004~2013年	3.550 (0.002)	3.426 (0.002)	3.819 (0.003)	-0.393*** (0.003)	0.000
AQI	2004~2013年	3.779 (0.389)	3.707 (0.003)	3.933 (0.003)	-0.225*** (0.003)	0.000
	2004~2013年					

注:括号内为标准差;原假设为南方与北方的变量值相等,最后一列报告统计检验的P值;南北方均值差为南方均值减去北方均值;*,**,***分别表示在10%、5%、1%水平上显著(下同)。

式的估计结果。我们发现无论是否考虑控制变量和相关固定效应,北方企业的生产率均在1%的显著性水平上低于南方企业,同时北方城市的PM2.5排放浓度平均比南方城市高约5.5ug/m³。第二阶段的估计结果(Pan-
el C)表明空气污染对企业生产率有显著的负向影响,模型(4)的回归结果显示,在控制相关变量以及固定企
业效应和时间效应之后,PM2.5平均排放浓度每增加1%,企业TFP会下降0.692%。此外,产业结构和地区经
济发展水平的回归系数显著为正,这与理论预期一致。从对外开放的角度来看,地区的外资引入量以及企
业的开放程度越高,企业的生产率反而越低,这说明出口生产率悖论可能依然存在(宣烨、余泳泽,2017)。企业
规模的估计系数显著为正,表明企业经营状况越好,规模
越大,越能提高其生产率;国有化水平以及财务状况的估
计系数显著为负,表明国有化程度越高的企业生产率越
低,而负债率越高的企业生产率则越低。同时,对比模型
(2)与(4)可发现,引入相关控制变量以后,估计结果略微
下降,但整体而言,本文所估计的空气污染的生产率效应
较为稳定。

(二)稳健性检验

1. 带宽敏感性

RD估计会受到带宽选择的影响。一方面,带宽越小,
断点附近的不可观测因素以及相关控制变量对结果变量的
影响越相似,回归结果更有效。另一方面,带宽的减少又
会导致大量样本损失,可能造成无效估计。为了保证结果
的稳健,我们选择不同的带宽来进行RD估计。首先通过
Imbens和Lemieux(2007)提出的IK法测算出最优带宽为断
点处南、北各1.033纬度的区间。考虑到带宽越小,其拟
合形式越接近于线性函数形式,因而将执行变量调整为一
阶函数形式,此外还报告了其他带宽与相应的执行变量设
定的回归结果(见表4)。

从模型(2)~模型(4)可知,随着所选带宽的增加,空气
污染对企业生产率的负向影响逐渐增大。模型(1)在保
证最优带宽的情况下,估计结果与基准回归结果非常接近

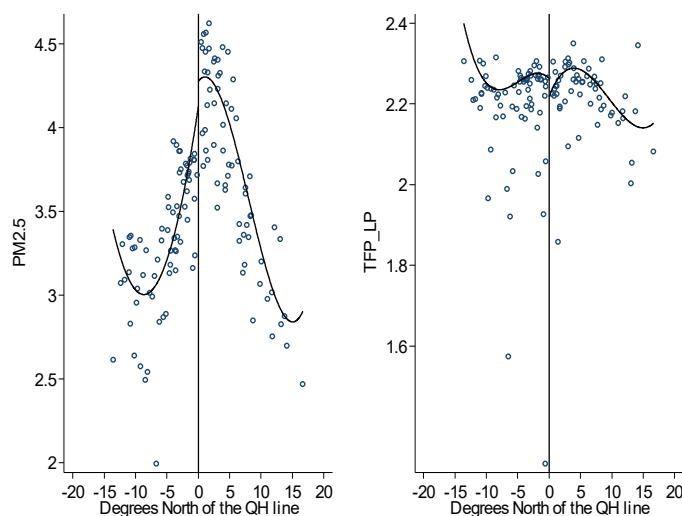


图2 空气污染与企业生产率在秦岭—淮河分界线处的断点图

表3 空气污染对企业生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:	TFP_LP			
north	-0.038*** (0.011)	-4.717** (1.832)	-3.863*** (1.251)	-3.798*** (1.250)
R-squared	0.136	0.835	0.856	0.856
Panel B:	PM2.5			
north	0.224*** (0.019)	5.427*** (0.195)	4.186*** (1.333)	5.487*** (0.901)
R-squared	0.786	0.976	0.976	0.977
Panel C:	TFP_LP			
PM2.5	-0.168*** (0.052)	-0.869** (0.349)	-0.923*** (0.322)	-0.692*** (0.241)
Structure		0.342*** (0.103)	0.440*** (0.129)	0.280*** (0.074)
FDI		-3.214*** (1.241)	-4.315*** (1.333)	-3.086*** (0.901)
GDP		0.090*** (0.028)	0.089*** (0.030)	0.076*** (0.025)
Scale			0.031*** (0.003)	0.033*** (0.002)
Financial status			-0.0026*** (0.0007)	-0.0012* (0.0006)
Nationalization			-0.0025*** (0.0005)	-0.0027*** (0.0004)
Openness			-0.0026*** (0.0008)	-0.0021*** (0.0007)
KP rk LM-statistic	107.999 (0.000)	4.854 (0.028)	4.539 (0.033)	4.585 (0.032)
KP rk wald F-statistic	139.430	770.943	206.090	343.866
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	N	N	Y
Firm Fixed Effects	N	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	87039	70715	56869	56813

注:(1)括号内为以企业为聚类修正后的标准误;KP rk LM-statistic用于检验工具变量和内生变量的相关性,LM P-value报告了LM检验统计量的P值,若拒绝原假设则说明选取的工具变量合理;KP F-statistic用于2SLS估计中对弱工具变量的检验,经验上而言,统计值若大于10则说明所选的工具变量合理。(2)Climate Controls代表气候层面的控制变量。下同。

表4 带宽敏感性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
不同带宽选择	对称带宽 =1.033	对称带宽 =2.066	对称带宽 =4.132	对称带宽 =8.264
	TFP_LP			
PM2.5	-0.714*** (0.251)	-0.029** (0.011)	-0.115*** (0.022)	-0.686*** (0.241)
KP rk LM-statistic	23.530 (0.000)	1402.304 (0.000)	280.513 (0.000)	4.584 (0.032)
KP rk wald F-statistic	195.759	9711.820	453.682	339.892
Polynomial in Latitude	Linear	Linear	Quadratic	Cubic
Climate Controls	Y	Y	Y	Y
Other Controls	Y	Y	Y	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	1952	12175	40292	56153

注:为节省空间,此处仅报告第二阶段的回归结果;括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。Other Controls包括企业和城市层面的控制变量,下同。

(见表3中的模型(4)),这意味着不同带宽以及执行变量多项式的选择不影响本文的核心结论。

2. RD回归的有效性检验

为确保RD估计的有效性,本文从以下两个方面进行检验。首先,要确定执行变量不存在人为操控的问题,以保证实验的随机性。前文对此问题进行过详细阐述,图3进一步验证了执行变量密度函数的连续性。根据图3,在秦岭—淮河分界线两侧执行变量的密度函数并不存在显著差异,证实执行变量的选择具备随机条件。其次,为避免捕捉到控制变量的断点效应,需要考察其他控制变量在断点处是否呈连续变化。由图4可知,其他控制变量在断点处并未出现跳跃,满足断点处平滑性的条件。因而,本文的RD估计并未捕捉到影响企业生产率的其他相关变量的断点效应,进一步表明RD方法是适用的。

3. 调整核心变量

本部分主要通过调整核心解释变量与结果变量来进行稳健性分析。首先用OP法和FE法重新计算企业TFP,同时以人均产出作为企业生产率新的衡量方式来进行RD估计。表5显示,无论以哪一种方式衡量企业生产率,空气污染都显著抑制生产率,证实本文的核心结论对生产率指标的选取并不敏感。同时,考虑到燃煤供暖所产生的不同空气污染物对企业生产率的影响可能存在差异,因此我们选择不同的污染物(AQI、NO₂、PM10、以及SO₂)进行RD估计(回归结果见附录中的附表5)^⑧。附表5中Panel A显示,不同空气污染物都对企业生产率产生显著的负向影响。此外,我们调整企业生产率指标,即用企业人均产值来重新进行RD估计(见Panel B),结论与Panel A一致。因此,我们有理由相信所估计的空气污染与企业生产率之间的关系是稳健的。

