

# 空气污染与劳动生产率

——基于监狱工厂数据的实证分析

陈 帅 张丹丹\*

**摘要** 本文利用监狱服刑人员的计件工资数据分析了空气污染对劳动生产率的影响,并借助逆温现象对空气污染的外生冲击识别了两者间的因果关系。研究发现,空气污染指数(API)每增加10个单位,致使服刑人员的计件工资减少4%;空气污染与劳动生产率之间呈倒U形关系——随着污染加重,劳动生产率急剧降低。本文从劳动生产率角度拓展了对空气污染负面外部性的理解,并说明了优先控制极端污染对减轻空气污染对劳动生产率负面影响的重要性。

**关键词** 空气污染, 劳动生产率, 服刑人员

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.08

## 一、引 言

为了对空气污染治理提供政策依据,近年来关于空气污染对人力资本影响的研究呈增长态势,包括身体健康(Chen *et al.*, 2013; Ebenstein *et al.*, 2015)、精神健康(Zhang *et al.*, 2017a; Chen *et al.*, 2018)和认知能力(Zhang *et al.*, 2018)。基于这些研究,空气污染对以健康和认知水平测度的人力资本的不利影响已被证实。但由于数据和识别限制,少有研究关注空气污染对人力资本效率的影响。有效识别空气污染对劳动生产率的影响需要具备两个基本条件:一是数据方面需要有长期观察的个体层面的劳动生产信息,包括工作时长和工资等;二是识别方面需要规避“不出工”和“出工不出力”两种因素对因果识别的干扰。具体来说,当空气污染加剧时,为规避空气污染对自身的不良影响,劳动者通常存在以下选择:减少劳动供给(Hanna and Oliva, 2015; Viard and Fu, 2015),选择对身体健康影响小的职业(Borgs-

\* 陈帅,浙江大学公共管理学院、浙江大学中国农村发展研究院;张丹丹,北京大学国家发展研究院。通信作者及地址:张丹丹,北京市海淀区颐和园路5号北京大学国家发展研究院628室,100871;电话:(010)62759779;E-mail: ddzhang@nsd.pku.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金青年科学基金项目“空气污染、人口迁移及其社会经济影响——基于中国县级面板数据的实证研究”(71703149)、国家自然科学基金面上项目“新型城镇化背景下的流动人口犯罪问题研究:特征、成因及对策”(71973004)、中央高校基本科研业务费专项资金和薛兆丰研究经费的资助。本研究得到张鹏博士提供的大气逆温数据支持,在此深表感谢。当然,文责自负。

chulte and Molitor, 2016), 或者“出工不出力”(Lazear, 2000)。这些劳动者的“自选择”行为使得真实的劳动强度无法用劳动者的小时工资率来精确测度(Hanna and Oliva, 2015)。

为了解决劳动生产率测度带来的因果识别问题, 现有研究聚焦具有以下特征的工作岗位: 第一类是劳动供给弹性较低的岗位, 例如农忙时期的农业生产(Graff-Zivin and Neidell, 2012)、热线电话的接线员(Chang *et al.*, 2019), 这些岗位的共性是岗位及工时都相对固定, 工人难以因为空气污染而选择不出工或减少工作时间; 第二类是计件工资报酬的工作岗位(Chang *et al.*, 2016; He *et al.*, 2019), 与时薪制相比, 计件工资能够有效地规避“出工不出力”的道德风险(Lazear, 2000; Shi, 2010; Bandiera *et al.*, 2005)。但是, 现有文献尚未同时解决“不出工”和“出工不出力”两种“自选择”问题。

鉴于此, 本文使用监狱工厂数据, 利用服刑人员生产劳动的特殊性, 克服由于“不出工”和“出工不出力”所导致的测度难题。具体来说, 本文使用深圳某男子监狱在2004年7月至2015年8月期间所有在押服刑人员的月度计件工资记录。参加劳动生产是服刑人员在押期间的劳动改造方式。在监狱严格的生产管理下, 服刑人员不能自主选择工种和是否上工, 这个特征可以有效排除劳动供给的“自选择”问题。此外, 该监狱采用的计件工资测算方式可以有效地规避“出工不出力”的问题。在给定服刑人员所属监区、上工年月及其工种的前提下, 月度计件工资可以作为劳动生产率的直接测度。

在准确度量劳动生产率的基础上, 识别空气污染对劳动生产率的因果影响还面临内生性问题的挑战。例如, 当地的经济结构调整、制造业产品的市场需求变化等短期冲击, 可能既与空气污染程度相关、又与生产合同的订单期限有关, 从而改变了服刑人员的劳动生产率; 此外, 空气污染影响还可能通过损害服刑人员的健康状况而对劳动生产率产生影响, 由于数据中缺乏对服刑人员短期健康状况变化的监测, 存在遗漏变量问题。此外, 有研究发现中国个别城市的空气污染指数(API)存在人为操纵的可能(Chen *et al.*, 2012; Ghanem and Zhang, 2014)。本文借鉴已有文献(Jans *et al.*, 2014; Arceo *et al.*, 2016; Chen *et al.*, 2017, 2018; Fu *et al.*, 2017; Hicks *et al.*, 2017), 利用大气逆温现象对空气污染的外生冲击来识别空气污染与劳动生产率之间的因果关系。

本文的研究结果显示, 空气污染指数(API)每上升10个单位, 服刑人员的月度计件工资显著地减少4%。空气污染对劳动生产率的负面影响在不同人群之间存在异质性——更年长和更年幼群体的劳动力对空气污染的反应较中等年龄层的劳动力更为敏感; 高教育程度劳动力受空气污染的影响程度比低教育程度的劳动力更为明显。此外, 本文还借鉴Graff-Zivin and Neidell (2012)和Chang *et al.* (2016)的做法, 将日值API转化为一组API区间

段的月累计天数变量，从而揭示出空气污染与劳动生产率之间存在着显著的倒U形非线性关系——随着空气污染不断加重，劳动生产率将加速降低。这意味着，优先缓解极端的空气污染能更为有效地减少空气污染对劳动生产率的负面影响。

本文的贡献主要有以下几个方面。首先，本文首次利用监狱服刑人员生产活动的特殊性有效地避免了现有研究中劳动供给的“自选择”问题，从而准确地测度了劳动生产率。其次，现有文献主要关注美国等空气质量相对较好的地区，本文聚焦空气污染相对严重的中国特大城市，探索在相对严重的空气污染条件下，体力劳动者劳动生产率的受损情况。最后，本文的研究结论可以一般化到从事制造业的普通蓝领工人，他们占生产工人中相当大的比重，其劳动强度大、工作环境也缺乏有效的防护，极易受到空气污染的危害，本文强调了对这一群体劳动者的关注和保护。

本文的结构安排如下：第二部分是文献综述，第三部分讨论本文的实证策略，第四部分介绍数据来源、变量构造及统计描述，第五部分汇总实证研究的基准结果、异质性分析和非线性关系讨论，最后一部分给出研究结论和政策建议。

