

空气污染对劳动供给时间的时空影响^{*}

——基于全国劳动力动态调查数据的经验证据

赵红军 刘晓敏 陶欣洁

摘要:“十四五”期间,如何在时间和空间上高效配置我国劳动力供给,已成为推动我国经济高质量发展面临的重大问题。本文研究发现,城市空气中PM_{2.5}浓度每上升1微克/立方米($\mu\text{g}/\text{m}^3$),劳动供给时间将减少0.0410小时/周。从时间变化看,这种负面影响在2012年、2014年和2016年呈现先上升后下降趋势。从空间差异看,相较于西部地区,中部及东部地区空气污染对劳动供给时间的负面影响更大;相对于南方地区,北方地区的空气污染对劳动供给时间的负面影响更大;相对于华东地区,东北、华北、华中、华南以及西南地区空气污染对劳动供给时间的负面影响较小,西北地区与华东地区无明显差异。进一步的机制分析发现,空气污染会通过负向影响劳动力的身体健康和心理健康,进而降低劳动供给时间。这意味着,今后通过不断改善空气质量,准确匹配我国劳动力供求的时空配置具有现实意义。

关键词:空气污染 劳动力供给 时空配置

一、引言

近年来,由我国经济快速、粗放与低质量发展所带来的空气污染问题已引起了政府和社会的高度重视。《2019中国生态环境状况公报》显示,全国337个地级及以上城市累计发生重度及严重污染2118天,其中以可入肺颗粒物PM_{2.5}为首要污染物的雾霾天数占比78.8%^①。2019年,世界卫生组织公布了影响人类健康的十大威胁,其中空气污染排名第一。研究显示,人类吸入受污染的空气后会导致肺部、呼吸道系统产生病变,心脏和大脑等器官慢性受损,由此引发的癌症、中风、心脏、大脑疾病等,每年会导致约700万人死亡^②。越来越多的研究表明,空气污染对人类社会所带来的巨大负面影响,不仅直接造成劳动力的身体健康受损和过高的人口死亡率(Dockery et al, 1993; Chay & Greenstone, 2003, 2005; Currie & Neidell, 2005),而且还会进一步影响劳动力的空间供给(Hausman et al, 1984; Hanna & Oliva, 2015)、劳动生产率(Crocker & Horst, 1961)、人口老龄化速度(白彦锋、唐盟, 2017);影响一国一地产品的制造工艺和质量(Zheng et al, 2014; Singh & Agrawal, 2017; Deng et al, 2021);阻碍经济结构的高级化和合理化(Guo & Guo, 2016),从多维度影响经济的高质量发展。正是基于这样的考虑,多年来我国政府高度重视空气污染防治。十八大以来,我国政

* 赵红军,上海师范大学商学院,邮政编码:200234,电子邮箱:hjzhao2002@163.com;刘晓敏,复旦大学经济学院,邮政编码:200335,电子邮箱:xiaomin_liu94@163.com;陶欣洁,天津市滨海新区资产管理有限公司,邮政编码:300450,电子邮箱:taoxinjie926@qq.com。基金项目:2018年国家社会科学基金重点项目(18BJL003);国家自然科学基金项目(71922015,71773075)。感谢匿名审稿人提出的宝贵建议,文责自负。

①资料来源:中华人民共和国生态环境部生态环境监测司。

②世界卫生组织泛美地区办公室,泛美卫生组织网站, <https://www.paho.org/en/news/17-1-2019-ten-threats-global-health-2019>。

府将“打赢蓝天保卫战”作为打好污染防治攻坚战的重中之重。2013年,开始实施《大气污染防治行动计划》。2018年,国务院印发《打赢蓝天保卫战三年行动计划》。2021年通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》也明确指出,要强化多污染物协同控制与区域协同治理,加强细颗粒物和臭氧协同控制,基本消除重污染天气。

本文着眼于研究空气污染对劳动供给时间的影响,目的是弄清空气污染对劳动供给时间作用的时空差异,以及劳动者的身体健康和心理健康在其中所发挥的作用机制,从而对现有空气污染通过影响劳动力健康进而影响劳动供给时间时空配置的文献做出有益补充。具体而言,本文通过匹配2012、2014和2016年我国劳动力动态调查数据与地级市的 $PM_{2.5}$ 浓度等数据,对空气污染与劳动供给时间时空配置的关系及其影响机制进行了系统的实证研究。在此基础上,本文分别从时间和空间两个维度上考察了空气污染对劳动供给时间影响的差异。同时,本文还分别从劳动力身体健康与心理健康两个角度,对空气污染影响劳动供给时间的内在机制进行了进一步探讨。此外,文章还讨论了上述关系中可能存在的内生性并进行了一系列稳健性分析,还对个体的异质性进行了补充分析,最后给出相应的政策建议。

相较于现有文献而言,本文的贡献主要有:第一,当前国内关于空气污染与劳动供给时间的研究主要是基于省级层面数据进行探讨,并且往往只关注空气污染对劳动供给数量的影响,本文则主要基于微观个体调查数据,进一步识别空气污染对劳动供给时间的时空影响;第二,本文探讨空气污染影响劳动供给时间的变化趋势和空间差异性,为各区域通过改善空气质量促进劳动供给时间的政策设计提供经验证据;第三,从影响机制角度看,本文探讨了空气污染通过影响劳动力身体健康和心理健康两个途径进一步作用于劳动供给时间的机制,这就能为我国今后更精准地在时间上和空间上匹配和保障劳动供给提供有针对性的政策建议。

二、文献综述与研究假设

从国内外研究文献看,有关空气污染对劳动供给的影响很早就引起了研究者的关注。比如,Bart(1983)基于美国健康调查数据对空气污染与劳动供给时间的研究发现,空气中颗粒悬浮物每增加1%,将使得美国的劳动供给天数减少0.44%。类似的,Hausman et al(1984)在Bart(1983)的基础上,基于美国1976年健康访谈约5500个观测值数据(HIS)的研究同样发现,空气中颗粒悬浮物每增加1个标准差,将导致劳动供给天数显著减少10%左右。Zivin & Neidell(2012)认为,空气污染不仅影响劳动供给,更加深远的是,它还会进一步影响工人的劳动生产率并对经济体产生深远影响。他们基于加利福尼亚中央谷地臭氧的研究发现,空气中的臭氧含量每下降一亿分之一(10ppb),将会导致工人劳动生产率上升5.5%。