4. 剔除部分迁移企业数据

正如引言所述,企业可能会因为污染的变化进行异地迁移,带来空间自选择偏误。不妨剔除样本期内进行过地理位置迁移的企业^⑨,重新对(4)式进行回归。实际上,被剔除的企业占比仅为0.9%左右,对整体回归结果影响不大。表6中Panel A和B显示,剔除迁移过的样本后,集中供暖政策仍然导致北方空气质量更差以及企业生产率更低,两者之间的因果关系依然存在。Panel C表明空气污染对企业生产率造成显著的负向影响,证实基准回归结果是可信的。此外,我们借鉴Dell(2010)对自选择问题的处理

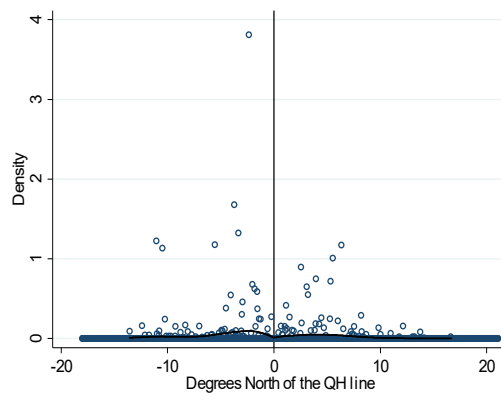


图3 执行变量的操控检验

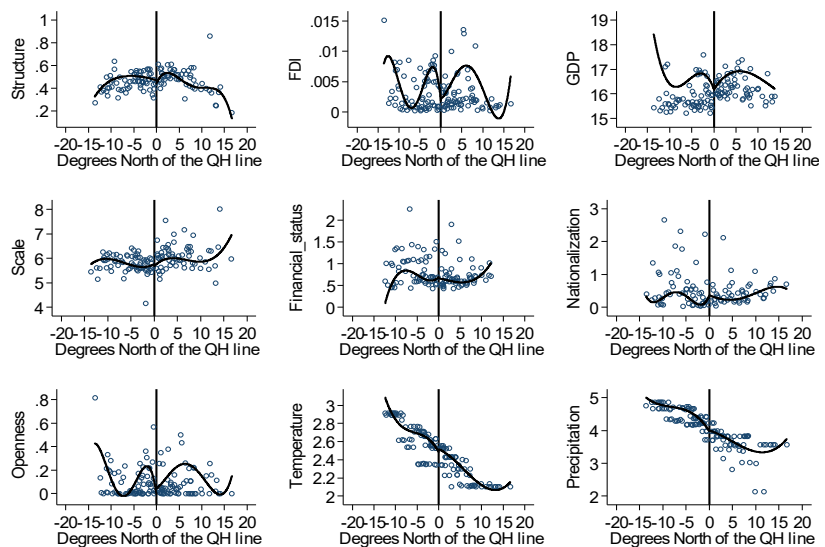


图4 控制变量的连续性检验

表5 调整生产率指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_OP	TFP_OP	TFP_FE	TFP_FE	Y/L	Y/L
PM2.5	-0.761** (0.336)	-0.566** (0.252)	-1.940*** (0.240)	-1.479*** (0.171)	-1.364*** (0.349)	-1.367*** (0.325)
KP rk LM-statistic	4.539	4.585	4.539	4.585	110.434	125.915
LM P-value	(0.033)	(0.032)	(0.033)	(0.032)	(0.000)	(0.000)
KP rk wald F-statistic	206.090	343.866	206.090	343.866	148.167	167.350
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	N	Y	N	Y
Other Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	56869	56813	56869	56813	56869	56813

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

方式,计算得出南方地区的企业迁移率比北方地区约高 1.5%,因而剔除南方地区中企业生产率最高的 1.5% 样本,并进行 RD 估计。回归结果见附表 6,我们发现整体回归结果变化不大,这说明南方企业生产率较高并非由于生产率高的企业向南方迁移所致,进一步证实自选择问题对本文的核心结论不存在明显的干扰。

5. 非参数检验

RD 设计的参数估计不仅依赖于所设定的具体函数形式,且带宽的选择存在一定的主观性。为确保本文基准结果的稳健性,此部分报告相关非参数检验结果(见表 7)。其中,模型(1)~(4)报告了均方误差(Mean Squared Error, MSE)最优带宽下的估计结果,模型(5)~(8)则报告覆盖错误率(Coverage Error Rate, CER)最优带宽下的回归结果,所有结果均采用 Uniform 核估计。由 Panel A 可知,集中供暖政策与 PM2.5 的排放浓度正相关,且在 1% 的统计水平上显著。Panel B 中的模型(1)~(8)表明,无论选择哪一种最优带宽,空气污染对企业生产率都造成了显著的负面影响。值得注意的是,利用非参数估计的结果与上文采用参数估计的结果存在一定差异,这可能是非参数估计引起的大量样本损失所致,但即便如此,空气污染与企业生产率之间的负向关系仍然存在。

6. 调整样本期为 1998~2007 年

目前大部分基于中国工业企业数据库进行研究的文献主要利用 1998~2007 年的企业数据,而本文选定的样本期为 1998~2013 年,且对某些缺失的数据根据相关的会计准则进行了补齐处理,为避免处理后的数据干扰实证结果,我们将样本调整为 1998~2007 年,并重新进行 RD 估计。类似地,我们报告了在不同执行变量阶数下的回归结果(见表 8)^⑩。模型(1)~(4)分别报告了将执行变量的函数设置为线性、二阶、三阶以及四阶条件下的回归结果,Panel A 和 Panel B 的结果表明,空气质量更差的北方拥有更低的企

表 6 剔除迁移企业样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A:	TFP_LP				
north	-0.034*** (0.011)	-0.042*** (0.008)	-0.048*** (0.008)	-0.103*** (0.008)	-0.330*** (0.071)
R-squared	0.194	0.510	0.467	0.603	0.297
Panel B:	PM2.5				
north	0.218*** (0.019)	0.236*** (0.019)	0.236*** (0.019)	0.236*** (0.019)	0.236*** (0.019)
R-squared	0.789	0.826	0.826	0.826	0.826
Panel C:	TFP_LP				
PM2.5	-0.156*** (0.052)	-0.179*** (0.036)	-0.203*** (0.039)	-0.437*** (0.048)	-1.400*** (0.333)
KP rk LM-statistic	102.076	122.023	122.023	122.023	122.023
LM P-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
KP rk wald F-statistic	129.219	161.486	161.486	161.486	161.486
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	Y	Y	Y
Other Controls	N	Y	Y	Y	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	86304	56415	56415	56415	56415

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

表 7 非参数检验

不同带宽选择	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Bandwidth: MSE				Bandwidth: CER			
Panel A:	PM2.5							
First-stage	0.738*** (0.017)	0.402*** (0.010)	0.825*** (0.020)	0.402*** (0.010)	0.825*** (0.039)	0.467*** (0.024)	0.625*** (0.080)	0.825*** (0.039)
Panel B:	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_FE</i>	<i>Y/L</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_FE</i>	<i>Y/L</i>
PM2.5	-0.044** (0.018)	-0.120*** (0.023)	-0.257*** (0.022)	-1.541*** (0.205)	-0.252*** (0.047)	-0.181*** (0.033)	-0.130*** (0.047)	-1.168*** (0.490)
Bandwidth	1.232	2.050	1.060	2.117	1.033	2.719	1.351	1.047
Climate controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Other controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	3253	12175	1952	12175	1952	22477	3756	1952