## 二、文献综述

截至目前，下述几篇研究关注了空气污染对劳动生产率的影响。Graff-Zivin and Neidell (2012) 考察了臭氧污染对美国农民劳动生产率的因果影响。研究发现，每10单位(ppb)的臭氧增量显著地降低了美国农民5.5%的劳动生产率。该研究利用农忙时期进行实证分析，由于在农忙时期农民的劳动供给弹性相对较低，从而一定程度上削弱劳动参与不足所导致的劳动供给“自选择”问题。但是，美国农民的工资由“基本工资”和“计件工资”两部分构成，由于基本工资与劳动强度并没有直接关系且占到农民全部工资的相当比重，因而在使用全部工资来测度劳动生产率时，仍然存在“出工不出力”的劳动强度“自选择”问题，从而低估空气污染对劳动生产率的负面影响(Hanna and Oliva, 2015)。

Chang *et al.* (2019) 使用携程网上海总部的客服电话接线员数据，考察了空气污染对电话接线员劳动生产率的影响。由于严格的管理制度，电话接线员不能因为空气污染而选择不上班；加之热线电话来自全国各地，上海地区的空气污染不会影响热线电话的打入数量。因此可以利用电话接线员接电话的次数来测量其劳动生产率。研究发现，API每增加10个单位导致接线员少接听0.35%的热线电话；接听数量的减少主要是由于每两次接听电话之间的间隔时间更久，而并非是每次接听电话的持续时间更长所致。研究还发现，当API超过100时，空气污染对劳动生产率的负面影响急剧增大，这提供了

非线性影响的实证依据。但由于电话接线员的薪水<sup>1</sup>与其接电话的次数不直接相关；在给定劳动收入的情况下，空气污染所导致的接线员少接听电话或拉长接听间隔正好说明了接线员为应对空气污染而“出工不出力”，因而无法有效说明空气污染导致了劳动者劳动生产率的下降。

为了更好地测度劳动生产率，Chang *et al.* (2016) 利用美国北加州地区梨包装厂工人的计件工资数据，考察了 PM<sub>2.5</sub> 对包装工人的劳动生产率的影响。由于包装工人的工资完全源自包装封箱后的计件报酬，该数据可以有效地测度劳动生产率，排除了劳动者“出工不出力”的道德风险问题。研究发现，每 10 单位 ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ) 的 PM<sub>2.5</sub> 增加导致包装工人的计件工资减少 6%；而且这个影响要在 PM<sub>2.5</sub> 超过  $15\mu\text{g}/\text{m}^3$  才会显现出来，这揭示了空气污染对劳动力生产率非线性影响的存在。其主要不足在于，即便计件工资可以控制“出工不出力”，但却无法完全排除劳动力在空气污染情况下“不出工”的情况，因而仍可能低估了空气污染对劳动生产率的负向影响。

He *et al.* (2019) 选择了中国江苏省和河南省的两个制造业工厂作为观察点，利用大气的综合流通条件对空气污染的外生冲击，考察自 2014 年 9 月到 2015 年 9 月期间 PM<sub>2.5</sub> 变化对 126 名制造业工人劳动生产率的影响。研究发现，仅当 PM<sub>2.5</sub> 增加  $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ ，且持续时间超过 25 天时，才会对工人劳动力生产率造成显著的负面影响，但数值上也只导致制造业工人的日产出下降 1%。他们的研究使用工人的计件工资来衡量劳动生产率，并在一段时间内（一年）跟踪监测了工人的工作，利用工人层面的面板数据去除个体不随时间变化的特征。但是，该研究没有考虑污染对劳动参与决定的影响，“不出工”问题仍然存在。

Archsmith *et al.* (2018) 的研究关注短期暴露在空气污染中对高技术劳动力劳动生产率的影响。他们通过对美国垒球裁判员的判断力的重复观察发现，空气污染确实会使得裁判员做出错误裁判的可能性显著上升。其研究另辟蹊径，利用裁判失误率作为对劳动生产率的衡量，但是该研究关注特殊行业且主要关注具有专业技能的劳动者，因此其结论无法对空气污染对普通低技能劳动力群体的影响给出建议。

在现有文献基础上，本文关注空气污染相对严重的中国深圳地区，聚焦可能受空气污染影响较大且缺乏劳动保护的蓝领工人，试图分析在相对严重的空气污染情况下，体力劳动力的劳动生产率受损情况。本文使用监狱工厂数据，由于服刑人员必须接受劳动改造，严格服从监狱的安排和分工，无法自主选择是否出勤以及工种，从而解决了“不出工”问题；同时本文使用服刑人员的计件工资度量劳动生产率，还有效地排除了“出工不出力”的问题。此外，现有文献没有考虑空气污染还会通过健康渠道影响劳动生产率，本文

<sup>1</sup> 客服完成接线之后，默认好评，只要客服不被顾客投诉，电话接线员的工资就完全取决于其出勤率。

借鉴逆温作为空气污染的工具变量，排除了观察不到的健康状况的影响，也同时处理了其他的内生性，识别了空气污染和劳动力生产率之间的因果关系。与文献一致，本文也分析了空气污染和劳动生产率之间的非线性关系，了解随着空气污染的加剧劳动力生产率下降的幅度变化。进一步地，本文分劳动者的工种、年龄及教育程度分析空气污染对各类劳动者劳动生产率的影响差异，寻找对空气污染影响最敏感的群体。

### 三、实证分析框架

本文实证研究旨在识别出空气污染对劳动生产率的边际因果影响。大气逆温现象被广泛地证实为是空气污染的一个外生冲击 (Jans *et al.*, 2014; Arceo *et al.*, 2016; Chen *et al.*, 2017, 2018; Fu *et al.*, 2017; Hicks *et al.*, 2017)。一般情况下，大气温度随着高度增加而下降。可是，在某些天气条件下，地面上空的大气结构会出现气温随高度增加而升高的反常现象，气象学称之为“逆温”。逆温是自然形成的大气现象<sup>2</sup>，不管是何种原因形成的逆温，都会阻碍空气的垂直对流，妨碍污染物扩散，近地面空气污染势必加重。特别是，在目前的技术条件下，人为制造逆温暂时没有可能。

由此可见，逆温直接加重了空气污染，但与其他社会的经济活动相独立。也就是说，如果逆温会影响到劳动生产率，也只会通过改变空气污染水平这个唯一的传导渠道。特别要指出的是，逆温是在某些综合天气条件下、在特殊的地理区域内出现的大气现象，因而逆温势必与天气条件、特别是温度高度相关，而气象条件同时也影响到劳动生产率 (Burke *et al.*, 2015; Graff-Zivin and Neidell, 2014)。因此，使用逆温作为空气污染的工具变量时，还必须要控制并剥离气象因素的共同影响 (Arceo *et al.*, 2016)。鉴于逆温能够满足作为空气污染的工具变量的排除性限制 (Imbens and Angrist, 1994)，本文构造工具变量 (IV) 的实证策略，设定如下两阶段最小二乘回归 (2SLS)。

$$\log(Wage_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 P_t + g(T_t) + f(W_t) + \theta_i + g(t) + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 I_t + g(T_t) + f(W_t) + \theta_i + g(t) + \varphi_{i,t}. \quad (2)$$

式 (1) 和式 (2) 中下标  $i$  和  $t$  分别表示服刑人员和时间，由于服刑人员的计件工资按月发放，因而实证模型的时间  $t$  也对应到两次发放月度工资期间的月度层面<sup>3</sup>。式 (1) 对应两阶段最小二乘的第二阶段估计，是实证研究关注的主回归方程，考察空气污染  $P_t$  对计件工资  $Wage_{i,t}$  的边际影响，工资取对数形式是为了将系数转化为百分比解释。式 (2) 对应两阶段最小二乘的