除了上述针对美国的研究外,相关的研究也拓展到了发展中国家。Hanna & Oliva(2015)以墨西哥城的空气污染为例,研究了空气污染变化对当地劳动供给时间的影响。结果表明,由于当地一个大型炼油厂的停产,空气质量明显改善,当地的劳动供给时间也随之增加。Kim et al(2017)以印度尼西亚为研究对象发现,1997年印尼森林大火所引起的空气污染对当地的劳动供给时间产生了中长期的负面影响。

近年来,国内的研究者也开始关注空气污染与劳动供给之间的关系,不过,关注点更多地是在劳动供给数量方面,而较少关注劳动供给时间方面。比如,李佳(2014)基于1998—2010年我国省级面板数据的研究发现,空气中二氧化硫排放量每上升1%,将会导致劳动供给数量下降0.028%。不仅如此,这种影响还存在着较大的区域差异,表现为,在经济欠发达地区空气污染对劳动供给的影响中收入效应占主导,在经济发达地区则替代效应占主导。类似的是,蔡芸等(2018)基于1996—2016年29个省份面板数据也证实了空气污染对我国劳动供给数量的负面影响,即二氧化硫颗粒污染物排放量每增加1%,劳动供给量将减少0.0013%,并且这一影响是通过影响健康水平而发挥作用的。

由于流动人口是我国城市劳动供给的有机组成部分,因此,研究空气污染导致流动人口是否在

城市就业,相当于从另外一个角度为空气污染影响劳动供给的研究提供了经验证据。比如,孙伟增等(2019)基于2011—2015年全国流动人口动态监测调查数据的研究发现,城市PM_{2.5}浓度每上升1微克/立方米($\mu\text{g}/\text{m}^3$),流动人口到城市就业的概率将显著下降0.39个百分点。他们进一步计算发现,人们对PM_{2.5}浓度下降的支付意愿约为326元/月。应该说这是一个不小的数字,足以证明空气污染对劳动供给的负面影响及我国解决这一问题的迫切性。

从空气污染对劳动供给的影响途径来看,现有研究发现可分为劳动供给数量和劳动供给时间两条途径。从国内研究来看,往往更加强调劳动供给数量这一途径(李佳,2014;徐鸿翔、张文彬,2017)。近年来,也有研究关注到空气污染对劳动供给时间的影响。比如,朱志胜(2015)发现,城市空气污染每增加1%,城市流动人口的劳动供给时间将减少0.011~0.019天/周。此外,子样本检验结果还发现,女性和城市间流动人口对于城市空气污染的敏感性更高,男性和乡城间流动人口因空气污染程度加剧而退出劳动力市场的可能性相对较小。谢杨等(2016)针对雾霾较严重的京津冀地区的研究表明,PM_{2.5}污染分别使得北京、天津、河北地区的人均年劳动时间减少81.3、86.9和73.1小时。

从空气污染影响劳动供给的机制来看,目前大多数研究基本认同劳动力健康这一机制的重要性。基本的逻辑是,无论是短期还是长期暴露在高浓度的PM_{2.5}环境下,均会对人的身体健康产生不良影响。其短期的急性症状表现为眼鼻刺激、咳嗽、发热等,长期的症状则是各类呼吸系统和心脑血管系统疾病的恶化,肺功能、免疫功能的下降,恶性肿瘤患病概率的大幅提升等(Pope et al,2002;李光勤、何仁伟,2019;曾贤刚等,2015;Zhang et al,2018)。苗艳青和陈文晶(2010)指出,空气污染对人体健康产生了长期的危害。张川川(2011)的研究发现,居民健康状况恶化将显著降低其劳动供给。Grossman(1972)开创性地提出“健康人力资本”这一概念,并认为健康的身体会使得劳动力将更多的精力投入到劳动当中,反之,劳动力健康状况的恶化必然会引起劳动供给时间的减少。

除了对劳动力身体健康的影响外,空气污染还会对劳动力的心理健康产生负面影响(Zhang et al,2017)。比如,空气污染通常会增加人们对患病风险的感知,而长期处于空气质量较差的环境中,这种风险感知的负面情绪就会引发劳动力出现各种慢性心理疾病,例如焦虑、抑郁等(Shepherd,1975)。心理健康作为健康人力资本的重要组成部分,当然也会影响到劳动力的工作意愿和劳动供给时间。除此之外,从家庭的角度来看,免疫力较弱的老人和孩子在雾霾污染严重情况下的患病概率也将大大提高,这会增加成年劳动力在照顾生病的老人和孩子上所花费的时间,从而更大幅度地缩减其劳动供给时间。

综上所述,本文提出以下两个研究假说。

假说1:由于空气污染可能给人体所带来的各种负面影响,因此,它倾向于降低劳动力的劳动供给时间。

假说2:从影响机制来看,空气污染可能会通过负向影响劳动力的身体健康和心理健康而降低劳动供给时间。

鉴于我国幅员辽阔、地区差异性较大,因此,不同地区空气污染对劳动供给时间的影响程度可能会存在差异。第一,空气污染对劳动供给的影响会因经济发展水平的差异而具有明显的空间差异性(李佳,2014;徐鸿翔、张文彬,2017)。经济较为发达的地区,生产活动较为集中,空气污染往往较重;同时,该地区劳动力的收入普遍较高,更为关注空气质量与健康状况,相同的空气污染程度可能会使得经济发达地区的劳动力更多地减少其劳动供给时间(李丁等,2021)。第二,空气污染对劳动供给时间影响的地区差异可能受到我国供暖政策的影响,如北方地区供暖政策的实施往往会加剧空气污染(Li et al,2017),进而影响劳动力的劳动供给时间。第三,空气污染对劳动供给的影响可能与地区发展战略、产业结构等因素密切相关。比如,西北地区主要以重化工业、高能耗的资源产业为主,随着“西部大开发”战略的逐步深入,西部地区的原油、煤炭等能源的开采力度逐步加大,这就在很大程度上增加了西部地区的空气污染物排放。第四,由于我国幅员辽阔,包括降雨、温度、地形、所处的季

风带等在内的区域自然、地理和气候条件差异巨大,因而空气污染在不同地区的分布状况本身就存在着巨大的差异。目前,学界的基本共识是,北方空气污染明显高于南方,中西部空气污染明显高于东部。从不同地理区域来看,污染较严重的地区分别是西南、华北、华中、东北,而污染相对较轻的是华东、华南。综上所述,本文提出假说3。