注:Panel A 报告了第一阶段的回归结果;Panel B 报告了非参数估计第二阶段的回归结果,即空气污染对企业生产率的局部处理效应;括号内为稳健标准误。

表 8 空气污染对企业生产率的影响:1998~2007 年

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:	TFP_LP			
north	0.366** (0.143)	0.667*** (0.057)	0.510*** (0.069)	0.512*** (0.063)
R-squared	0.971	0.971	0.971	0.971
Panel B:	PM2.5			
north	-0.0709*** (0.014)	-0.0724*** (0.022)	-0.0741** (0.038)	-0.0639* (0.033)
R-squared	0.970	0.970	0.970	0.970
Panel C:	TFP_LP			
PM2.5	-0.194** (0.079)	-0.109*** (0.027)	-0.145** (0.073)	-0.125* (0.064)
KP rk LM-statistic	3.664	6.733	7.718	8.477
LM P-value	(0.056)	(0.010)	(0.006)	(0.004)
KP rk wald F-statistic	6.566	139.664	54.071	65.850
Polynomial in Latitude	Linear	Quadratic	Cubic	Quartic
Climate Controls	Y	Y	Y	Y
Other Controls	Y	Y	Y	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	213826	213826	213826	213826

注:样本期为 1998~2007 年;括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

业生产率,与基准回归结果一致。Panel C显示,在不同的执行变量阶数下,空气污染对企业生产率均有显著的负面影响,证实本文将样本期延长至1998~2013年并未改变核心变量之间的相互关系。更重要的是,对比表(4)和表(8)中模型(4)的回归结果,我们发现相较于对1998~2007年企业数据的分析,根据1998~2013年的企业数据进行的回归中空气污染对企业生产率的负面效应更大,这意味着随时间推移,空气污染可能会对企业生产率产生一定程度的负面累积效应,延长样本期进行的分析可能更接近现阶段实际情况。

7. 城市层面的分析

考虑到本文提取的PM2.5排放浓度来源于城市层面,同时由于大样本选择下更易带来显著的回归结果,为了证明回归结果的准确性,我们参考江艇等(2018)的处理方法计算出城市层面的TFP,即将城市中每个企业的TFP按照当年的销售收入占所在城市当年的总销售收入的比重进行加权平均,以得到相应的城市TFP,再与空气污染数据匹配后重新进行RD估计。在进行RD估计之前,同样要保证相关控制变量在秦岭—淮河分界线处呈连续变化,具体的RD回归结果如表9所示。其中,Panel A和Panel B中的第一阶段回归结果证实北方城市的污染更严重且生产率更低,Panel C中的第二阶段回归结果则表明城市的PM2.5平均排放浓度每增加1%,TFP会下降约0.15%,而人均产出会下降0.127%。综上,本文的基准结果是可信的。

(三)异质性分析

1. 技术水平差异

空气污染的生产率效应到底有多大,在一定程度上取决于劳动力和企业之间的综合博弈,具有不同技术水平的劳动力对空气污染的反应程度可能会缩小或扩大空气污染对生产率的扭曲效应。由于高新技术行业往往拥有更多的高技术劳动力,我们根据国家统计局制定的2017年高技术产业分类表^⑩,将就职于高新技术产业的雇员视为高技能劳动力,把传统产业的雇员视为低技能劳动力,考察员工技能差异对空气污染与企业生产率之间关系的异质性影响。

如表10所示,按技术水平将样本分类后的回归结果说明空气污染对企业生产率的负面影响依然显著。值得注意的是,对于低技术行业而言,糟糕的空气质量会对其生产率产生更大的负面作用^⑪,表明低技能劳动力对空气质量的变化更敏感。这可能是因为,一方面,高技能劳动力往往拥有更高的收入水平,可以通过高薪酬来补偿糟糕的工作环境。相反,低技能劳动力缺乏替代性的收入补偿以及替换工作的可能性,对空气污染危害的应对能力远远不足,导致空气污染严重时其工作效率大幅下降。另一方面,拥有更高人力资本储备的高技能劳动力对企业的边际贡献更大,因而企业有更大的激励满足其对良好工作环境的诉求,从而部分抵消空气污染引起高技能劳动力工作效率的损失。因而,政府在制定环境政策时,应考虑到劳动

表9 空气污染对城市TFP的影响

	(1)	(3)	(4)	(5)
Panel A:	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_FE</i>	<i>Y/L</i>
<i>north</i>	-0.060*** (0.018)	-0.056* (0.029)	-0.063*** (0.021)	-0.046*** (0.015)
R-squared	0.370	0.305	0.215	0.530
Panel B:	PM2.5			
<i>north</i>	0.364*** (0.034)	0.364*** (0.034)	0.364*** (0.034)	0.364*** (0.034)
R-squared	0.639	0.639	0.639	0.639
Panel C:	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_FE</i>	<i>Y/L</i>
PM2.5	-0.165*** (0.054)	-0.153* (0.082)	-0.172*** (0.062)	-0.127*** (0.045)
KP rk LM-statistic	82.096 (0.000)	81.889 (0.000)	82.211 (0.000)	82.050 (0.000)
KP rk wald F-statistic	118.417	118.079	118.622	118.02
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	Y	Y	Y	Y
Other Controls	Y	Y	Y	Y
Province Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	2600	2599	2601	2616

注:括号内为以省份为聚类修正后的标准误;同时控制省份固定效应和时间固定效应。

表10 技术水平异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	High Technology	High Technology	Low Technology	Low Technology
	<i>TFP_LP</i>			
PM2.5	-0.142*** (0.050)	-0.143*** (0.034)	-0.349** (0.152)	-0.298** (0.118)
KP rk LM-statistic	100.138 (0.000)	118.434 (0.000)	13.961 (0.000)	17.051 (0.000)
KP rk wald F-statistic	133.737	178.101	16.100	18.752
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	N	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	55353	35116	31686	21771

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

力特征差异,有针对性地实施差异化政策,最大程度避免空气污染带来的效率损失,提高企业生产率。

2. 市场竞争度

由于企业在市场中的地位可能会对劳动力的生产率带来影响,因而我们通过构造赫芬达尔—赫希曼指数(HHI指数^③)来衡量企业的垄断程度,指数越大,表明企业的市场集中度越高,市场竞争度越小。我们以HHI指数的中位数为基准将样本分为高、低两组,考察不同市场竞争度下空气污染对企业生产率的影响(见表11)。可以看出,市场竞争度越高的企业(HHI指数越小),其生产率越易受到糟糕空气质量的影响。相较于竞争度高的企业,空气污染对市场垄断程度较高的企业生产率带来的负面影响会减少约20%~25%。可能的解释是就职于市场竞争度较低企业的劳动力通常面临更少的外部工作选择机会,因而面对空气污染的危害时,其接受与忍耐程度更高,人力资本的流失相对更小,在一定程度上抵消了企业生产率损失。相反,在市场竞争度较高的企业就职的劳动力主动离职的威胁大大提升,若空气污染严重危害到自身健康,他们有更多的机会去寻求清洁环境下的同类工作,因而导致企业生产率受到空气污染的冲击更强烈。

3. 行业空气污染等级

按行业污染强度将样本分为高低两组,然后分别进行RD估计,可以判断行业污染等级是否对企业生产率有异质影响。由表12可知,不同的行业空气污染等级对企业生产率的影响程度不同。对比模型(2)、(4)可以发现,高污染行业的企业生产率受污染影响更大。经由Bootstrap法得到的经验P值为0.000,进一步证实了这种差异在统计上的显著性。这是因为高污染企业的劳动力往往直接暴露于严重的空气污染之中,因而更容易发生呼吸系统疾病、情绪焦虑等问题(Deryugina et al., 2016)。同时,劳动力往往选择离工作地点较近的地方居住,其家人(包括儿童和老年人)的健康也更易受到空气污染的威胁(Hanna and Oliva, 2015; Knittel et al., 2016),患病的可能性也更大,进而使得成年劳动力花费更多时间和精力去照顾家庭,工作效率下降。此外,相对良好的工作环境也可视为一种非货币收益,有助于提高员工的工作积极性(Deng and Gao, 2013)。因而,当企业所属行业的空气质量非常糟糕时,劳动力的生产率下降得更快。

