

环境污染会加剧劳动力价格扭曲吗?

——来自 CFPS 的微观证据

顾 冉 蒲艳萍

(重庆大学 公共管理学院, 重庆 400044)

摘要: 基于地方政府间引资竞争视角, 细致考察了环境污染对劳动力价格扭曲的影响及作用机制。利用中国家庭追踪调查微观数据, 借助随机前沿分析方法(SFA)测度出微观个体层面的劳动力价格扭曲程度, 扭曲均值约为 37%。研究发现, 环境污染显著加剧劳动力价格扭曲, 牺牲环境质量的经济增长方式并未提高个体劳动者经济福利。环境污染损害健康人力资本, 降低劳动生产率, 同时地方政府引资竞争存在对环境标准和劳动条件的“竞次效应”, 导致高污染排放强度和低实际工资率并存的现象, 污染企业作为环境恶化的市场主体, 未能充分承担污染环境的社会成本。工具变量估计支持上述结论, 在考虑不同污染指标、经济规模以及企业所有制异质性后, 结论仍然稳健。研究有助于深入理解环境污染对收入分配的实际效应。

关键词: 环境污染; 劳动力价格扭曲; 收入分配; 地方政府竞争; 工具变量

中图分类号: F241.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)03-0101-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.03.009

一、引言

习近平总书记在党的十九大报告中明确指出, 要坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。改革开放四十年来, 中国产品市场基本实现了以价格为核心的运行机制, 但总体上要素市场化进程远滞后于产品市场^[1]。由于政策性因素和市场不完善, 劳动报酬偏离劳动贡献的现象非常普遍, 劳动力市场呈现工资水平低于边际产出向下扭曲的显著特征^[2]。持续的劳动报酬分配失衡将导致劳动力资源配置效率损失, 加剧收入分配不平等, 甚至恶化劳动关系, 成为影响社会和谐稳定的因素之一。为此, 实现劳动报酬与劳动生产率同步提高、让广大劳动者平等分享经济发展成果的诉求日渐强烈。

在这种情形下, 厘清劳动力价格扭曲的成因是有效缩小劳动报酬和劳动生产率差距的迫切要求。1978 年以来, 伴随持续快速的经济增长, 中国的环境问题日益严峻。环境污染通常被看作经济发展的“副产品”^[3], 在财政分权和以 GDP 增长为主要评估指标的制度下, 地方官员基于财政支出和晋升机会双重激励, 更倾向于“为增长而竞争”“为增长而污染”^[4-5]。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, 239 个城市环境空气质量超标, 占比高达 70.7%, 若不扣除沙

收稿日期: 2019-02-18; 修回日期: 2019-04-10

作者简介: 顾冉(1992—), 女, 山东邹城人, 重庆大学公共管理学院博士研究生, 研究方向为公共经济与公共政策; 蒲艳萍(1965—), 女, 四川西充人, 重庆大学公共管理学院教授、博士生导师, 研究方向为劳动经济学。

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(15AZD022); 重庆市研究生科研创新项目(CYB18067); 中央高校基本科研业务费(2018CDJSK01 PT 04)

尘影响,超标城市比例将上升到 72.8%。然而,很少有研究关注环境污染对劳动力价格扭曲的影响,一方面,环境污染严重危害居民健康,可能降低预期寿命,还会造成劳动力供给减少,劳动生产率降低,阻碍社会经济可持续发展^[6-8];另一方面,在地方政府竞争背景下,环境标准和劳动条件往往成为招商引资过程中“逐底竞争”的对象^[9],可能导致地区性“高污染、低工资”并存。因此,本文试图从环境污染视角探究中国劳动力价格扭曲现象,深入揭示环境污染的收入分配效应,为中国劳动力价格扭曲的客观事实提供一个新的解释。