假说3:由于自然、地理、经济发展、产业结构、生活习惯等诸多因素的影响,空气污染对劳动供给时间的影响必然存在着显著的空间异质性。

综上所述,本文与现有文献不同的是,我们并不单纯针对空气污染对劳动力健康的负面影响进行研究,也不针对空气污染对劳动供给数量进行研究,而是探讨空气污染通过影响劳动力身体健康和心理健康两个维度进而负向影响劳动供给时间的机制,考察这种影响在时间上和空间上的异质性,这样就能为未来推动高质量发展、精准防治空气污染与高效配置劳动供给时间提供一个微观的经验证据支持。

三、模型设定、数据与变量

(一)模型设定

参照相关文献,结合研究主题,本文构建如下简化回归模型来估计空气污染对劳动供给时间的影响。

$$labor_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 pm_{jt} + \gamma Z_{ijt} + \delta X_{jt} + \varphi Prov + \theta Year + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, i 代表劳动力个体, j 代表劳动力个体所在的城市, t 表示年份。 $labor_{ijt}$ 表示在 t 年份劳动力个体 i 在城市 j 的劳动供给时间,以每周的工作时长来衡量。 pm_{jt} 代表城市 j 在 t 年的平均 $PM_{2.5}$ 浓度,此外,本文也采用地级市工业二氧化硫排放量以及工业烟尘排放量做进一步稳健性分析。 Z_{ijt} 表示在 t 年位于城市 j 的劳动力个体 i 的个人特征,如性别、年龄和受教育年限、是否流动等; X_{jt} 表示城市在年份 t 的城市特征,如人均GDP、产业结构、平均工资水平与气象信息等; $Prov$ 、 $Year$ 分别是省份和时间固定效应, ϵ_{ijt} 为随机扰动项。

(二)数据与变量

本文所使用的微观劳动力数据来自中山大学社会科学调查中心开展的“中国劳动力动态调查”(China Labor-force Dynamic Survey,简称CLDS)。CLDS覆盖我国除港澳台、西藏、海南外的29个省、自治区、直辖市,以我国城市和农村的劳动力为调查对象,并且每两年进行一次追踪调查。该调查涵盖了劳动力的个人基本特征、就业情况、职业流动与健康状态等。本文所使用的数据是2012年、2014年和2016年的劳动力动态调查(CLDS2012、CLDS2014、CLDS2016)组成的混合截面数据。本文仅选取截止调查当年年龄在15~64岁的调查者,且剔除在校学生。经过样本筛选后,最终得到37384个有效观测值,其中2012年有10214个观测值,2014年有14476个观测值,2016年有12694个观测值。本文还将在2012年和2014年被持续追踪调查的8501个对象构成追踪样本,用于稳健性分析。

对于空气污染变量的衡量,已有的相关研究大多采用悬浮颗粒($PM_{2.5}$ 、 PM_{10})、氮化物(NO_2)、硫化物(SO_2)和烟尘排放量作为空气污染的代理变量。然而,考虑到 $PM_{2.5}$ 是我国空气中的首要污染物,本文采用我国地级及以上城市的 $PM_{2.5}$ 平均浓度作为空气污染的衡量指标,数据来源于NASA卫星监测数据库。稳健性分析中所用的工业二氧化硫排放量以及工业烟尘排放量数据来自《中国城市统计年鉴》。

此外,为了准确地估计空气污染对劳动供给时间的影响,本文还控制了其他影响劳动供给的个人特征变量和城市特征变量。个人特征变量包括:劳动力的基本特征,包括性别、年龄、受教育年限^①、婚姻状况、户口、流动经历^②;社会保障情况,包括有无保险^③、以已获证书数量代表劳动力的技

①受教育年限:未上过学=0年,小学=6年,初中=9年,普通高中/职业高中/技校/中专=12年,大专=14年,大学本科=16年,硕士研究生=19年,博士=22年。

②流动经历指个体外出务工(跨县流动半年以上)。

③保险主要包括医疗保险、养老保险、工伤保险、生育保险和失业保险。

能水平高低;劳动力的工作地点等。城市特征变量包括劳动个体所在城市的人均 GDP、城市平均工资水平、公共服务指数^①、产业结构以及气象数据(如降水量、日照时长、气温)等^②。另外,本文选择劳动力的身体健康和心理健康指标作为机制变量。具体而言,身体健康指标对应于调查问卷中“过去一个月内,是否由于身体疼痛问题影响到您的工作或者其他日常活动”,心理健康指标对应于调查问卷中“过去一个月内,是否由于情绪问题影响到您的工作或者其他日常活动”,二者的取值为:0=没有;1=很少;2=有时;3=经常;4=总是。由此看出,两个变量的取值越大表示劳动者自己评价的身体或心理健康越差。所有变量的定义和描述性统计见表1所示。

表1 主要变量定义与描述性统计量

变量名	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>labor</i>	劳动供给时间(小时/周)	37384	44.342	22.867	0	100
<i>pm</i>	PM _{2.5} 平均浓度($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	37384	35.801	15.663	6.569	80.383
<i>health</i>	身体健康指标	30965	0.788	1.014	0	4
<i>mental</i>	心理健康指标	30622	0.659	0.871	0	4
<i>gender</i>	男性=1,女性=0	37384	0.531	0.499	0	1
<i>age</i>	年龄	37384	43.270	11.644	15	64
<i>edu</i>	受教育年限	37384	8.841	4.150	0	22
<i>marriage</i>	已婚=1,未婚=0	37384	0.636	0.481	0	1
<i>hukou</i>	非农=1,农业=0	37384	0.253	0.435	0	1
<i>move</i>	有流动经历=1,无=0	37384	0.227	0.419	0	1
<i>qualify</i>	专业技术资格证书数量	37377	0.247	0.621	0	3
<i>insurance</i>	加入保险=1,未加入保险=0	37384	0.414	0.493	0	1
<i>workplace</i>	户外/车间=1,其他室内=0	37384	0.552	0.497	0	1
<i>l_pgdP</i>	人均地区生产总值(元)的对数	36417	10.763	0.616	9.084	12.028
<i>l_wage</i>	职工平均工资(元)的对数	35703	10.857	0.261	10.169	11.718
<i>public</i>	公共服务指数	33596	11.127	0.843	9.156	13.710
<i>indus2</i>	第二产业占GDP比重(%)	36145	46.627	9.699	17.300	75.860
<i>precip</i>	平均降水量(0.1mm)	36859	12008.580	5603.477	2705.956	26031.820
<i>sunhours</i>	年日照时长(小时)	36859	1920.270	390.188	906.271	2879.247
<i>temp</i>	年平均气温(摄氏度)	36859	15.624	4.471	3.685	22.383