4. 所有制差异

我们将企业分为国有企业和非国有企业两种类型,分组考察空气污染对不同类型企业生产率的影响。具体来说,按企业最初登记注册类型进行分类,其中代码为110的企业属于国有企业,其他类型的企业则统一归为非国有企业。分组RD估计结果(表13)显示,空气污染显著抑制非国有企业的生产率,而对国有企业生产率的影响并不显著。一般而言,国有企业劳动力的流动率明显低于非国有企业,整体就业环境较稳定,劳动力工作时严格遵从基本流程,工作效率本身不高,面对空气污染的负面影响,其边际效率损失极为有限。与此相反,相对高效的非国有企业更注重实际效率,对外生空气污染的负面冲击反应更灵敏,受到的影响往往更强烈。此外,国有企业的福利制度体系相对于非国有企业可能更完善,面对空气污染对劳动力生产率的损害,能更好地进行自我防御,抵消对企业生产率的影响。

5. 逐年回归分析

理论上,劳动力对污染的敏感程度和反应程

表11 市场竞争度异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	High Monopoly	High Monopoly	Low Monopoly	Low Monopoly
	TFP LP			
PM2.5	-0.132** (0.065)	-0.161*** (0.043)	-0.170** (0.077)	-0.201*** (0.055)
KP rk LM-statistic	66.929	84.564	46.379	48.996
LM P-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
KP rk wald F-statistic	86.532	116.981	57.617	61.195
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	N	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	45523	29609	41516	27278

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

表12 污染等级异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	High Pollution	High Pollution	Low Pollution	Low Pollution
	TFP LP			
PM2.5	-0.329** (0.145)	-0.345*** (0.125)	-0.101** (0.046)	-0.114*** (0.032)
KP rk LM-statistic	16.629	16.112	91.007	104.539
LM P-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
KP rk wald F-statistic	19.040	18.115	139.911	206.437
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	N	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	28394	18228	27037	16963

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

度会随着时间的变化与经济的发展而呈现累积变化的过程。在早期的经济发展过程中,劳动力可能无暇顾及空气污染带来的负面影响,而随着物质生活水平的不断提高,人们对良好生活环境的重视程度会逐渐提高,从单一的对物质生活水平的追求逐渐转变为对良好综合生活水平(包括生态环境)的追求,因而空气污染对企业生产率的负面影响可能会随着污染被人们重视才逐渐变得严重。鉴于此,我们通过逐年的回归分析对此猜想进行检验,表14分别列示了1998~2013年每年度空气污染对企业生产率的影响结果。可以发现,2007年以前,空气污染对企业生产率几乎不存在显著的影响,仅1999年和2000年存在显著影响,但影响程度非常低,约为0.01%。而2007年以后,空气污染对企业生产率的负面影响总体呈逐渐增大的趋势,影响系数远远超过2007年以前,且都具备统计上的显著性。这一回归结果证实随着时间的变化,人们对空气污染的感受逐渐强烈,并不断地影响其行为决策,进而空气污染对企业生产率的影响也存在一个累积变化的过程。

五、影响机制

(一)心理健康

空气污染可能会危害劳动力的生理健康或心理健康,从而导致其工作效率下降。其中,关于空气污染对生理健康的影响已有广泛且丰富的研究,因而本文将重点放在心理健康上,所用数据来源于2010年、2012年和2014年CFPS成人问卷调查。心理健康指标综合个人忧郁、精神紧张、焦虑等心理状态的自评得分,自评得分越高,则心理健康状况越乐观(具体指标定义见表1)。将心理健康指标作为结果变量,相应控制变量替换为个人收入、收入排序、年龄、性别、婚姻状况、宗教信仰以及社会地位排序等,然后根据(2)~(4)式进行估计。同时,由于心理健康指标为有序虚拟变量,我们采用Oprobit方法进行回归。表15中Panel A报告集中供暖对人体心理健康的影响,说明北方居民的心理健康状况相对更差,Panel B的结果说明集中供暖导致北方空气污染更严重。第二阶段的回归结果(Panel C)说明在不同的样本年份中空气污染物均在1%的显著性水平上对人体心理健康产生负面影响。对比模型(1)~(3),可以发现随着时间的流逝以及居民物质生活水平的提高,劳动力对于空气污染的负面影响越来越敏感。上述结果证实空气污染可能会通过损害心理健康而间接影响劳动力的生产率,且影响强度会逐渐增大。

(二)研发投入

空气污染可能会增加企业的附加环境成本,例如增加员工医疗保险和购置室内空气净化器专项固定资产等,这可能会挤占企业进行生产所必需的研发资金投入,从而影响企业

表13 所有制异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	State Owned	State Owned	Non-State Owned	Non-State Owned
	TFP_LP			
PM2.5	-0.105 (0.081)	-0.083* (0.050)	-0.192*** (0.055)	-0.214*** (0.038)
KP rk LM-statistic	55.426	65.951	77.864	100.882
LM P-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
KP rk wald F-statistic	64.945	83.144	99.389	134.878
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	N	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	18277	11093	68762	45794

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

表14 逐年回归分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年
	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP
PM2.5	-0.006 (0.004)	-0.012** (0.006)	-0.009** (0.005)	-0.053 (0.042)	-0.028 (0.019)	-0.034 (0.024)
R-squared	0.952	0.953	0.962	0.577	0.596	0.599
Observations	4025	4198	4071	4455	4567	4688
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP
PM2.5	-0.008 (0.019)	-0.036 (0.050)	-0.130 (0.230)	-0.138** (0.064)	-0.233*** (0.080)	-0.310** (0.153)
R-squared	0.631	0.419	0.375	0.298	0.374	0.616
Observations	4777	4988	5138	6050	4841	4802
	(13)	(14)	(15)	(16)		
	2010年	2011年	2012年	2013年		
	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP		
PM2.5	-0.437*** (0.058)	-0.121* (0.069)	-0.120*** (0.037)	-0.123*** (0.029)		
R-squared	0.071	0.740	0.803	0.833		
Observations	4273	4136	2173	2065		
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Other Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y
City Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;控制城市固定效应。

生产率。我们利用企业的研发投入费以及福利费(包括医疗保险费和劳动待业保险费等)等指标识别此机制是否存在。由于中国工业企业数据库仅于2005年对企业研发投入费用以及医疗保险费用进行统计,因而选取2005年的截面数据进行RD估计。表16中Panel A显示,北方企业支付的福利费用显著高于南方企业,且研发投入费显著低于南方企业。而Panel C则进一步说明严重的空气污染会导致企业支付高昂的福利成本,并更大程度地挤占企业研发投入。因此,空气污染对企业研发资金投入存在抑制效应,这会阻碍企业创新能力的提高,进而导致企业生产率下降。

(三)资源错配

理论上来说,空气污染可能会导致资源错配,对企业生产率的提升造成长期影响。首先,我们测算出行业的劳动力资源错配指数进行RD估计(见表17)。Panel A和Panel B中的模型(1)和(2)表明空气质量更差的北方地区劳动力资源错配更严重,证实空气污染与劳动力资源错配之间确实存在因果关系,Panel C的第二阶段回归结果表明PM2.5排放浓度每增加1%,行业的劳动力资源错配程度会提升0.0015个单位。此外,我们按行业污染程度将所有样本划分为高、中、低污染行业3组子样本,并选择高污染行业和低污染行业这两组子样本分别进行RD估计。由模型(3)和(4)的结果可知在高污染行业中,空气污染所致的劳动力资源错配程度显著为负,而在低污染行业中这种效应并不显著,这从侧面印证了空气污染可能会造成劳动力在行业间的错配现象。