<sup>2</sup> 参见 <https://baike.baidu.com/item/%E9%80%86%E6%B8%A9/521701?fr=aladdin>, 访问日期: 2018年1月29日。

<sup>3</sup> 服刑人员的劳动工资按月发放，每月初统一发放前一个月的计件工资，因此本文的时间  $t$  全部统一到发放工资的前一个月，包括空气污染、气象条件和逆温等所有带有下标  $t$  的变量 (集)。

第一阶段估计,考察发生逆温现象的月度累计次数  $I_t$  对月均空气污染水平  $P_t$  的影响。式(1)和式(2)中必须同时控制的气温条件  $g(T_t)$ ,即一个月内不同温度区间段(例如每  $1^\circ\text{C}$  温度区间)累计出现的天数;其他气象条件  $f(W_t)$  表示月度的各类气象要素及其非线性组合,包括不同相对湿度段的月累计天数,以及降水总量、日照时长、平均风速的一次项和平方项组合。 $\theta_i$  代表个体固定效应,用于去除服刑人员之间的固有差异; $g(t)$  表征时间固定效应,包括年份虚拟变量和月度虚拟变量。

实证研究关注估计系数  $\beta_1$ ,其经济意义为:空气污染每增加1个单位,对服刑人员计件工资(即劳动生产率)的百分比影响。一旦逆温作为工具变量的有效性得到验证,那么  $\beta_1$  的边际影响就能够被解释成因果关系。

## 四、数据来源与变量构造

### (一) 数据来源与变量构造

#### 1. 劳动生产率

本研究采用深圳某男子监狱的工厂生产数据,包含了2004年7月至2015年8月期间每个服刑人员按月发放的计件工资信息以及其他与生产相关的个人信息,包括服刑人员所在监区、从事工种、年龄、受教育年限等。

该监狱承接社会上的制造业产品订单(如服装加工、USB接口制造等),并以监区为单位安排生产线组织生产活动,在给定的合同期内完成给定的订单任务。服刑人员被分配到“管理后勤岗”和“生产岗”两大类工作岗位。由于“管理后勤岗”对劳动技能有一定的要求,如会计、计算机知识等,仅有不到3%的服刑人员从事管理后勤岗工作。

服刑人员必须服从监狱的分工安排,被分配到特定的生产岗位进行劳动改造,除非身体不适或特殊情况,不能自主选择是否出工,也不能随意更换自己的工种。对于服刑人员群体来说,监狱提供他们的基本食宿,劳动收入是其在监狱内其他日常开销(如日用品、食品、香烟等)的重要保障。不仅如此,服刑人员的劳动表现与减刑和刑期内的各种奖励也直接相关。因此,服刑人员在提高收入和获得减刑机会的激励下,会积极地投入生产活动。

服刑人员的劳动工资均采用计件工资的形式按月发放,直接反映其劳动生产率。图1(A)描述了2004年7月至2015年8月,以月为单位计算在押服刑人员数量和平均的月计件工资水平。可以看到,11年间参与生产活动的服刑人员呈明显增长趋势,同时平均的名义工资也持续增长;到2015年,平均月工资水平超过100元/月。服刑人员个体间存在较大的工资差距,不同的计件工资收入实际上反映了该服刑人员自主地选择了不同的劳动强度。图1(B)描述了所有月份所有服刑人员的月计件工资的分布,人均月度计件工资

的均值为 68.26 元，但个体工资差异很大，分布具有明显的长尾特征，说明绝大部分月度计件工资水平分布在较低的水平上。

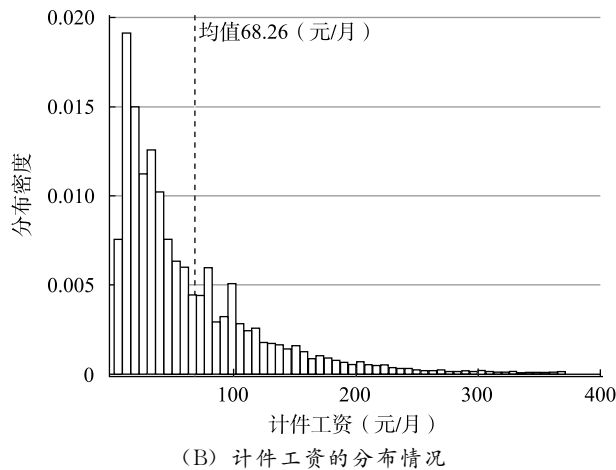
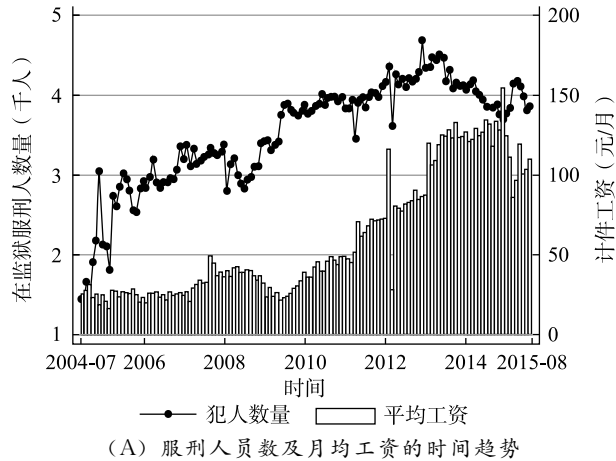


图 1 服刑人员及其计件工资情况

注：图 (A) 描述了深圳某男子监狱 2004 年 7 月至 2015 年 8 月期间的月度在押服刑人员数量及其月均计件工资的时间趋势；图 (B) 是计件工资 (元/月) 的直方图，描述其分布密度。为集中显示计件工资的分布变化，图 (B) 的横轴截取到计件工资 99% 的百分位水平。

## 2. 空气污染

本研究使用的空气污染数据源于中国环境监测总站每天发布的城市空气质量日报中深圳市的空气污染指数 (API)<sup>4</sup>。2013 年以前，API 是可吸入颗粒物 (PM<sub>10</sub>)、二氧化硫 (SO<sub>2</sub>) 和二氧化氮 (NO<sub>2</sub>) 三种污染物的综合指标。2013 年以后，空气污染指数 (API) 更名为空气质量指数 (AQI)，其涵盖的空气污染物拓展到了六种 (可吸入颗粒物 PM<sub>10</sub> 则进一步区分为 PM<sub>2.5</sub> 和

<sup>4</sup> 空气污染指数 API 介于 0—500 之间，其详细等级参见官网 <http://www.cnemc.cn/cskqzlrbsb2092932.jhtml>，访问日期：2018 年 1 月 29 日。

PM<sub>10</sub>，并额外加入了臭氧 O<sub>3</sub> 和一氧化碳 CO)。为确保 API 前后的一致性，本文利用可吸入颗粒物 (PM<sub>10</sub>)、二氧化硫 (SO<sub>2</sub>) 和二氧化氮 (NO<sub>2</sub>) 三种污染物，重新计算了 2013 年以后的 API<sup>5</sup>。后续稳健性检验发现，即便不统一 API 的前后标准，本文的结果依然稳健。