四、实证回归结果

(一)基准回归结果

表2报告了基于模型(1)得到的回归结果。第(1)列仅控制了省份和时间固定效应。第(2)和第(3)列依次加入个人特征变量和城市特征变量等控制变量。由表2第(3)列结果可知,平均而言,城市的PM_{2.5}浓度每上升1微克/立方米($\mu\text{g}/\text{m}^3$),劳动供给时间将显著减少0.0410小时/周,并且这一结果在5%水平上显著。不妨打个比方,假定一个城市的PM_{2.5}浓度处于全国均值36微克/立方

①公共服务指数由公共基础设施指标、教育设施指标以及医疗设施指标的基础上使用因子分析法得到的数值并取对数。其中,公共基础设施的综合指标以年末实有城市道路面积(万平方米)、年末实有公共汽车和出租车车辆数(辆)、园林绿地面积(公顷)、建成区绿化覆盖率(%)使用因子分析法得到;教育基础设施的综合指标以教育财政支出(万元)、普通中高等学校数(所)、普通中高等学校专任教师数(人)、公共图书馆图书总藏量(千册)使用因子分析法得到;医疗基础设施的综合指标以医院数(个)、医院床位数(张)、医生数(人)使用因子分析法得到。

②气象数据来源于国家气象科学数据共享服务平台—中国地面气候资料日值数据集(V3.0),使用Barnes方法计算得到我国各地级市的分年降水量、日照时长和气温数据。

米($\mu\text{g}/\text{m}^3$)^①,现在由于外来的气候原因或者制造业污染突然使得其 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度增加了 10 微克/立方米($\mu\text{g}/\text{m}^3$),那么依照本文结果,该城市劳动者个体的劳动供给时间将减少 0.410 小时/周(约 0.051 天/周),应该说,这是一个不小的影响。与朱志胜(2015)的研究相比^②,类似的情形下,将导致该城市的劳动供给时间减少 0.309 天/周,该结果显然是高于本文结果的。可能的原因是朱志胜(2015)关注的是流动人口,而本文关注的城市和农村的劳动力,相较而言,流动人口大多从事劳动强度更高的户外工作,因而对空气污染更加敏感。综合对比,本文的结果覆盖面更广,影响程度较流动人口要小。由此,本文的假说 1 得到验证。

表 2 空气污染对劳动供给时间的影响

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>labor</i>			
<i>pm</i>	-0.0378** (0.0163)	-0.0326** (0.0163)	-0.0410** (0.0196)	0.0083 (0.0276)
<i>pm</i> ×2014				-0.0799*** (0.0228)
<i>pm</i> ×2016				-0.0452* (0.0237)
<i>gender</i>		4.4123*** (0.2384)	4.5768*** (0.2575)	4.5881*** (0.2574)
<i>age</i>		-0.1364*** (0.0124)	-0.1330*** (0.0135)	-0.1337*** (0.0135)
<i>edu</i>		-0.2699*** (0.0396)	-0.3124*** (0.0429)	-0.3121*** (0.0429)
<i>marriage</i>		1.3129*** (0.4077)	1.5280*** (0.4425)	1.5652*** (0.4426)
<i>hukou</i>		-1.7366*** (0.3434)	-1.9130*** (0.3750)	-1.8568*** (0.3754)
<i>move</i>		1.3350*** (0.2959)	0.8983*** (0.3209)	0.9021*** (0.3209)
<i>qualify</i>		-1.1930*** (0.1863)	-1.2186*** (0.2004)	-1.2129*** (0.2004)
<i>insurance</i>		0.1409 (0.3126)	-0.2655 (0.3451)	-0.3223 (0.3455)
<i>workplace</i>		-2.2487*** (0.2526)	-2.4150*** (0.2749)	-2.3939*** (0.2750)
<i>l_pgdP</i>			0.6759 (0.5843)	0.8212 (0.5866)

①该均值是使用本文数据库的均值来设定的,详细见本文表 1 所示。

②本文与朱志胜(2015)的研究相比有两点本质差别:一是本文的关注群体是我国城市和农村的劳动力,而朱志胜(2015)关注的是流动人口;二是本文是以 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度作为空气污染的代理变量,而朱志胜(2015)以工业二氧化硫排放量作为空气污染的代理变量。

续表 2

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	labor			
<i>l_wage</i>			4.8878*** (1.6953)	4.6171*** (1.7197)
<i>public</i>			2.0164*** (0.3761)	1.9812*** (0.3776)
<i>indus2</i>			0.0939*** (0.0225)	0.0953*** (0.0225)
<i>precip</i>			0.0001* (0.0001)	0.0001* (0.0001)
<i>sunhours</i>			0.0023** (0.0009)	0.0021** (0.0009)
<i>temp</i>			-1.3504*** (0.1475)	-1.3399*** (0.1474)
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	44.5747*** (1.5030)	52.7285*** (1.6696)	-28.2543*** (13.6504)	-27.9056*** (13.7396)
观测值	37384	37377	32350	32350
R ²	0.0187	0.0352	0.0428	0.0432

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，括号内为稳健标准误。

从控制变量的影响来看，本文发现，学历(*edu*)越低，年龄(*age*)越小，性别为男性(*gender*)的劳动个体较之其他劳动个体，每周的劳动供给时间相对更长；非农户口(*hukou*)的劳动个体对空气污染的敏感性更高，拥有更多的专业技术资格证书(*qualify*)将使得劳动力减少其劳动供给时间；相较于室内劳动力，户外工作(*workplace*)也倾向于减少劳动个体的工作时间。同时还发现，一个城市职工平均工资越高，劳动供给时间越长，意味着较高的竞争与专业化程度；产业结构对劳动供给时间也有显著正向影响，意味着一个城市的第二产业占比越高，该城市的劳动供给时间越长；从气象特征来看，城市的气温(*temp*)越高，劳动个体对空气污染越具敏感性，更易减少劳动供给时间。这与现有研究结果以及现有文献是一致的。