表 17 资源错配机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本期(年份)	1998~2007	1998~2007	1998~2007	1998~2007	2004	2004
Panel A:	Misallocation	Misallocation	Highly polluting industries	Low polluting industries	Human apital	Human capital
<i>north</i>	0.010* (0.005)	0.007** (0.003)	0.017*** (0.006)	0.003 (0.005)	-0.028*** (0.002)	-0.029*** (0.002)
R-squared	0.060	0.141	0.192	0.142	0.040	0.074
Panel B:	PM2.5					
<i>north</i>	0.403*** (0.083)	0.473*** (0.074)	0.416*** (0.080)	0.343*** (0.078)	0.366*** (0.003)	0.375*** (0.003)
R-squared	0.643	0.671	0.686	0.741	0.858	0.863
Panel C:	Misallocation	Misallocation	Highly polluting industries	Low polluting industries	Human apital	Human capital
PM2.5	0.024* (0.014)	0.015** (0.008)	0.041** (0.016)	0.008 (0.016)	-0.075*** (0.005)	-0.077*** (0.005)
KP rk LM-statistic	16.751	23.868	17.790	13.679	4696.489	4862.562
LM P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
KP rk wald F-statistic	23.453	40.416	26.877	19.270	14000.000	15000.000
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	Y	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	Y	Y	N	Y
Individual Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	33872	33232	9494	9458	191202	189590

注:模型(1)~(4)是基于行业层面的分析,因而控制行业固定效应,括号内为以城市为聚类的标准误;模型(5)~(6)是基于企业层面的分析,因而控制企业固定效应,括号内为以企业为聚类的标准误。

表 15 心理健康机制检验

	(1)	(2)	(3)
样本期(年份)	2010	2012	2014
Panel A:	Mental Health		
<i>north</i>	-0.260*** (0.057)	-0.207*** (0.049)	-0.193*** (0.036)
Pseudo R ²	0.015	0.012	0.010
Panel B:	PM2.5		
<i>north</i>	0.190*** (0.011)	0.126*** (0.012)	0.0773*** (0.010)
R-squared	0.054	0.462	0.319
Panel C:	Mental Health		
PM2.5	-0.979*** (0.232)	-1.433*** (0.292)	-1.902*** (0.332)
Wald 检验 p 值	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic
Control Variables	Y	Y	Y
Observations	11090	12328	19054

注:Pseudo R²为模型估计的虚拟判定系数;Wald检验是对解释变量是否为外生变量的检验,用于判断工具变量选择的合理性。

表 16 挤占研发投入机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:	Welfare Cost	Welfare Cost	R&D	R&D
<i>north</i>	0.0025*** (0.001)	0.0042*** (0.001)	-0.0004*** (0.000)	-0.0005*** (0.000)
R-squared	0.014	0.081	0.011	0.026
Panel B:	PM2.5			
<i>north</i>	0.315*** (0.003)	0.321*** (0.003)	0.315*** (0.003)	0.321*** (0.003)
R-squared	0.832	0.840	0.832	0.840
Panel C:	Welfare Cost	Welfare Cost	R&D	R&D
PM2.5	0.0080*** (0.002)	0.0129*** (0.002)	-0.0014*** (0.000)	-0.0014*** (0.000)
KP rk LM-statistic	4946.829	4994.853	4943.520	4984.902
LM P-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
KP rk wald F-statistic	12000.000	13000.000	12000.000	13000.000
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	N	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	182319	179374	180495	177560

注:样本期为2005年;括号内为以企业为聚类修正后的标准误;控制企业固定效应。

而且,空气污染还可能造成高素质人力资本的地区错配,进而降低该地区的企业生产率。我们利用企业高级职工占从业总人数的比例来衡量企业的人力资本储备。由于中国工业企业数据库仅于2004年对企业员工的学历以及具备的技能程度进行统计,因而我们选取2004年的截面数据进行RD估计。模型(5)和(6)的回归结果表明,空气污染可能会造成人力资本的地区错配。对于高素质劳动力而言,他们往往拥有更多的选择权利,会更倾向于用“用脚投票”的方式离开污染极度严重的地区。随着物质生活水平的提高,人们对生活质量的要求越来越高,在生活中也不乏为了逃离北方严重空气污染而向南迁移的实例。综合而言,空气污染有可能增加人力资本的地区错配程度,阻碍企业生产率的提升。

(四)劳动力供给

理论上,空气污染可能会减少劳动力供给,对企业生产率的提升造成长期影响。参考现有文献的测算方法,我们利用企业从业人数占所属地区总人数的比例以及企业的净岗位创造率两方面来衡量企业劳动力的整体供给情况(李佳,2014;步丹璐、白晓丹,2013),并进行RD估计。表18中Panel A和Panel B显示第一阶段回归结果,其中模型(1)和(2)表明污染更为严重的北方地区的企业员工流失率更高,模型(3)和(4)进一步证实北方地区的整体劳动力供给相对南方更低,这意味着空气污染与劳动力供给之间确实存在因果关系。Panel C的结果表明糟糕的空气质量会提高劳动力的流失程度和减少劳动力供给,从侧面证实劳动力会选择“用脚投票”的方式离开污染极度严重的地区。随着物质生活水平的提高,人们对生活质量的要求以及支付能力也越来越高,在生活中也不乏为了逃离严重的空气污染地区而选择去其他城市就业甚至出国就业的实例。值得注意的是,有能力进行迁移的劳动力往往拥有更多的人力资本储备,相对于低人力资本储备的劳动力,空气污染更易导致企业人才的流失,不利于企业的长期发展。

六、结论与政策建议

本文以涵盖中国工业制造业40多个大产业、90多个种类、600多个子行业的企业为研究对象,并首次采用RD方法估计空气污染对企业生产率的影响,为空气污染所致的严重经济效益损失提供微观证据,并在此基础上深入讨论可能存在的影响机制。通过对这些问题的分析,本文发现:(1)糟糕的空气质量会显著降低企业生产率,该结论通过引入相应控制变量、选择不同带宽及执行变量多项式、选择不同的空气污染物、剔除迁移的企业样本、改变样本期以及非参数估计等稳健性检验后依然成立。(2)通过异质性分析,我们发现技术密集程度相对较低的企业更易受到空气污染的影响,且企业生产率的损失在市场竞争性较低、行业污染程度较高的组别中体现得更明显。此外,空气污染对国有企业的生产率并无显著影响,而对非国有企业的生产率带来显著的负面冲击。而且,空气污染对企业生产率的负面影响存在一个积累变化的过程。(3)空气污染通过危害人体心理健康、挤占企业研发投入资金、造成劳动力资源和人力资本错配以及减少劳动力供给等途径抑制企业生产率。

本文的研究从企业生产率的视角揭示环境治理与监管的重要性,同时证实环境红利与经济红利可以实现双赢,为地方政府制定和有效实施环境政策以及企业改善竞争力提供经验证据。首先,提升企业生产率对经济可持续发展的重要性不言而喻,除考虑企业自身特征以及地区经济规模因素之外,还需考虑外部环境的影响。已有研究证实官员的晋升机率会因地方经济表现强势而得到提升,导致地方政府会以经济效益为导向而忽略

表18 劳动力供给机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:	Job creation	Job creation	LS	LS
north	-0.037*** (0.006)	-0.042*** (0.010)	-6.51e-05*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)
R-squared	0.041	0.050	0.132	0.536
Panel B:	PM2.5			
north	0.220*** (0.019)	0.239*** (0.019)	0.220*** (0.019)	0.239*** (0.019)
R-squared	0.789	0.826	0.789	0.826
Panel C:	Job creation	Job creation	LS	LS
PM2.5	-0.175*** (0.033)	-0.188*** (0.049)	-0.0003*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)
KP rk LM-statistic	94.050	108.389	104.797	125.914
LM P-value	0.000	0.000	0.000	0.000
KP rk wald F-statistic	117.626	141.552	133.087	167.349
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	N	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	N	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	80108	51669	87039	56887