本文重点讨论环境污染的收入分配效应,关注的具体问题是:环境污染对劳动力价格扭曲产生何种影响?牺牲环境质量的经济增长方式能否提高个体劳动者的经济福利?环境污染影响劳动力价格扭曲的作用机制和现实基础是什么?为回答上述问题,本文采用中国家庭追踪调查(2014、2016)与城市年鉴相匹配的数据,借助随机前沿分析方法(SFA),测算出样本劳动力平均价格扭曲程度约为 37%。在此基础上考察了环境污染对劳动力价格扭曲的影响和作用机制。研究发现,环境污染显著加剧劳动力价格扭曲,牺牲环境质量的经济增长方式并未提高劳动者经济福利。一方面,环境污染危害健康人力资本,显著降低劳动生产率;另一方面,环境标准和劳动条件“向下竞争”的引资模式,造成高污染排放强度和低实际工资率并存的现象。考虑到劳动力价格扭曲可能影响不同地区对环境污染的容忍度,进而影响污染排放强度,导致内生性问题,本文为环境污染构造了年均降水量和慢性病发病率两个工具变量,对基准模型的因果关系进一步检验,IV 估计支持文章基本结论。

本文的主要贡献在于:(1)基于地方政府间引资竞争视角,以污染排放强度为切入点,首次从个体劳动者层面细致考察环境污染对劳动力价格扭曲的效应,为环境规制政策的制定增加了理论依据,同时也为微观层面劳动力资源配置低效和收入分配失衡的成因提供新的解读。(2)拓展了环境污染与劳动力市场相关领域的研究,丰富现有文献对劳动力价格扭曲影响因素的探索,为环境污染对劳动力价格扭曲的影响提供了直接的经验证据。(3)在微观个体层面劳动生产率的度量方面,控制行业、地区和所有制差异后,按照劳动者个体的人力资本禀赋估计工资可能性边界,以此作为劳动生产率的代理变量。

文章结构安排如下:第二部分是理论分析与文献回顾,第三部分介绍研究设计,测度劳动力价格扭曲程度,数据说明和变量描述;第四部分报告实证回归结果与分析;第五部分进行一系列的稳健性检验;最后是主要结论与建议。

二、理论分析与文献回顾

(一) 劳动力价格扭曲的界定及分析框架

在完全竞争的劳动力市场上,当劳动力价格高于边际产出时,追求利润最大化的竞争企业会选择减少雇员,劳动力需求降低导致价格下降直至等于边际产出;在劳动力价格低于边际产出时,企业更倾向于增加雇员,进而引起价格上升,回到边际产出水平。然而,政策性因素和市场不完全性导致“劳动力价格—边际产出”缺口成为普遍现象,也就是实际工资率与劳动生产率的差异,即劳动力价格扭曲。

本文借助随机前沿分析法测算个体层面劳动力价格扭曲程度。基于以实际产量与生产可能性边界的距离测度效率的思想,我们以劳动者实际工资率与工资可能性边界的距离测量劳动力价格扭曲程度^[10-11]。工资可能性边界即为完全竞争劳动力市场上不同人力资本投入可能达到的最高工资率,新古典主义经济理论认为实际工资率取决于劳动生产率,完全市场上的工资可能性边界可用于表示个体的劳动生产率。

假定 y_i 和 $f(X_i, \theta)$ 分别代表个体 i 实际工资率与劳动生产率, ψ_i 反映二者间的距离^[12], 满足 $y_i = f(X_i, \theta) \psi_i$ 。根据既有文献,实际工资率低于劳动生产率是中国劳动力市场的显著特征^[3], 即 $0 < \psi_i \leq 1$, 如果不存在劳动力价格扭曲, 则满足 $\psi_i = 1$, 即 $\ln \psi_i \leq 0$ 。令 $\mu_i = -\ln \psi_i$, $\mu_i \geq 0$ 。考虑可能的随

机冲击 e^{ν_i} , 方程取对数得到:

$$\ln y_i = \theta_0 + \theta_1 \ln x_{1i} + \theta_2 \ln x_{2i} + \cdots + \theta_m \ln x_{mi} + \nu_i - \mu_i$$