(二) 空气污染对劳动供给时间影响的变化趋势

为了进一步分析空气污染对劳动供给时间的影响是否有随着时间发生变化的趋势，本文在方程(1)的基础上加入 PM_{2.5} 浓度(*pm*)与年度虚拟变量的交互项进行回归分析，结果如表 2 中第(4)列所示。从结果来看，PM_{2.5} 浓度与 2014 年交互项系数(-0.0799)在 1% 的水平上显著，与 2016 年交互项系数(-0.0452)在 10% 的水平上显著，这就表明相对于 2012 年而言，空气污染对劳动供给时间的负面影响在 2014 年最为严重，2016 年相对减弱，但仍高于 2012 年。平均而言，城市 PM_{2.5} 浓度每上升 1 微克/立方米($\mu\text{g}/\text{m}^3$)，2014 年劳动供给时间将减少 0.0716 小时/周，而 2016 年则减少 0.0369 小时/周。造成这种差异的主要原因可能是 2013 年我国爆发了大范围的重度雾霾污染，PM_{2.5} 浓度大大超标，严重地影响了居民的健康和日常活动，劳动者对于空气污染也开始变得更加敏感。随后，2013 年，国家开始实施《大气污染防治行动计划》。为迎接 2014 年亚太经合组织(APEC)第二十二次领导人非正式会议，北京及周边地区大力度加强了对空气污染和环境治理的监管；十八大以来，我国环境监管强度和覆盖面进一步扩大，推动空气质量随之改善。因此，空气污染对劳动供给时间的负面影响在 2016 年减缓。

(三) 空气污染对劳动供给的空间异质性

为了进一步检验空气污染对劳动供给的影响是否存在着明显的空间异质性,本文根据我国地理区域划分标准将研究样本进行了如下划分:(1)东部、中部、西部地区^①;(2)北方与南方地区^②;(3)东北、西北、华北、华中、华东、华南、西南七大区域^③。在基准回归的基础上,本文依次纳入 $PM_{2.5}$ 浓度 (pm) 与不同区域的交互项进行回归,估计结果如表 3 所示。

表 3 空气污染对劳动供给影响的空间异质性

变量名	(1)	(2)	(3)
	东中西部	北方与南方	七大区域
pm	0.1770*** (0.0538)	0.0465*** (0.0278)	-0.1505*** (0.0323)
$pm \times$ 中部	-0.2257*** (0.0618)		
$pm \times$ 东部	-0.2498*** (0.0572)		
$pm \times$ 北方		-0.1683*** (0.0386)	
$pm \times$ 东北			0.2157** (0.0891)
$pm \times$ 西北			0.1347 (0.0937)
$pm \times$ 华北			0.1077* (0.0564)
$pm \times$ 华中			0.1201** (0.0530)
$pm \times$ 华南			0.2322*** (0.0570)
$pm \times$ 西南			0.2951*** (0.0813)
个人控制变量	是	是	是
城市控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是

①东部是指北京市、辽宁省、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省,中部指黑龙江省、吉林省、山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省,西部是指内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区。

②以秦岭淮河为界划分为北方(山东省、河南省、山西省、陕西省、甘肃省、青海省、新疆维吾尔自治区、河北省、天津市、北京市、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、宁夏回族自治区),南方(江苏省、安徽省、湖北省、重庆市、四川省、云南省、贵州省、湖南省、江西省、广西壮族自治区、广东省、福建省、浙江省、上海市)。

③东北(黑龙江省、吉林省、辽宁省)、西北(陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、内蒙古自治区)、华北(北京市、天津市、山西省、河北省)、华中(河南省、湖北省、湖南省)、华东(上海市、江苏省、浙江省、安徽省、江西省、山东省、福建省)、华南(广东省、广西壮族自治区)、西南(重庆市、四川省、贵州省、云南省)。

续表 3

变量名	(1)	(2)	(3)
	东中西部	北方与南方	七大区域
常数项	-41.7471*** (14.1923)	-26.5778* (13.6355)	-34.5737** (14.5089)
观测值	32350	32350	32350
R ²	0.0434	0.0434	0.0436

注:(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为稳健标准误。(2)个人控制变量和城市控制变量与表 2 中一致。下同。

由表 3 可以看出,不同地区空气污染对劳动供给时间的影响是显著不同的。具体来看,由第(1)列可知,在作为参照组的西部地区,PM_{2.5}浓度(ρm)的系数为 0.1770,且高度显著,这说明,西部地区的劳动者对空气污染的敏感性较弱,甚至还会由于那里相对较差的工业基础、较少的工作机会等而增加劳动供给,而 PM_{2.5}浓度与中部地区、东部地区交互项的系数均在 1%的水平上显著为负,且系数的绝对值均为负,分别是中部地区为-0.0487,东部地区为-0.0727。这说明相对于西部地区,中部地区和东部地区的空气污染均对劳动供给时间产生了负向影响,且东部地区所面临的负向影响更大。类似的是,南、北方地区的差异如第(2)列所示,在作为参照组的南方地区,PM_{2.5}浓度(ρm)的系数(0.0465)显著为正,北方地区与 PM_{2.5}浓度交互项系数(-0.1683)显著为负,这意味着相对于南方地区,北方居民会因为空气污染而显著减少劳动供给时间,而南方居民并没有因为空气污染而减少其劳动供给时间,相反,还可能增加劳动供给时间。造成这一结果的原因可能是,北方地区受冬季供暖政策的影响,空气污染相对南方通常较重,因而,北方的劳动力可能更加显著地降低了其劳动供给时间(Li et al,2017)。与北方相比,由于南方较为优越的地理位置和降雨气候条件,因而那里的空气质量本来就比北方要好很多,因此,当地居民对较轻的空气污染并不敏感,反而可能会受到当地相对成熟的市场环境、较好的就业福利以及激烈的就业压力等影响而增加劳动供给时间。最后,第(3)列中以华东地区作为对照组报告了七大地理区域的估计结果,由其可知,在华东地区,PM_{2.5}浓度每上升 1 微克/立方米($\mu g/m^3$),其劳动供给时间平均减少 0.1505 小时/周。相对于华东地区而言,在东北、华北、华中、华南以及西南地区,空气污染对劳动供给时间的负面影响均相对较小。以东北地区为例,PM_{2.5}浓度每上升 1 微克/立方米($\mu g/m^3$),劳动供给时间不仅没有减少,反而显著增加了 0.0652 小时/周的工作时间,这与华东地区减少 0.1505 小时/周形成了鲜明对比。值得注意的是,在西北地区,空气污染对劳动供给时间的负向影响与华东地区并不存在显著差异。这与我们惯常的印象是存在一定差距的。可能的原因是,西北地区的自然地理和生态环境相较华东地区总体上较为恶劣,自然灾害频发,因而,很可能造就了当地劳动力更加关注环境变化的特点。

值得注意的是,上述结果均是控制了个人层面控制变量、城市层面控制变量,包括经济发展水平、产业结构、公共服务、工资、温度、降水等之后所得到的结果,换言之,这些因素对本文结果的影响已经被排除。综上结果,验证了假说 3,即空气污染对劳动供给时间的影响存在明显的空间异质性。