### 3. 逆温次数

本文使用逆温出现的频率 (月度累计次数) 作为空气污染的工具变量。逆温数据源于美国国家航空航天局 (NASA) 的 MERRA-2 卫星图片产品<sup>6</sup>。MERRA-2 卫星图片是全球范围的空间栅格数据，栅格精度约为 50km×60km，该产品提供了 1980 年以来，从海平面以上 42 个不同的高空层每 6 小时的平均气温信息。本文首先将深圳市所覆盖的全部栅格气温数据进行平均，然后判断逆温现象的发生，并累计其次数。

正常情况下，近地面气温高于高空层气温，此时没有发生逆温现象；但若某个时候出现近地面第一层的气温小于第二层的气温的情况，则标记为发生了 1 次逆温现象。由于 MERRA-2 卫星数据提供了每 6 小时的平均气温，1 天 24 小时就可以判断 4 次逆温现象，也就是说，每天 24 小时会出现 0—4 次逆温现象。为了统一判断标准、最大限度地削弱判断误差，本文定义某一天是否发生逆温为，当天的 4 次判断都发生了逆温现象。图 2 比较了本文研究时段内，深圳的月均空气污染指数与逆温累计次数的时间趋势，两者显现高度的正相关性，与文献和本文的预期一致。

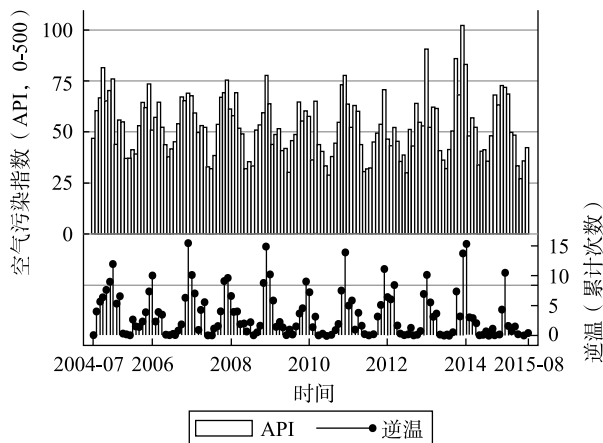


图 2 深圳市逆温次数与空气污染的时间趋势

注：图形上半部分描述了深圳市 2004 年 7 月至 2015 年 8 月期间的月均空气污染指数，对应左纵坐标的 API 值；下半部分描述了同期深圳市的月度逆温累计次数，对应右纵坐标。

<sup>5</sup> 计算公式参见环境空气质量指数 (AQI) 技术规范 (HJ 633—2012)，[http://www.cnemc.cn/jcgf/dqhj/201706/t20170606\\_647274.shtml](http://www.cnemc.cn/jcgf/dqhj/201706/t20170606_647274.shtml)，访问日期：2017 年 6 月 6 日。

<sup>6</sup> 本文使用 M2I6NPANA 产品的 5.12.4 版本。MERRA-2 卫星图片可以从 NASA 官网链接 (<https://disc.gsfc.nasa.gov/datasets?keywords=MERRA-2&page=1>) 查看并下载。



#### 4. 气象站点监测数据

本文气象数据源自“国家气象科学数据共享服务平台”提供的气象站点日值监测，采用其中的“中国地面气候资料日值数据集（V3.0）”产品<sup>7</sup>。该数据提供了每天的温度、降水量、相对湿度、日照时长、气压和风速变量。为了充分体现各类气象要素的非线性影响，本文参考 Arceo *et al.*（2016）和 Chang *et al.*（2019），将气温变量定义为每个温度水平的月度累计天数、相对湿度定义为每 10% 的相对湿度水平的月度累计天数，降水量、日照时长、气压和风速分别控制其一次项及平方项。本文后续分析发现，不同形式的气候变量设定不会改变本文的研究结论。

#### （二）变量统计描述

表 1 汇总了本文实证研究的全部变量统计描述。本文使用服刑人员的月度计件工资衡量其劳动生产率，因而劳动生产率的变量结构是“个人—月度”面板数据。由于从事管理后勤岗位的服刑人员不会直接（或较少）地暴露于室外空气污染，因而区分工种将对本文后续的实证分析有额外的帮助。如表 1 所示，管理后勤岗通常需要服刑人员具备某些特殊的劳动技能，其平均工资（103.5 元/月）也高于普通生产岗。

由于计件工资是月度数据，本文将日值空气污染、逆温和所有气象变量也平衡到月度层面：空气污染变量为月均 API 水平，逆温为月累计发生次数，气象变量分别为月均温度、月总降水量、月均日照时长、月均相对湿度和月均平均风速。本文后续的实证研究将平均温度转化为每 1℃ 温度区间段在一个月内的累计天数，这种设定形式实际上是允许了任意关系的非线性影响；类似地，相对湿度也转化为每 5% 的相对湿度区间段在一个月内的累计天数（参见附录 1）；其他气象条件变量则同时控制住其一次项和二次项。

表 1 变量统计描述

变量标识	变量定义（单位）	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
<b>劳动生产率</b>						
<i>Wage</i>	计件工资（元/月）	68.26	97.90	2.00	3 310	408 565
<i>WageAdmin</i>	其中：管理与后勤岗	103.5	102.7	4.00	3 310	23 830
<i>WageProd</i>	其中：生产岗位	66.08	97.17	2.00	370.5	384 735
<b>空气污染</b>						
API	空气污染指数（0—500）	53.22	15.91	27.13	102.8	408 565
<b>大气逆温</b>						
<i>Inversion</i>	逆温现象（次/月）	3.26	3.85	0.00	15.67	408 565

<sup>7</sup> 参见中国气象数据共享网（<http://data.cma.cn/>）。

(续表)

变量标识	变量定义(单位)	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
<b>气象条件</b>						
$T_{ave}$	平均温度(摄氏度)	23.28	5.06	12.04	29.65	408 565
$Rainfall$	降水总量(毫米)	4.87	5.43	0.00	46.51	408 565
$Solar\ duration$	日照时长(小时/天)	5.22	1.66	1.28	9.51	408 565
$Humidity$	相对湿度(%)	72.66	8.05	50.48	85.81	408 565
$Wind\ force$	平均风速(米/秒)	2.25	0.25	1.67	2.87	408 565

注:数据时间跨度从2004年7月至2015年8月,样本观测总量为408 565,对应21 886个服刑人员,其中从事管理后勤岗617人、从事生产岗21 269人。逆温现象为月度累计发生逆温的次数,原始数据每4小时判断一次。每1℃温度区间段与每5%的相对湿度区间段的月累积天数参见附录1。

## 五、实证结果

### (一) 空气污染对劳动生产率的影响

#### 1. OLS 回归结果

表2报告了回归模型式(1)的OLS估计结果。表2第(1)—(5)列依次加入个体固定效应、温度区间段、其他气象因素以及时间固定效应。OLS的估计结果依赖于对控制变量的选择,第(3)—(5)列显示,一旦控制温度因素之后,空气污染与劳动生产率之间的负向相关关系趋于稳定。

表2 空气污染对劳动生产率的影响(OLS估计)

被解释变量	计件工资的对数: $\log(wage)$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
空气污染指数(API)	0.0013*** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)	-0.0022*** (0.0001)	-0.0017** (0.0005)	-0.0016*** (0.0004)
拟合优度( $R^2$ )	0.5541	0.7121	0.9077	0.9604	0.9607
个体固定效应( $\theta_i$ )	否	是	是	是	是
温度区间段( $T_{i,t}$ )	否	否	是	是	是
其他气象变量( $W_{i,t}$ )	否	否	否	是	是
时间固定效应( $g(t)$ )	否	否	否	否	是