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

环境治理,甚至以牺牲环境来换取经济快速增长。因此,地方政府在制定及实施环境政策时,必须认识到环境保护与经济增长并不是相对的矛盾体,糟糕的空气质量不仅危害劳动力健康,还会带来企业生产率下降等问题。同时,必须加快完善空气质量监管体系,使环境质量纳入绩效考核真正得以落实。而且,制定环境政策时要因企业特征以及外部污染环境而异,有效且有针对性地执行政策。其次,良好的工作环境逐渐成为劳动力所考虑的重要非货币性福利,为防止企业劳动力流失,企业在制定管理政策以及薪酬体制设计时需将空气污染所致的劳动力负面效应纳入考虑范畴。对处于恶劣工作环境的劳动力,企业应适当增加其薪酬或福利进行替代性补偿,以激励其提升生产率。当然,除了被动应对空气污染所致的效率损失,企业也应积极加快绿色技术创新,为劳动力创造清洁的工作环境,吸引并留住更多优秀人才,形成良好的循环体系。最后,空气污染会通过危害劳动力健康而造成企业生产率损失,因而企业在一定程度上需增加劳动力的健康保险以及补偿额外的“空气污染津贴”,以减少人力资本流失。但此种方法并非根本解决之道,企业可能会因额外的劳动力成本而减少必要的研发资金投入,这会反作用于企业生产率。如何寻求企业资金配置的平衡点,以达到最优的企业生产率是企业长期发展更需要关注的问题。

(作者单位:华中科技大学。责任编辑:张世国)

注释

- ①来源于中华人民共和国环境保护部网站(<http://www.zhb.gov.cn>)。
- ②北方企业的年平均总产值约为46.49万亿元,这意味着相对于南方企业,北方企业因空气污染额外支付的年均福利总额约为1950万元。同时,北方企业的研发投入费用每年平均比南方城市低233万元左右。
- ③来源于<http://beta.sedac.ciesin.columbia.edu>。哥伦比亚大学所主持的美国宇航局地球观测系统数据和信息系统中的一个数据中心(EOSDIS)公开发布了1998~2016年分年度的世界PM_{2.5}密度图。该栅格数据覆盖了北纬70°至南纬60°的地球污染信息,观测精度为0.5°×0.5°。我们主要通过ArcGIS求取市域行政单元的平均值作为该城市的PM_{2.5}排放浓度值。此外,我们在附表1和附表2中报告了部分相关城市所提取出来的PM_{2.5}平均排放浓度值,以供参考。
- ④本文所选用的计算TFP的核心变量的具体处理方式见附表3。
- ⑤由于秦岭—淮河分界线覆盖纬度范围为33.03°至34.25°,因而本文参照Chen等(2013)的做法选取中间值作为断点分界线的纬度。
- ⑥根据AIC和BIC判定准则选取最优的执行变量阶数为三阶,下文的处理方式与此一致。图中QH line表示秦岭—淮河分界线,下同。
- ⑦基准回归中只报告了执行变量为三阶的回归结果,为了进一步说明本文的研究结论不受执行变量设置函数的影响,在附录中报告了不同阶数的回归结果(见附表4)。
- ⑧为了节省正文空间,附表5中进一步报告了不同空气污染物对企业生产率的估计结果。
- ⑨由于无法分辨企业进行地理迁移的主要原因是否为空气污染,我们采取统一剔除的方式,即根据四位数的行政区域代码来进行企业筛选,剔除样本期内所属行政区代码不一致的企业。
- ⑩除了报告参数估计的回归结果之外,我们还报告了相关的非参数估计结果(见附表7)。
- ⑪来源于<http://www.stats.gov.cn>。
- ⑫在具体检验过程中,我们采用了费舍尔组合检验(Fisher's Permutation test)方法进行组间系数差异检验,并通过Bootstrap法得到相应的经验P值,1000次自体抽样和检验所得到的经验P值为0.001,证实该组间差异具备统计显著性。后文的其他异质性检验也做了类似分析,限于篇幅,不再报告其结果。

⑬HHI指数= $\sum_{i=1}^N (\frac{X_i}{X})^2$,其中 X_i 代表企业*i*的销售总额, X 代表整体企业的销售额, X_i/X 为企业*i*的市场占有率。

参考文献

- (1)步丹璐、白晓丹:《员工薪酬、薪酬差距和员工离职》,《中国经济问题》,2013年第1期。
- (2)陈硕、陈婷:《空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例》,《经济研究》,2014年第8期。
- (3)陈林:《中国工业企业数据库的使用问题再探》,《经济评论》,2018年第6期。
- (4)冯俊诚:《所有制、迁移成本与环境管制——来自重庆微观企业的经验证据》,《财贸经济》,2017年第4期。
- (5)韩超、张伟广、冯展斌:《环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析》,《中国工业经济》,2017年第4期。
- (6)韩剑、郑秋玲:《政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解》,《中国工业经济》,2014年第11期。
- (7)刘行、赵健宇、叶康涛:《企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析》,《管理世界》,2017年第10期。
- (8)刘小玄、李双杰:《制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素(2000~2004)》,《经济学(季刊)》,2008年第3期。
- (9)李佳:《空气污染对劳动力供给的影响研究——来自中国的经验证据》,《中国经济问题》,2014年第5期。
- (10)鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999~2007》,《经济学(季刊)》,2012年第11期。
- (11)蒋为、张龙鹏:《补贴差异化的资源误置效应——基于生产率分布视角》,《中国工业经济》,2015年第2期。

- (12)江艇、孙鲲鹏、聂辉华:《城市级别、全要素生产率和资源错配》,《管理世界》,2018年第3期。
- (13)苗艳青、陈文晶:《空气污染和健康需求:Grossman模型的应用》,《世界经济》,2010年第6期。
- (14)聂辉华、江艇、杨汝岱:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》,2012年第5期。
- (15)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。
- (16)涂正革、湛仁俊:《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》,《经济研究》,2015年第7期。
- (17)魏下海、林涛、张宁:《无法呼吸的痛:雾霾对个体生产率的影响——来自中国职业足球运动员的微观证据》,《财经研究》,2017年第7期。
- (18)王杰、刘斌:《环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析》,《中国工业经济》,2014年第3期。
- (19)宣烨、余泳泽:《生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自230个城市微观企业的证据》,《数量经济技术经济研究》,2017年第2期。
- (20)闫志俊、于津平:《政府补贴与企业全要素生产率——基于新兴产业和传统制造业的对比分析》,《产业经济研究》,2017年第1期。
- (21)杨继东、章逸然:《空气污染的定价:基于幸福感数据的分析》,《世界经济》,2014年第12期。
- (22)周末、高方澍、张宇杰:《劳动力供给变化会影响中国工业企业的生产率和利润率吗?》,《财经研究》,2017年第8期。
- (23)Achyuta, A., K. Namrata and N. Anant, 2014, “Management and Shocks to Worker Productivity: Evidence from Air Pollution Exposure in an Indian Garment Factory”, NBER Working Papers.
- (24)Akpalu, W. and K.N. Ametefee, 2017, “Gold Mining Pollution and the Cost of Private Healthcare: The Case of Ghana”, *Ecological Economics*, Vol. 142, pp.104~112.
- (25)Almond, D., L. Edlund and M. Palme, 2009, “Chernobyl’s Subclinical Legacy: Prenatal Exposure to Radioactive Fallout and School Outcomes in Sweden”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124(4), pp.1729~1772.
- (26)Arvin, B. M. and B. Lew, 2012, “Life Satisfaction and Environmental Conditions: Issues for Policy”, *International Journal of Global Environmental Issues*, Vol. 12(1), pp.76~90.
- (27)Barros, C.P. and S. Managi, 2016, “French Nuclear Electricity Plants: Productivity and Air Pollution”, *Energy Sources Part B Economics Planning & Policy*, Vol. 11(8), pp.718~724.
- (28)Brandt, L., J. V. Biesebroeck and Y. Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, Vol. 97(2), pp.339~351.
- (29)Chang, T., J. G. Zivin and T. Gross, 2014, “Particulate Pollution and the Productivity of Pear Packers”, NBER Working Papers.
- (30)Chang, T., J. G. Zivin and T. Gross, 2016, “The Effect of Pollution on Worker Productivity: Evidence from Call-Center Workers in China”, NBER Working Papers.
- (31)Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone and H. B. Li, 2013, “Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China’s Huai River Policy”, *PNAS*, Vol.110, pp.12936~12941.
- (32)Deng, X. and H. Gao, 2013, “Nonmonetary Benefits, Quality of Life and Executive Compensation”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol. 48(1), pp.197~218.
- (33)Deryugina, T., G. Heutel and N. H. Miller, 2016, “The Mortality and Medical Costs of Air Pollution: Evidence from Changes in Wind Direction”, NBER Working Papers.
- (34)Dell, M., 2010, “The Persistent Effects of Peru’s Mining Mita”, *Econometrica*, Vol. 78(6), pp.1863~1903.
- (35)Fernando, M., Aragón, Miranda, J. J. and Oliva, P., 2017, “Particulate Matter and Labor Supply: The Role of Caregiving and Non-linearities”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 86, pp.295~309.
- (36)Fu, S. H., V.B. Viard and P. Zhang, 2017, “Air Pollution and Manufacturing Firm Productivity: Nationwide Estimates for China”, SSRN Working Paper.
- (37)Hanna, R. and P. Oliva, 2015, “The Effect of Air Pollution on Mortality in China: Evidence from the 2008 Beijing Olympic Games”, *Journal of Public Economics*, Vol. 122, pp.68~79.
- (38)He, G., M. Fan and M. Zhou, 2016, “The Effect of Air Pollution on Mortality in China: Evidence from the 2008 Beijing Olympic Games”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 79, pp.18~39.
- (39)He, J., H. Liu and A. Salvo, 2016, “Severe Air Pollution and Labor Productivity: Evidence from Industrial Towns in China”, SSRN Working Paper.
- (40)Imbens, G. W. and T. Lemieux, 2007 “Regression Discontinuity Design: A Guide to Practice”, *Journal of Econometrics*, Vol. 142(2), pp.615~635.
- (41)Ito, K. and S. Zhang, 2016, “Willingness to Pay for Clean Air: Evidence from Air Purifier Markets in China”, NBER Working Papers.
- (42)Jia, R. X., 2013, “Pollution for Promotion”, NBER Working Papers.
- (43)Kenneth, Y. and M. G. Chay, 2003, “The Impact of Air Pollution on Infant Mortality: Evidence from Geographic Variation in Pollution Shocks Induced by a Recession”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118(118), pp.1121~1167.
- (44)Knittel, C. R., D. L. Miller and N. J. Sanders, 2016, “Caution, Drivers! Children Present: Traffic, Pollution and Infant Health”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 98(2), pp.350~366.
- (45)Lichter, A., N. Pestel and E. Sommer, 2017, “Productivity Effects of Air Pollution: Evidence from Professional Soccer”, *Labour Economics*, Vol. 48, pp.54~66.