五、作用机制分析

前述文献综述部分已经表明,人暴露在高浓度 PM_{2.5}下会对身体健康和心理健康造成负面影响,从而会影响劳动力在空气污染严重时的劳动供给时间。在这一部分,本文将身体健康和心理健康指标分别与 PM_{2.5}浓度的交互项引入回归模型做进一步分析,估计结果如表 4 所示。

由表 4 可见,第(1)列作为参照组,第(2)列中空气污染(ρm)与劳动者身体健康($health$)的交互项在 1%水平上显著为负,系数为-0.0315,说明自评身体健康越差的人在空气污染时就越倾向于减少劳动供给时间。举例说明,自评身体状况从 0 变为 1,那就意味着其平均劳动供给时间将比原先多减少 0.0315 小时/周。这就表明,空气污染对劳动供给时间的负面影响在很大程度上是通过危害劳

动者的身体健康而发挥作用的。同理,第(3)列中空气污染(pm)与劳动者心理健康($mental$)的交互项也在1%的水平上显著为负,这从另一个角度证明,空气污染同样是通过危害劳动者的心理健康进而降低其劳动供给时间的。综合起来看,这验证了本文的假说2。

表4 空气污染影响劳动供给时间的机制

变量名	(1)	(2)	(3)
	<i>labor</i>	<i>labor</i>	<i>labor</i>
pm	-0.0410** (0.0196)	-0.0509** (0.0240)	-0.0561** (0.0245)
$health$		0.2941 (0.3881)	
$pm \times health$		-0.0315*** (0.0097)	
$mental$			0.4600 (0.4575)
$pm \times mental$			-0.0307*** (0.0115)
个人控制变量	是	是	是
城市控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
常数项	-28.2543** (13.6504)	-33.8533** (14.7403)	-26.6400* (14.8548)
观测值	32350	27119	26731
R^2	0.0428	0.0456	0.0435

六、内生性与稳健性

(一)内生性讨论

考虑到空气污染与劳动供给时间二者之间可能会存在着由遗漏变量、测量误差以及反向因果关系而导致的内生性问题。针对这些问题,本文借鉴 Arceo et al(2016)和 Sarger(2019)的思路,以全国地级以上城市的平均逆温天数($tempinv$)作为空气污染的工具变量。选择这一工具变量的合理性在于,逆温现象的出现减少了上下层空气之间的对流,从而不利于地面空气污染物的扩散,这满足了工具变量的相关性要求(Arceo et al,2016)。另外,逆温作为一种自然气象条件,不太会直接影响劳动供给,这满足工具变量的外生性要求。基于上述考虑,本文基于 NASA 空气温度遥感数据,选取我国地区经纬度区间为 $0.5^\circ \times 0.625^\circ$ 、离地面最近的第一层和第二层海平面日平均温度的栅格数据,计算得出每个城市的平均逆温天数($tempinv$),作为空气污染的工具变量,相应的回归结果如表5所示。

表5中第(2)列为第一阶段的回归结果,从中可以发现,逆温($tempinv$)现象越频繁,空气污染越严重,与本文的预期是相符的。此外,Kleibergen-Paaprk LM 检验显著拒绝了原假设,说明模型不存在识别不足问题;Cragg-Donald Wald F 统计值(1917.285)和 Kleibergen-Paaprk Wald F 统计值(1766.833)也远远高于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值(16.38),说明本文所使用的工具变量($tempinv$)不存在弱工具变量问题;Hansen J 过度识别检验也显示本文工具变量不存在过度识别问题。第(3)列中第二阶段的回归结果显示,空气污染(pm)的估计系数为-0.3602,且在1%的水平上高度显著,甚至系数绝对值比第(1)列参照组还要大。由此可见,即使运用工具变量纠正内生性后,空气污染对劳动供给时间的影响依然是显著负向的。

表5 工具变量检验结果

变量名	(1)	(2)	(3)
	<i>labor</i>	<i>pm</i>	<i>labor</i>
		第一阶段	第二阶段
<i>pm</i>	-0.0410** (0.0196)		-0.3602*** (0.0844)
<i>tempinv</i>		0.1084*** (0.0026)	
个人控制变量	是	是	是
城市控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
常数项	-28.2543** (13.6504)	34.7073*** (3.5106)	-17.7661 (14.5428)
观测值	32350	31452	31452
R ²	0.0428	0.8408	0.0346
Kleibergen-Paaprk LM 统计值			1712.750***
Cragg-Donald Wald F 统计值			1917.285
Kleibergen-Paaprk Wald F 统计值			1766.833
Stock-Yogo 临界值:10% maximal IV size			16.38
Hansen J 统计值			0.000

(二) 稳健性检验

1. 基于样本和空气污染指标的稳健性检验。为检验前文结果的稳健性,本文首先采用2012年与2014年所构成的追踪调查样本进行面板固定效应回归,估计结果如表6中第(1)列所示。从中可以看出,空气污染降低了劳动供给时间的这一结果依然是稳健的。同时,考虑到存在劳动供给时间为0的样本,本文采用Tobit模型再次进行回归,如表6中第(2)列所示,结果依旧是稳健的。此外,本文还采用地级市的工业烟尘排放量的自然对数(*lsmoke*)以及工业二氧化硫排放量的自然对数(*lso2*)作为空气污染的替代变量进行回归,估计结果如表6中第(2)和第(3)列所示。可以看出,虽然二氧化硫(*lso2*)对劳动供给时间的负面影响并不显著,但工业烟尘排放量(*lsmoke*)对劳动供给时间的负面影响仍然是显著的,这在一定程度上证明了空气污染对劳动供给时间是存在负面影响的。

表6 基于样本和空气污染指标的稳健性检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	追踪样本	Tobit	工业烟尘	二氧化硫
<i>pm</i>	-0.1966* (0.1169)	-0.0446** (0.0209)		
<i>lsmoke</i>			-0.4087** (0.1822)	
<i>lso2</i>				0.1241 (0.1928)
个人控制变量	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是

续表 6

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	追踪样本	Tobit	工业烟尘	二氧化硫
省份固定效应	否	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	否	否	否
常数项	136.4290 (103.6041)	-39.8348*** (14.6637)	-29.9123** (13.9453)	-27.5037* (14.0789)
观测值	11055	32350	31095	30796
R ² /pseudo R ²	0.0122	0.0046	0.0428	0.0432