注:回归样本量均为408 565,对应21 886个服刑人员数。温度区间段与其他气象变量的定义参见本文变量统计描述部分,时间固定效应包括年份固定效应和月度固定效应。括号内是异方差稳健标准误,\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

## 2. IV 回归结果

鉴于 OLS 存在内生性问题，本文采用逆温次数作为空气污染指数的工具变量，进行两阶段最小二乘估计 (2SLS)。第一阶段考察逆温次数对空气污染指数的影响，回归结果见表 3。表 3 中的第 (1) — (5) 列的回归方案与表 2 对应，结果一致表明，逆温与空气污染高度正相关，第一阶段回归的  $F$  统计量显示出工具变量的强有效性。

表 3 逆温对空气污染的影响 (2SLS 第一阶段估计结果)

被解释变量	空气污染指数：API				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
逆温 ( <i>Inversion</i> )	2.8121*** (0.0037)	2.8202*** (0.0038)	0.7547*** (0.0050)	0.5246*** (0.0040)	0.4897*** (0.0038)
拟合优度 ( $R^2$ )	0.5478	0.5540	0.7111	0.9073	0.9600
第一阶段 $F$ 统计量	136.8	42.44	344.9	120.4	127.3
个体固定效应 ( $\theta_i$ )	否	是	是	是	是
温度区间段 ( $T_{i,t}$ )	否	否	是	是	是
其他气象变量 ( $W_{i,t}$ )	否	否	否	是	是
时间固定效应 ( $g(t)$ )	否	否	否	否	是

注：回归样本量均为 408 565。温度区间段与其他气象变量的定义参见本文变量统计描述部分，时间固定效应包括年份固定效应和月度固定效应。括号内是异方差稳健标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

第二阶段考察了空气污染指数对计件工资的百分比边际影响，结果见表 4。表 4 中第 (1) — (5) 列的回归方案与表 2 和表 3 严格对应，其中第 (5) 列的结果基于最完整的变量控制方案，因而是本文最偏好的基准结果。第 (5) 列显示，空气污染指数对计件工资对数的影响系数为  $-0.0041$ ，在 5% 的统计水平上显著，其经济含义是：空气污染指数 (API) 每增加 10 个单位，导致服刑人员的平均计件工资 (因而劳动生产率) 降低 4%；在有效的工具变量克服了内生性之后，该边际影响解释为因果影响。进一步拓展这个基准结果的经济含义，其弹性解释为，空气污染降低服刑人员的劳动生产率的弹性为 0.22 ( $0.41 \times 53.2/100$ )；其标准差变化解释为，空气污染每增加 1 个标准差 (15.91)，服刑人员的劳动生产率随之降低 6% ( $15.91 \times 0.4\%$ )；此外，由于深圳 API 均值为 53.22 (见表 1)，这意味着，空气污染总共导致了服刑人员 21.3% ( $53.22 \times 0.4\%$ ) 的劳动生产率损失。

表4 空气污染对劳动生产率的影响(2SLS第二阶段估计结果)

被解释变量	计件工资的对数: $\log(wage)$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
空气污染指数(API)	-0.0054*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0052*** (0.0013)	-0.0046*** (0.0015)	-0.0041** (0.0018)
第一阶段F统计量	136.8	42.44	344.9	120.4	127.3
个体固定效应( $\theta_i$ )	否	是	是	是	是
温度区间段( $T_{i,t}$ )	否	否	是	是	是
其他气象变量( $W_{i,t}$ )	否	否	否	是	是
时间固定效应( $g(t)$ )	否	否	否	否	是

注:回归样本量均为408565,对应21886个服刑人员数。温度区间段与其他气象变量的定义参见本文变量统计描述部分,时间固定效应包括年份固定效应和月度固定效应。括号内是异方差稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

进一步地,本文从四个方面检验了基准回归结果的稳健性,包括:检验关键解释变量空气污染的衡量、检验工具变量的稳定性、检验气象变量的设定形式和检验标准误的稳定性。<sup>8</sup>

### 3. OLS与IV结果的比较

对比表4和表2可知,OLS低估了2.6倍(0.0041/0.0016)的实际影响,说明遗漏变量或测量误差导致了真实的边际影响被低估。为了便于分析OLS偏误的原因和方向,本文设定如下两式进行判断:

$$\log(Wage_{i,t}) = \theta_0 + \theta_1 P_t + \theta_2 O_{i,t} + g(T_t) + f(W_t) + \theta_i + g(t) + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

$$\hat{P}_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_t + \gamma_2 O_{i,t} + \nu_{i,t}. \quad (4)$$

式(3)和式(4)中额外设定的 $O_{i,t}$ 项,符合遗漏变量的定义—— $O_{i,t}$ 既与空气污染 $P_t$ 相关(体现为式(4)中 $\gamma_2 \neq 0$ ),又影响到劳动生产率 $\log(Wage_{i,t})$ (体现为式(3)中 $\theta_2 \neq 0$ );同时, $O_{i,t}$ 项还可以解释为 $P_t$ 的测量误差,真实的污染水平 $\hat{P}_t$ 由式(4)描述。遗漏变量或测量误差的偏误方向由 $\theta_2$ 和 $\gamma_2$ 共同决定,偏误方向为 $\theta_2 \times \gamma_2$ 。

结合回归方程式(3)和式(4)的设定,本文发现OLS产生低估的主要原因有以下两个方面:第一,如果OLS偏误源于遗漏变量 $O_{i,t}$ ,例如短期的外部宏观经济冲击,它一定程度上与污染高度正相关( $\gamma_2 > 0$ ),另外也会加大订单的密度从而提高服刑人员的生产效率( $\theta_2 > 0$ ),那么,外部宏观经

<sup>8</sup> 限于发表篇幅,此处将稳健性检验部分移除,不影响文章的逻辑和结论。感兴趣的读者可向作者索要。

济冲击影响的遗漏会导致污染对劳动生产率的负向影响被低估 ( $\theta_2 \times \gamma_2 > 0$ , 往0偏); 第二, 如果 OLS 偏误源于主要解释变量的测量误差, 例如空气污染  $P_i$  被低报, 存在测量误差问题同样致使污染对劳动生产率的影响被低估。

## (二) 异质性分析

进一步地, 本文利用监狱服刑人员的分工和个人基本信息对基准结果进行异质性分析。表5第(2) — (3)列根据服刑人员的工种划分子样本执行IV估计, 结果表明, 由于管理后勤岗不直接暴露在室外, 空气污染降低劳动生产率主要是源于从事生产岗位的服刑人员。

表5 空气污染对劳动生产率的影响 (2SLS 异质性分析: 工种)

被解释变量	计件工资的对数: $\log(wage)$		
	基准结果	服刑人员工种	
	全部岗位 (1)	管理后勤 (2)	生产岗 (3)
API	-0.0041** (0.0018)	0.0082 (0.0226)	-0.0055*** (0.0019)
第一阶段 F 统计量	127.3	172.2	175.7
样本量	408 565	23 830	384 735
服刑人员人数	21 886	617	21 269
工资均值 [标准差]	62.3 [97.9]	103.5 [102.7]	66.1 [97.2]