(46) Pun, V. C., J. Manjourides and H. Suh, 2017, “Association of Ambient Air Pollution with Depressive and Anxiety Symptoms in Older Adults: Results from the NSHAP Study”, *Environmental Health Perspectives*, Vol. 125(3), pp.342~348.

(47) Qin, Y. and H. Zhu, 2017, “Run Away? Air Pollution and Emigration Interests in China”, *Journal of Population Economics*, Vol. 31(1), pp.1~32.

(48) Schlenker, W. and W. R. Walker, 2015, “Airports, Air Pollution and Contemporaneous Health”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 83(2), pp.768~809.

(49) Stafford, T. M., 2015, “Indoor Air Quality and Academic Performance”, *Journal of Environmental Economics & Management*, Vol. 70, pp.34~50.

(下转第119页)

附录

附表1 部分省会城市的平均PM2.5排放浓度值

年份	北京	天津	石家庄	太原	呼和浩特	沈阳	长春	哈尔滨	上海	郑州	广州
1998	27.8	47.7	36.4	28.4	21.6	30.2	24.0	25.7	47.8	56.8	32.0
1999	24.5	45.2	34.1	23.6	14.8	20.9	21.5	20.4	57.2	56.5	41.0
2000	27.4	50.7	43.7	27.2	18.0	26.0	22.6	20.4	50.9	79.4	34.7
2001	39.9	68.4	52.2	36.4	22.2	30.4	25.6	23.3	64.7	76.9	42.3
2002	50.2	79.9	76.0	45.5	29.5	45.7	40.9	32.0	81.8	102.7	56.1
2003	50.2	79.9	76.0	45.5	29.5	45.7	40.9	32.0	81.8	102.7	56.1
2004	50.2	79.9	76.0	45.5	29.5	45.7	40.9	32.0	81.8	102.7	56.1
2005	50.2	79.9	76.0	45.5	29.5	45.7	40.9	32.0	81.8	102.7	56.1
2006	56.2	89.9	78.5	48.5	29.0	43.5	38.6	32.4	76.5	96.0	50.2
2007	50.2	79.9	76.0	45.5	29.5	45.7	40.9	32.0	81.8	102.7	56.1
2008	49.7	81.2	67.2	37.3	26.3	55.5	46.3	33.9	82.3	77.7	58.1
2009	51.2	84.5	67.3	39.4	30.2	50.9	48.8	39.4	83.6	79.3	57.5
2010	44.4	75.4	64.2	38.2	29.6	51.6	47.1	37.5	75.8	91.3	50.8
2011	49.7	78.2	67.5	37.5	23.2	46.6	42.8	32.0	75.0	91.4	45.6
2012	42.6	65.9	64.7	34.5	25.1	40.5	38.3	25.6	66.1	78.1	47.0
2013	53.8	88.7	80.6	41.7	31.5	49.8	48.6	41.4	80.1	100.1	46.4

附表2 秦岭—淮河南北各0.5纬度间各城市的平均PM2.5排放浓度值

	淮安	盐城	陇南	漯河	淮北	宿州	平顶山	许昌	周口	宿迁
地区	South	South	South	South	North	North	North	North	North	North
1998年	56.7	53.0	42.5	61.3	74.3	70.2	50.1	58.3	63.7	57.5
1999年	65.3	60.3	41.8	63.9	78.1	75.5	50.3	59.8	67.2	64.1
2000年	57.2	60.1	41.0	82.4	65.4	63.3	69.5	83.8	78.0	59.3
2001年	64.4	63.4	49.9	79.3	78.1	73.6	68.2	81.8	78.0	65.5
2002年	85.5	79.1	41.9	104.8	103.2	99.5	87.8	107.0	111.3	88.7
2003年	85.5	79.1	41.9	104.8	103.2	99.5	87.8	107.0	111.3	88.7
2004年	85.5	79.1	41.9	104.8	103.2	99.5	87.8	107.0	111.3	88.7
2005年	85.5	79.1	41.9	104.8	103.2	99.5	87.8	107.0	111.3	88.7
2006年	88.4	88.8	43.3	99.0	91.9	90.7	85.8	100.9	97.7	91.3
2007年	85.5	79.1	41.9	104.8	103.2	99.5	87.8	107.0	111.3	88.7
2008年	80.9	78.1	35.9	85.3	88.4	86.0	70.1	83.5	90.6	78.8
2009年	82.9	82.0	38.7	85.5	84.2	85.6	68.7	84.2	91.9	83.1
2010年	92.2	87.8	38.1	96.9	101.0	100.0	82.8	97.2	100.4	96.1
2011年	86.1	87.7	41.4	93.5	92.5	91.9	82.3	96.9	93.9	87.4
2012年	71.6	68.9	42.6	83.2	78.4	78.5	72.6	84.1	82.8	73.9
2013年	86.4	85.5	39.1	103.1	94.5	93.3	90.2	106.0	102.3	87.0

附表3 补齐缺失变量的方法

核心变量	解释	统计年份	缺失值的处理方式
Y	工业总产值	1998~2003; 2005~2013	2004年:工业总产值=工业增加值+中间投入品-本年应交增值税。
Y _{add}	工业增加值	1998~2000; 2002~2003; 2005~2007; 2010	2004年:工业增加值=(产品销售收入+期末存货-期初存货-中间投入品+本年应交增值税);其他年份:工业增加值=工业总产值-中间投入品+本年应交增值税。
K	固定资产	1998~2013	统计数据较为完整,无需补齐。
L	从业人数	1998~2013	统计数据较为完整,无需补齐。
M	中间投入品	1998~2007	2008~2013年:中间投入品=存货-存货中的产成品+主营业务成本-主营业务应付工资总额。