2. 基于群体差异的稳健性检验。此外,一些个体社会经济因素,比如家庭收入、受教育背景或者性别等可能会影响到劳动者对环境的敏感程度。在这一部分,我们对此进行了检验。本文将家庭收入按从低到高进行五等分组并与空气污染(pm)生成交互项进行回归分析,结果如表7中第(1)列所示。结果显示,与家庭收入最低的20%的样本相比,家庭收入在20%~60%左右的劳动者对空气污染的影响表现得更为敏感,相反,收入在60%以上分组的群体则不敏感。类似的是,受教育程度也会对劳动者的环境意识产生影响(Scott & Willits,1994)。为了直观地考察该影响,本文按照劳动者的学历分为初中及以下、高中、大专及以上三组^①,以初中及以下作为参照组,其余两组与空气污染(pm)进行交互回归。从表7中第(2)列的结果可以发现,相对于初中及以下学历的劳动者,拥有高中、大专及以上学历的劳动者更有可能因为空气污染而降低其劳动供给时间,尤其是在大专及以上学历的劳动者中表现得更为明显,空气污染对其劳动供给时间的负面影响更为显著。另外,劳动者的性别不同,对空气污染的反应程度可能也是不同的。因为从家庭分工的角度看,女性往往会承担更多的小孩照料责任,自然会缩减其劳动供给时间。表7中第(3)列通过将空气污染(pm)与性别($gender$)的交互项进行回归,结果发现空气污染显著降低了女性的劳动供给时间,且这一负面影响并没有在男性劳动者群体中体现。这些结论与前文的结论逻辑一致。

表7 基于群体差异的稳健性检验

变量名	(1)	(2)	(3)
	家庭收入分组	受教育程度	性别
pm	-0.0193 (0.0227)	-0.0308 (0.0197)	-0.1014*** (0.0199)
$pm \times income(20\% \sim 40\%)$	-0.0209* (0.0126)		
$pm \times income(40\% \sim 60\%)$	-0.0253* (0.0140)		
$pm \times income(60\% \sim 80\%)$	-0.0202 (0.0145)		
$pm \times income(80\% \sim 100\%)$	-0.0206 (0.0141)		
$pm \times edu(高中)$		-0.0154* (0.0090)	

^①本文按照学历将样本分为初中及以下、高中、大专及以上三组。其中,初中及以下学历有25682人,高中有6286人,大专及以上有5416人,因此,本文将高中学历作为一组是合理的。

续表 7

变量名	(1)	(2)	(3)
	家庭收入分组	受教育程度	性别
$pm \times edu$ (大专及以上学历)		-0.1117*** (0.0101)	
$pm \times gender$ (男性=1)			0.1137*** (0.0062)
个人控制变量	是	是	是
城市控制变量	是	是	是
省份固定效应	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	否	否
常数项	-28.8242** (13.7173)	-31.3146** (13.6532)	-25.4999* (13.6469)
观测值	32002	32350	32350
R ²	0.0425	0.0441	0.0431

七、结论与建议

本文实证研究了空气污染对我国劳动供给时间的影响及其时空变化趋势与机制,共获得以下结论。第一,空气污染显著降低了劳动供给时间。具体而言,城市的PM_{2.5}浓度每上升1微克/立方米($\mu\text{g}/\text{m}^3$),劳动供给时间将减少约0.0410小时/周。第二,从时间趋势来看,2014年空气污染对劳动供给时间的负面影响最为严重,2012年和2016年则相对较弱,也即呈现出先上升后下降的走势。第三,从空间差异来看,相对于西部地区,空气污染对中部与东部地区的劳动供给时间的负面影响较大;相对于南方地区,北方地区的空气污染对劳动供给时间的负面影响更大;另一方面,从更小的区域来看,空气污染对劳动供给时间的影响却存在着一定的复杂性,表现为,相对于华东地区,东北、华北、华中、华南以及西南地区的空气污染对劳动供给时间的负面影响要较弱一些,而西北地区与华东地区并无显著差异。第四,空气污染对劳动供给时间的影响主要通过影响劳动力的身体健康和心理健康而发挥作用。这就表明,空气污染对劳动供给时间的影响可能是缓慢的、渐进的,但却会对区域经济发展,特别是劳动力的人力资本造成很大的长期影响,因此,亟须采取相应的政策加以化解。

首先,要纠正不少地方政府有关治理空气污染必然会影响到当地经济增长的错误理念,树立治理空气污染就是提升所有人身体健康与心理健康、推动高质量发展的“百年大计”。其次,根据各地区的经济发展和环境问题制定差异化的环境治理政策,有效治理雾霾等空气污染问题。在中部、东部和北方地区,要制定更加严格的防治空气污染的行动计划,坚决打赢“蓝天保卫战”;对东北、西南地区而言,尽管空气污染对劳动供给时间的影响还比较小,但鉴于当地较差的地理气候条件、相对较弱的环境承载能力,防治污染的任务依然艰巨。对华北、华中和华南地区而言,尽管环境承载力相较西南和西北地区更好,但工业集聚带来的污染压力更大,面临着更大的污染治理任务。对西北地区而言,由于地广人稀和相对较差的工业基础,空气污染对劳动供给时间的负面影响虽还没有显现,但那里更加脆弱的地理和环境特点表明,在当地树立“绿水青山就是金山银山”的理念以及在发展经济的同时保护环境显得尤为重要。最后,应建立劳动供给时间对空气污染敏感程度的全国数据库,采取区域环境治理的联防联控,在时间和空间上,高质量匹配我国劳动力的供求关系。一方面,可以推动劳动力富裕地区与稀缺地区进行精准对接,在时间和空间上精准匹配劳动力供给;另一方面,可将产业转移、经济发展与劳动力流动流向精准匹配起来,减少劳动力资源在时间和空间上错误配置导致的效率损失,更好地推动我国经济高质量发展。

参考文献:

- 白彦锋 唐盟,2017:《中国空气污染与财政支出结构——基于人口老龄化的视角》,《贵州省党校学报》第3期。
- 蔡昉,2018:《中国如何通过经济改革兑现人口红利》,《经济学动态》第6期。
- 蔡芸 周梅 J. CHOW,2018:《空气污染对劳动力供给的影响研究——基于健康人力资本视角》,《社会保障研究》第6期。
- 李丁等,2021:《大气污染的劳动力区域再配置效应和存量效应》,《经济研究》第5期。
- 李光勤 何仁伟,2019:《PM_{2.5}污染与健康支出:时间滞后效应与空间溢出效应》,《安全与环境学报》第1期。
- 李佳,2014:《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》第5期。
- 苗艳青 陈文晶,2010:《空气污染和健康需求:Grossan模型的应用》,《世界经济》第6期。
- 孙伟增 张晓楠 郑思齐,2019:《空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究》,《经济研究》第11期。
- 徐鸿翔 张文彬,2017:《空气污染对劳动力供给的影响效应研究——理论分析与实证检验》,《软科学》第3期。
- 谢杨等,2016:《PM_{2.5}污染对京津冀地区人群健康影响和经济影响》,《中国人口·资源与环境》第11期。
- 曾贤刚 谢芳 宗佳,2015:《降低PM_{2.5}健康风险的行为选择及支付意愿——以北京市居民为例》,《中国人口·资源与环境》第1期。
- 张川川,2011:《健康变化对劳动供给和收入影响的实证分析》,《经济评论》第4期。
- 朱志胜,2015:《劳动供给对城市空气污染敏感吗?——基于2012年全国流动人口动态监测数据的实证检验》,《经济与管理研究》第11期。
- Arceo, E. et al(2016), “Does the effect of pollution on infant mortality differ between developing and developed countries? Evidence from Mexico City”, *Economic Journal* 126(591): 257–280.
- Bart, D. O. (1983), “The effects of air pollution on work loss and morbidity”, *Journal of Environmental Economics and Management* 4:371–382.
- Chay, K. Y. & M. Greenstone(2003), “The impact of air pollution on infant mortality: Evidence from geographic variation in pollution shocks induced by a recession”, *Quarterly Journal of Economics* 118 (3): 1121–1167.
- Chay, K. Y. & M. Greenstone(2005), “Does air quality matter? Evidence from the housing market”, *Journal of Political Economy* 113(2):376–424.
- Crocker, T. D. & R. L. Horst(1961), “Hours of work, labor productivity, and environmental conditions: A case study”, *Review of Economics and Statistics* 63(3):361–368.
- Currie, J. & M. Neidell(2005), “Air pollution and infant health: What can we learn from California’s recent experience?” *Quarterly Journal of Economics* 120 (3):1003–1030.
- Deng, Y., Y. Wu & H. Xu(2021), “On the relationship between pollution reduction and export product quality: Evidence from Chinese firms”, *Journal of Environmental Management* 281, <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111883>.
- Dockery, D. et al(1993), “An association between air pollution and mortality in six U. S. cities”, *New England Journal of Medicine* 329 (24): 1753–1759.
- Grossman, M. (1972), “On the concept of health capital and the demand of health”, *Journal of Political Economy* 80 (2):233–255.
- Guo, X. P. & X. D. Guo(2016), “A panel data analysis of the relationship between air pollutant emissions, economics, and industrial structure of China”, *Emerging Markets Finance and Trade* 52(6):1315–1324.
- Hanna, R. & P. Oliva(2015), “The effect of pollution on labor supply: Evidence from a natural experiment in Mexico City”, *Journal of Public Economics* 122: 68–79.
- Hausman, J. A. et al(1984), “Air pollution and lost work”, NBER Working Paper, No. 1263.
- Kim, Y. et al(2017), “Medium and long-term consequences of pollution on labor supply: Evidence from Indonesia”, *Journal of Labor Economics* 6(1):1–15.
- Li, D., Y. Zhang & S. Ma (2017), “Would smog lead to outflow of labor force? Empirical evidence from China”, *Emerging Markets Finance and Trade* 53(5):1122–1134.
- Pope, C. A. et al(2002), “Lung cancer, cardiopulmonary mortality, and long-term exposure to fine particulate air pollution”, *Journal of the American Medical Association* 287(9):1132–1141.

- Sarger, L. (2019), "Estimating the effect of air pollution on road safety using atmospheric temperature inversions", *Journal of Environmental Economics and Management* 98, <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2019.102250>.
- Scott, D. & F. K. Willits (1994), "Environmental attitudes and behavior: A Pennsylvania survey", *Environment and Behavior* 26: 239—260.
- Shepherd, M. (1975), "Pollution, noise, and mental health", *Lancet* 305(7902):322—324.
- Singh, A. A. & S. B. Agrawal (2017) "Tropospheric ozone pollution in India: effects on crop yield and product quality", *Environmental Science and Pollution Research International* 24(5): 4367—4382.
- Zhang, X., X. Chen & X. Zhang (2018), "The impact of exposure to air pollution on cognitive performance", *Proceedings of the National Academy of Sciences* 115(37): 9193—9197.
- Zhang, X., X. Zhang & X. Chen (2017), "Happiness in the air: How does a dirty sky affect mental health and subjective well-being?", *Journal of Environmental Economics and Management* 85: 81—94.
- Zheng, S. et al (2014), "The evolving geography of China's industrial production: Implications for pollution dynamics and urban quality of life", *Journal of Economic Surveys* 28(4):709—724.
- Zivin, J. S. & M. J. Neidell (2012), "The impact of pollution on worker productivity", *American Economic Review* 102(7):3652—3673.

The Spatial and Temporal Effect on Labor Supply Time

—Empirical Evidence from China Labor-force Dynamics Survey

ZHAO Hongjun¹ LIU Xiaomin² TAO Xinjie³

(1. Shanghai Normal University, Shanghai, China; 2. Fudan University, Shanghai, China;
3. State Assets Management Co. Ltd, Tianjin, China)

Abstract: During the period of the 14th Five-Year Plan, how to efficiently allocate Chinese labor supply both spatially and temporally to promote high-quality economic development has become a major problem that must be solved in China. This paper finds that 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ increase of the concentration level of $\text{PM}_{2.5}$ significantly lowers labor supply by 0.0410 hours/week. In terms of time trend, the negative impact shows a trend of first increasing in 2012 and 2014 and then decreasing in 2016. In terms of spatial differences, the negative impact in central and eastern China is larger compared with west China; and the negative impact of air pollution in northern China is larger than that in southern China; compared with east China, the negative impacts in northeast China, north China, central China, south China and southwest China are relatively smaller, and the negative impacts between northwest China and east China are not significantly different. Further analysis shows that air pollution negatively influences the physical and mental health of laborers, and accordingly reduces working time. This means that in the future, through continuous improvement of air quality, it is of practical significance to accurately match the time and space allocation of China's labor supply and demand.

Keywords: Air Pollution; Labor Supply; Spatial-Temporal Allocation

(责任编辑:武鹏)

(校对:孙志超)