注: 表中所有回归的IV选择、模型设定以及控制变量(气象条件、固定效应)均与基准回归(表4第(5)列)保持一致。括号内是异方差稳健标准误, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

表6中A部分报告了基于服刑人员年龄段划分的子样本的回归结果, B部分汇总了根据服刑人员捕前教育程度划分的子样本的回归结果。由于服刑人员的年龄和教育程度(或具有某些特殊技能)可能决定其被分配到管理后勤岗位, 表6的回归样本全部使用从事生产岗位的服刑人员样本。<sup>9</sup>

表6 空气污染对劳动生产率的影响 (2SLS 异质性分析: 年龄与教育)

被解释变量	计件工资的对数: $\log(wage)$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. 划分年龄段	[18—20]	(20—30)	(30—40)	(40—50)	(50—59)
空气污染指数 (API)	-0.0208*** (0.0045)	-0.0177*** (0.0033)	-0.0057** (0.0026)	-0.0115** (0.0047)	-0.1069*** (0.0302)

<sup>9</sup> 表6的回归样本事实上只排除了21 886个服刑人员中617个从事管理后勤岗的服刑人员样本。即便使用全部服刑人员的样本进行回归, 表6的所有结论仍然成立。

(续表)

被解释变量	计件工资的对数: $\log(wage)$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
第一阶段 $F$ 统计量	53.97	490.7	439.8	186.9	40.47
样本量	3 309	154 355	144 012	61 767	21 292
服刑人员人数	221	7 667	7 882	3 324	2 175
工资均值 [标准差]	92.5 [79.8]	73.5 [81.7]	62.1 [72.9]	56.8 [67.9]	64.2 [265.9]
B. 捕前教育程度	小学以下	小学	初中	高中	大学及以上
空气污染指数 (API)	-0.0174 (0.0125)	-0.0079*** (0.0025)	-0.0106** (0.0047)	-0.0117*** (0.0033)	-0.0297** (0.0133)
第一阶段 $F$ 统计量	17.58	330.9	653.1	115.2	32.30
样本量	6 288	104 231	212 932	40 127	12 671
服刑人员人数	365	5 500	11 088	2 191	664
工资均值 [标准差]	44.6 [52.5]	64.9 [72.8]	67.8 [78.6]	59.5 [72.1]	59.6 [74.0]

注:表中所有的回归全部基于从事生产岗位的服刑人员样本。A和B两部分分别表示根据不同标准划分的子样本的回归结果;表中各列的回归模型设定,包括控制变量、固定效应以及工具选择均与本文基准回归保持一致。括号内是异方差稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

比较表 6A 部分第 (1) — (5) 列可以发现,空气污染对年龄偏大的 (50 岁以上) 以及相对年轻的 (18—20 岁) 服刑人员群体的劳动生产率的影响更加突出,对于壮年人群的边际影响相对较小。由于服刑人员必须是成年人,本文无法检测污染对青少年的影响,也没有足够的老年人样本观测;即便如此,表 6A 部分的发现仍然可以用不同年龄段人群的身体对空气污染的反映差异来解释:很多文献也证实 (例如 Currie and Neidell, 2005; Arceo *et al.*, 2016; Neidell, 2004), 暴露于空气污染中, 年长和年幼的人群会更加敏感。

表 6B 部分第 (1) — (5) 列的估计系数及其显著性表明,空气污染对高教育程度人群的劳动生产率的影响更大。有研究证实,高教育程度的人群由于其对污染危害的认识更加深刻,或应对污染有更多的选择等原因,他们对空气污染的反应会更为敏感,边际支付意愿也更高 (Borgschulte and Molitor, 2016; Chen *et al.*, 2017)。

### (三) 非线性关系检测

文献中通过构造一系列污染区间的累计天数变量来反映任意的非线性关系 (例如 Graff-Zivin and Neidell, 2012), 本文也将每天的空气污染指数 (API) 转化为每 10 个单位的 API 区间段在一个月中的累计天数 (变量统计描述参见本文附录 2), 回归模型转化为式 (5)。

$$\log(Wage_{i,t}) = \gamma_0 + \sum_K \gamma_k \times Pbin_{k,t} + g(T_{i,t}) + f(W_{i,t}) + \theta_i + g(t) + \epsilon_{i,t}, \tag{5}$$

其中所有变量的定义、控制变量组合与固定效应均与式 (1) 设定一致，不同之处在于，月均空气污染转化成了  $k$  个污染区间段的月累计天数  $Pbin_{k,t}$ ，实证关注一系列估计系数所组成的向量  $\gamma_k$ 。对任何一个月  $t$  来说，所有污染区间段的月累计天数之和  $\sum_K Pbin_{k,t}$  都固定地等于当月的实际天数，因此所有污染区间段全部进入回归将导致完全共线性。鉴于 API 小于 50 是空气质量优 (I 级) 的界定标准，本文将 API 小于 50 的月累计天数作为基准组排除在回归变量之外，其余的每个污染区间段的估计系数  $\gamma_k$  的经济意义都解释为其与基准组 (API<50) 之间的影响差异。

回归模型 (5) 的识别受到技术限制：单个内生的空气污染变量  $P_i$  需要借助逆温  $I_i$  作为工具变量才能识别出因果关系  $\beta_1$ ，若模型中加入一系列空气污染区间段的月累计天数  $\sum_K Pbin_{k,t}$  以反映非线性关系，那么这一系列污染变量也都是内生变量，需要额外的工具变量加以识别。在现有技术条件无法识别所有  $\sum_K Pbin_{k,t}$  的情况下，基于两个理由，本文使用 OLS 估计式 (5)：第一，比较表 1 和表 3 可知，在详尽控制气象条件的前提下，尽管 OLS 低估了真实的边际影响，但与 IV 的估计方向和显著性均高度一致；第二，基于第一个观察，即便 OLS 估计式 (5) 所得到的  $\gamma_k$  确实低估了真实影响，但其估计方向、特别是  $\gamma_k$  之间的相互比较关系，仍然能够揭示出非线性关系特征，而  $\gamma_k$  之间的相对变化正是实证所关注的证据。模型 (5) 的 OLS 回归结果由图 3 显示。

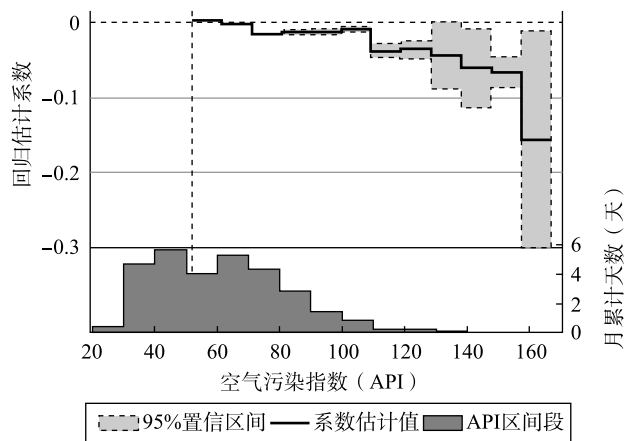


图 3 基于 API 区间的 OLS 估计

注：图形下半部分描述了空气污染区间段的月累计天数，本文以每 10 个单位的 API 划分每天的空气污染区间段，然后对每个 API 区间段出现的天数进行月度加总。图形上半部分对应每个污染区间段对件工资的 OLS 估计系数，灰色阴影是估计系数的 95% 的置信区间。API 小于 50 的区间段被设定为基准组，不进入回归模型；其他污染区间段的估计系数都解释为与基准组的比较关系。