附表4 改变执行变量阶数的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
Panel A:	TFP _{LP}		
north	-0.260*** (0.064)	-3.510*** (1.359)	-0.0423*** (0.007)
R-squared	0.856	0.856	0.506
Panel B:	PM2.5		
north	2.169*** (0.085)	3.395*** (0.802)	0.259*** (0.018)
R-squared	0.977	0.977	0.849
Panel C:	TFP _{LP}		
PM2.5	-0.120*** (0.029)	-1.034*** (0.481)	-0.163*** (0.032)
KP rk LM-statistic	1.068	4.583	159.015
LM P-value	(0.302)	(0.032)	(0.000)
KP rk wald F-statistic	654.086	17.901	204.859
Polynomial in Latitude	Linear	Quadratic	Quartic
Climate Controls	Y	Y	Y
Other Controls	Y	Y	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y
Observations	56813	56813	56887

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准差;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

附表5 调整空气污染指标

	(1)	(2)	(3)	(4)
样本期	2004~2013 年	2004~2013 年	2004~2013 年	2004~2013 年
Panel A:	TFP _{LP}			
AQI	-0.381*** (0.070)			
NO ₂		-1.955*** (0.730)		
PM10			-0.493*** (0.068)	
SO ₂				-0.780*** (0.151)
Panel B:	Y/L			
AQI	-4.003*** (1.116)			
NO ₂		-3.225* (1.949)		
PM10			-0.813** (0.385)	
SO ₂				-1.286** (0.617)
KP rk LM-statistic	53.805 (0.000)	8.607 (0.003)	331.357 (0.000)	40.326 (0.000)
KP rk wald F-statistic	56.334	8.383	228.869	38.712
Polynomial in Latitude	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
Climate Controls	Y	Y	Y	Y
Other Controls	Y	Y	Y	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	30956	16698	16698	16698

注:模型(1)采用2004~2013年中国84个主要城市的AQI污染指数;模型(2)~(4)采用2004~2013年24个省会城市的NO₂、PM₁₀和SO₂作为空气污染指标;括号内为以企业为聚类修正后的标准误;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

总而言之,农地制度的“三权分置”是继“两权分离”之后的重大改革,最重要的贡献在于土地要素功能得到释放,为土地集中、规模化经营提供了制度保证。改革的具体措施还在不断的探索,但其已经显示出来的发展效应表明,对中国农业的根本改造是具有里程碑意义的。

(作者单位:南京大学经济学院。责任编辑:李逸飞)

注释

①冒佩华和徐骥借助2000年和2012年的农户家庭微观调研数据,发现土地流转与农民收入增加具有显著的正效应。因此,完善“三权分置”,完善的农地经营权流转市场为基础和平台,把农地流转市场的培育作为关键任务(冒佩华、徐骥,2015)

②张晓山和国鲁来在分析安徽农地流转问题时使用了这个概念,具体方式是由乡村以适当价格统一向承包户租用,再采取各种形式经营:有的经过统一规划,建设必要的设施后,以收取承包金的形式发包给愿意承包的农户,由承包户经营;有的由集体统一经营,农户承包田间生产管理,并取得劳动报酬(张晓山、国鲁来,1998)。

③据我们在常熟蒋巷村的调查,村民2018年从村集体的分红的股权收入为人均1万元。

④马克思在《资本论》中明确认为,租地农场主购买土地的价格“是按年收益率若干倍来计算的,这不过是地租资本化的另一种表现”(《资本论》第3卷2004年版第703页)。

参考文献

- (1)洪银兴:《探寻乡村振兴之路——苏州常熟蒋巷村调研的理论思考》,《红旗文稿》,2019年第10期。
- (2)马克思:《资本论》第3卷,人民出版社,2004a年,第717~718页。
- (3)马克思:《资本论》第3卷,人民出版社,2004b年,第698页。
- (4)马克思:《资本论》第3卷,人民出版社,2004c年,第698~699页。
- (5)马克思:《资本论》第3卷,人民出版社,2004d年,第798页。
- (6)马克思:《资本论》第3卷,人民出版社,2004e年,第912页。
- (7)马克思:《资本论》第1卷,人民出版社,2004f年,第578页。
- (8)冒佩华、徐骥:《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》,《管理世界》,2015年第5期。
- (9)速水佑次郎、拉坦:《农业发展的国际分析》,中国社会科学出版社,2000年。
- (10)张晓山、国鲁来:《改革以来中国农村经济集体所有制有效实现形式探析》,《管理世界》,1998年第3期。

(上接第112页)

(50) Tang, E., J. J. Zhang and Z. Haider, 2015, “Firm Productivity, Pollution and Output: Theory and Empirical Evidence from China”, *Environmental Science and Pollution Research*, Vol. 22, pp.18040~18046.

(51) Weinmayr, G. and F. Forastiere, 2010, “Short-term Effects of PM₁₀ and NO₂ on Respiratory Health among Children with Asthma or Asthma-like Symptoms: A Systematic Review and Meta-analysis”, *Environment Health Perspect*, Vol. 118(4), pp.449~457.

(52) Zivin, J. G. and M. Neidell, 2012, “The Impact of Pollution on Worker Productivity”, *American Economic Review*, Vol. 102(7), pp. 3652~3673.

附表6 自选择问题的处理

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:	TFP_LP			
north	-0.272*** (0.064)	-3.534*** (1.360)	-3.811*** (1.251)	-4.363*** (1.648)
R-squared	0.850	0.850	0.850	0.855
Panel B:	PM2.5			
north	2.169*** (0.085)	3.395*** (0.802)	5.487*** (0.296)	0.265*** (0.018)
R-squared	0.977	0.977	0.977	0.846
Panel C:	TFP_LP			
PM2.5	-0.125*** (0.029)	-1.035** (0.479)	-0.693*** (0.241)	-0.133*** (0.032)
KP rk LM-statistic	1.068	4.584	4.584	160.208
LM P-value	0.302	0.032	0.032	0.000
KP rk wald F-statistic	650.217	18.159	342.586	211.871
Polynomial in Latitude	Linear	Quadratic	Cubic	Quartic
Climate Controls	N	Y	N	Y
Other Controls	N	Y	N	Y
Year Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Firm Fixed Effects	Y	Y	Y	Y
Observations	56426	56426	56426	56426

注:括号内为以企业为聚类修正后的标准差;同时控制企业固定效应和时间固定效应。

附表7 1998~2007年的非参数回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Bandwidth: MSE					
Panel A:	PM2.5					
First-stage	0.467*** (0.014)	0.499*** (0.015)	0.403*** (0.016)	0.509*** (0.024)	0.733*** (0.023)	0.531*** (0.017)
Panel B:	TFP_LP					
PM2.5	-0.235*** (0.043)	-0.223*** (0.045)	-0.272*** (0.044)	-0.214*** (0.054)	-0.253*** (0.057)	-0.328*** (0.041)
Bandwidth	1.994	1.545	1.905	0.617	0.362	0.898
Observations	39748	22867	39382	5225	3431	8257
	Bandwidth: CER					
Panel C:	PM2.5					
First-stage	0.549*** (0.014)	0.608*** (0.017)	0.568*** (0.016)	0.761*** (0.021)	0.674*** (0.009)	0.484*** (0.027)
Panel D:	TFP_LP					
PM2.5	-0.319*** (0.052)	-0.349*** (0.052)	-0.218*** (0.047)	-0.201*** (0.054)	-0.242*** (0.042)	-0.248*** (0.063)
Bandwidth	1.196	0.926	1.143	0.37	0.372	0.539
Kernel	Triangular	Epanechnikov	Uniform	Triangular	Epanechnikov	Uniform
Climate Controls	N	N	N	Y	Y	Y
Other Controls	N	N	N	Y	Y	Y
Observations	14143	9001	10947	3489	3489	4406

注:样本期为1998~2007年;Panel A和B报告了MSE最优带宽下的估计结果,Panel C和D则报告CER最优带宽下的回归结果;模型(1)~(3)和(4)~(6)分别报告了Triangular、Epanechnikov和Uniform等不同核估计下的非参数回归结果;括号内为稳健性标准误。