图3是OLS回归的图示,下半部分是 $k$ 个解释变量 $\sum_K Pbin_{k,t}$ ,上半部分是 $\sum_K Pbin_{k,t}$ 对 $\log(Wage_{i,t})$ 回归的 $k$ 个估计系数 $\gamma_k$ 及其置信区间。每个 $\gamma_k$ 的精确含义是:第 $k$ 个污染区间段的月累计天数每增加1天,对劳动生产率的相对边际影响;而 $\gamma_k$ 的系数大小是相对于基准区间段( $API < 50$ )的影响差异,不是其绝对影响。由于每个 $\gamma_k$ 都是其与基准污染区间段( $API < 50$ )的影响差异,因此各个 $\gamma_k$ 之间可以直接相互比较。 $\gamma_k$ 的估计结果显示,随着空气质量变差,其对劳动生产率的负面影响也随之加剧,空气污染与劳动生产率之间显示出明显倒U形的非线性关系;特别是,当空气污染水平达到轻度污染( $API > 150$ )以上,劳动生产率将急剧降低。

虽然空气质量处于污染水平以上( $API \geq 100$ )的平均累计天数只有1.58天(附录2),但这1.58天的空气污染对劳动生产率降低的边际影响却达到了优良空气质量( $API < 100$ )影响的4倍以上。这意味着,优先减少极端空气污染的天数,政策效果也将翻倍。

#### (四) 结果讨论

本文的估计结果是在排除劳动供给对空气污染的反应之后,仅源于空气污染对劳动强度的影响,该特征使得本文的研究结果能够与研究其他国家乃至其他行业的劳动强度(衡量劳动生产率)的文献进行比较分析。

在美国农业部门, Graff-Zivin and Neidell (2012) 研究表明,臭氧对农民的劳动生产率的负面影响的弹性是0.26;而在美国工业部门, Chang *et al.* (2016) 发现 $PM_{2.5}$ 降低了包装车间工人的劳动生产率,弹性为0.08。行业特征导致了空气污染对劳动生产率的影响在同一国家的不同行业之间存在差异: Graff-Zivin and Neidell (2012) 指出,由于农业生产的特殊性,农民在户外暴露的时间很长,因而污染弹性较大;而包装车间属于室内作业,加之美国北加州地区的平均污染水平不高(年均 $PM_{2.5}$ 仅为 $10\mu g/m^3$ ), Chang *et al.* (2016) 估计的污染弹性自然相对较低。针对中国的研究, Chang *et al.* (2019) 发现上海热线电话接线员的劳动生产率也受到空气污染的负面影响,但弹性仅有0.003。如此之低的弹性,一方面是电话接线员特殊的工作性质和工作内容所致;另一方面, Chang *et al.* (2019) 也指出,潜在的遗漏变量和测量误差问题导致了低估。相比之下,本文0.22的弹性估计介于美国农业部门(0.26)与工业部门(0.08)之间,是在识别了因果关系之后的估计量,对中国的研究是一个补充。

在较低的计件工资水平上(68.26元/月),服刑人员的劳动积极性(从而劳动生产率)可能对空气污染的反应不太敏感,因而本文的估计结果可以认为是一个低限度的影响;此外,本文以深圳某男子监狱的服刑人员为研究对象,结果的外延性受到限制。即便如此,本文的研究结论至少能在三个方面



进行谨慎地拓展和引申：第一，本文以珠江三角洲最大的城市深圳为研究对象，研究结论对理解大城市空气污染的社会负外部性是有效的实证依据；第二，在中国诸多大城市中，深圳以空气质量好而闻名，结合非线性关系可以推断，深圳空气污染对劳动生产率的负面影响只是其他城市的下界；第三，监狱服刑人员的工作性质类似于从事劳动密集型的制造业蓝领工人，其劳动强度大、暴露时间长、工作环境恶劣，呼吁社会对这个群体给予更多的关注也是一项学术研究的社会意义之一。

## 六、结论及政策含义

本文以监狱的服刑人员为研究样本，借助工具变量，识别了空气污染对劳动生产率的负面影响，揭示了两者的非线性关系。非线性关系对当前的政策意义在于：在整体污染难以在短时间内全面控制的情况下，优先缓解极端污染的程度和发生频率，可以大幅度削弱空气污染对劳动生产率的负面影响。例如，北京、西安、济南等地所采取的空气污染分级预警机制，正是在天气扩散条件能够被准确预测的情况下，提前采取短期应急措施、配合区域联防联控，尽可能降低极端空气污染的程度和持续时间。这类应急措施虽然伴随着高昂的政策成本，例如机动车临时限行、建筑工地暂时停工、重工业企业限制生产等，但这些可见的政策成本却可能在减少劳动生产率损失的方面得到潜在的补偿。

本文从人力资本视角拓展了经济学家对空气污染负外部性及其经济成本的认识，并为政策制定者对治污政策的成本与收益的判断提供了学术参考。考虑到本文结果讨论部分所指出的研究不足，未来仍需要更多的研究能够从不同类型劳动力、极端空气污染环境下的影响等角度扩展我们对该问题的认识。

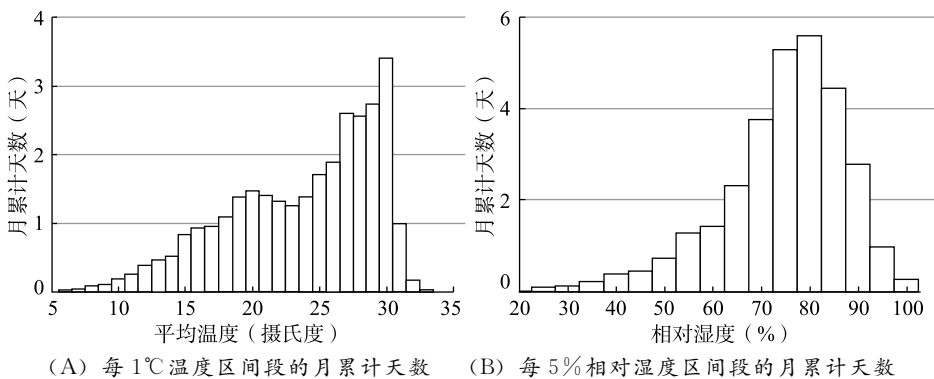
## 参考文献

- [1] Arceo, E., R. Hanna, and P. Oliva, "Does the Effect of Pollution on Infant Mortality Differ Between Developing and Developed Countries? Evidence from Mexico City", *The Economic Journal*, 2016, 126 (591), 257-280.
- [2] Archsmith, J., A. Heyes, and S. Saberian, "Air Quality and Error Quantity: Pollution and Performance in a High-Skilled, Quality-Focused Occupation", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 2018, 5 (4), 827-863.
- [3] Bandiera, O., I. Barankay, and I. Rasul, "Social Preferences and the Response to Incentives: Evidence from Personnel Data", *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (3), 917-962.
- [4] Borgschulte, M., and D. Molitor, "Labor Market and Program Participation Impacts of Health and Productivity Shocks: Evidence from Forest Fire Smoke", Working Paper, 2016.

- [5] Burke, M., S. M. Hsiang, and E. Miguel, "Global Non-Linear Effect of Temperature on Economic Production", *Nature*, 2015, 527 (7577), 235-239.
- [6] Chen, L., M. Shi, S. Gao, S. Li, J. Mao, H. Zhang, Y. L. Sun, Z. P. Bai, and Z. L. Wang, "Assessment of Population Exposure to PM<sub>2.5</sub> for Mortality in China and Its Public Health Benefit Based on BENMAP", *Environmental Pollution*, 2017, 221, 311-317.
- [7] Chang, T., J. Graff Zivin, T. Gross, and M. Neidell, "The Effect of Pollution on Worker Productivity: Evidence from Call-Center Workers in China", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11 (1), 151-172.
- [8] Chang, T., J. Graff Zivin, T. Gross, and M. Neidell, "Particulate Pollution and the Productivity of Pear Packers", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2016, 8 (3), 141-169.
- [9] Chen, Y., J. Zhe, K. Naresh, and G. Shi, "Gaming in Air Pollution Data? Lessons from China", *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2012, 12 (3), 1-43.
- [10] Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, and H. Li, "Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2013, 110 (32), 12936-12941.
- [11] Chen, S., P. Oliva, and P. Zhang, "The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China", NBER Working Paper, 2017, W24036.
- [12] Chen, S., P. Oliva, and P. Zhang, "Air Pollution and Mental Health: Evidence from China", NBER Working Paper, 2018, W24686.
- [13] Currie, J., and M. Neidell, "Air Pollution and Infant Health: What Can We Learn from California's Recent Experience?", *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (3), 1003-1030.
- [14] Ebenstein, A., M. Fan, M. Greenstone, G. He, P. Yin, and M. Zhou, "Growth, Pollution, and Life Expectancy: China from 1991-2012", *The American Economic Review (P&P)*, 2015, 105 (5), 226-231.
- [15] Fu, S., V. B. Viard, and P. Zhang, "Air Pollution and Manufacturing Firm Productivity: Nationwide Estimates for China", 2018, Available at SSRN 2956505.
- [16] Ghanem, D., and J. Zhang, "Effortless Perfection: Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data?", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68 (2), 203-225.
- [17] Graff-Zivin, J., and M. Neidell, "The Impact of Pollution on Worker Productivity", *The American Economic Review*, 2012, 102 (7), 3652-3673.
- [18] Graff-Zivin, J., and M. Neidell, "Temperature and the Allocation of Time: Implications for Climate Change", *Journal of Labor Economics*, 2014, 32 (1), 1-26.
- [19] Hanna, R., and P. Oliva, "The Effect of Pollution on Labor Supply: Evidence From a Natural Experiment in Mexico City", *Journal of Public Economics*, 2015, 122, 68-79.
- [20] He, G., M. Fan, and M. Zhou, "The Effect of Air Pollution on Mortality in China: Evidence from the 2008 Beijing Olympic Games", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 79, 18-39.
- [21] He, J., H. Liu, and A. Salvo, "Severe Air Pollution and Labor Productivity: Evidence from Industrial Towns in China", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11 (1), 173-201.
- [22] Hicks, D., P. Marsh, and P. Oliva, "Air Pollution and Pro-cyclical Mortality: Causal Evidence from Thermal Inversions", Working Paper, 2017.
- [23] Imbens, G., and J. Angrist, "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 1994, 62 (2), 467-475.
- [24] Jans, J., P. Johansson, and P. Nilsson, "Economic Status, Air Quality, and Child Health: Evi-

- dence from Inversion Episodes”, Working Paper, 2014.
- [25] Lavy, V., A. Ebenstein, and S. Roth, “The Impact of Short Term Exposure to Ambient Air Pollution on Cognitive Performance and Human Capital Formation”, NBER Working Paper, 2014, W20648.
- [26] Lazear, E., “Performance Pay and Productivity”, *The American Economic Review*, 2000, 90 (5), 1346-1361.
- [27] Neidell, M., “Air Pollution, Health, and Socio-Economic Status: The Effect of Outdoor Air Quality on Childhood Asthma”, *Journal of Health Economics*, 2004, 23 (6), 1209-1236.
- [28] Shi, L., “Incentive Effect of Piece Rate Contracts: Evidence from Two Small Field Experiments”, *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2010, 10 (1), 1-34.
- [29] Viard, B., and S. Fu, “The Effect of Beijing’s Driving Restrictions on Pollution and Economic Activity”, *Journal of Public Economics*, 2015, 125 (5), 98-115.
- [30] Zhang, X., X. Zhang, and X. Chen, “Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being?”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017a, 85, 81-94.
- [31] Zhang, X., X. Zhang, and X. Chen, “Valuing Air Quality Using Happiness Data: The Case of China”, *Ecological Economics*, 2017b, 137, 29-36.
- [32] Zhang, X., X. Chen, and X. Zhang, “The Impact of Exposure to Air Pollution on Cognitive Performance”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2018, 115 (37), 9193-9197.

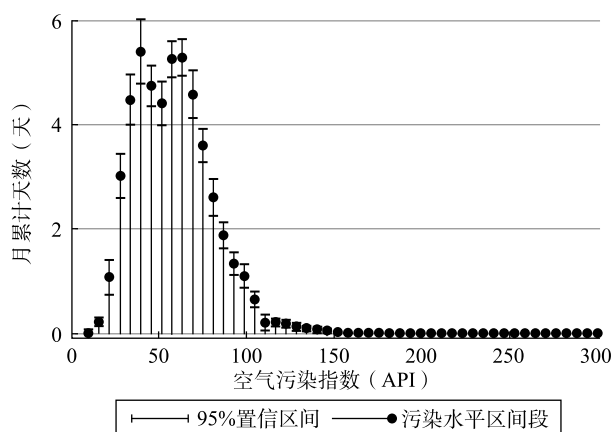
## 附录1 深圳温度区间段与相对湿度区间段的月累计天数



附图1 温度区间段与相对湿度区间段的月累计天数

注：数据时间跨度从2004年7月至2015年8月，样本观测总量为408 565。每1°C温度区间段的月累计天数见图(A)，每5%相对湿度区间段的月累积天数见图(B)。

## 附录2 深圳空气污染水平区间段的月累计天数



附图2 空气污染区间段月累计天数

注：柱状图表示每5单位API区间段的月累计天数的全样本均值，垂直线段表示相应污染区间段95%的置信区间。

## Impact of Air Pollution on Labor Productivity —Evidence from a Prison Factory Data

SHUAI CHEN

(Zhejiang University)

DANDAN ZHANG\*

(Peking University)

**Abstract** This study examines the causal relationship between air pollution and labor productivity, by adopting a prison factory data for a perfect measure of the labor productivity. To address the endogeneity of air pollution, an instrumental variable strategy has also been used. Results show that a 10-unit increase in air pollution index leads to a significant decrease in labor productivity by 4%. An inverse-U shaped relationship between air pollution and labor productivity has also been suggested, which implies that the extreme air pollution reduces labor productivity heavily. This study emphasizes the negative externality of air pollution on labor productivity.

**Key Words** air pollution, labor productivity, prisoner

**JEL Classification** Q52, Q53, Q56

\* Corresponding Author: Dandan Zhang, National School of Development, Peking University, No. 5 Yiheyuan Road, Haidian District, Beijing, 100871, China; Tel: 86-10-62759779; E-mail: ddzhang@nsd.pku.edu.cn.