ν_i 反映劳动力市场的随机冲击 $\nu_i \sim N(0, \sigma_\nu^2)$; $\mu_i \geq 0$, 为单边扰动项, 代表劳动者实际工资率与劳动生产率的距离; $\nu_i - \mu_i$ 为复合扰动项。由此, 微观个体层面的劳动力价格扭曲程度为:

$$DL_i = 1 - \frac{y_i}{f(x_i, \theta)} = 1 - e^{\ln \psi_i} = 1 - e^{-\mu_i} = 1 - E(e^{-\mu_i} | \nu_i - \mu_i) \quad (1)$$

现有测度劳动力价格扭曲程度的文献中, Lang^[10] 发现 2000 年德国劳动力市场上实际工资能够达到劳动生产率的 84%, 扭曲程度约为 16%; Adamchik and King^[13] 基于 2001 波兰全职工人就业数据的研究结果显示, 样本平均工资与劳动生产率的缺口在 14% 左右。基于 2007 年中国城镇居民收入调查数据 (CHIP), 城镇劳动力价格扭曲均值约为 45%~60%^[11]。

(二) 环境污染与劳动力价格扭曲

根据劳动力价格扭曲定义分解的分析框架, 劳动力价格扭曲 = 1 - 实际工资率/劳动生产率, 环境污染对劳动力价格扭曲的影响可以通过环境污染的实际工资率效应和劳动生产率效应进行分析。

环境污染是影响健康人力资本的重要因素。环境质量恶化极易诱发呼吸系统、消化系统及心血管系统等疾病, 甚至导致预期寿命缩短、死亡率提高^[14]。中国淮河以北集体供暖政策致使 TSP(粒径小于 100 μm 的总悬浮颗粒) 浓度高达 184 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, 由此造成预期寿命减少近 5.5 年^[6]。此外, 环境污染还会对心理健康产生影响, Kampa and Castanas^[15] 认为环境污染与大脑的氧化应激直接相关, 会降低感官系统的敏锐度和反应能力, 分散注意力。

环境污染对健康人力资本产生严重的负向效应, 进而造成劳动生产率损失, 现有文献对此研究结论保持一致。Zivin and Neidell^[8] 借助美国农业工人数据检验空气污染对室外劳动者生产率的影响, 发现臭氧浓度上升 10ppb 引起农业工人生产率下降 5.5%; He *et al.*^[16] 验证了环境污染显著降低纺织工人生产率; Chang *et al.*^[17] 首次将环境污染对生产率的负面效应从体力劳动扩展到室内白领工作, 利用中国携程网呼叫中心话务数据研究表明空气污染减少话务员一天内完成的通话数量从而降低生产率; 魏下海等^[18] 根据中国足球超级联赛的首发球员数据, 发现空气污染会显著降低球员传球次数。

环境污染对实际工资的影响可从污染补偿和引资竞争双重视角进行探讨。首先, 污染企业破坏当地环境, 居民忍受较低的环境质量、承担较高的健康风险, 理论上, 留在环境污染地区的劳动者应得到等于留在污染区的边际不适感的经济补偿^[19]。换言之, 如果企业充分承担污染的负外部性成本, 对于相同人力资本的劳动者, 留在污染区应得到较高的实际工资水平, 环境污染的工资效应为正。Cole *et al.*^[20] 利用英国行业污染和个体工资数据, 发现在全部污染行业内, 平均周工资补偿为 0.2~0.8 英镑, 相当于周工资水平的 0.1%~0.4%; 在污染密集度最高的行业内, 周工资补偿为 17.4~125.9 英镑, 大致为周工资水平的 6.5%~30%。

其次, 引资竞争视角的相关文献为建立环境污染与实际工资率之间的负向关系提供了间接的理论和经验证据。在区位条件和资源禀赋约束下, 地方政府通常利用包括税收、环境政策等手段, 吸引流动性要素进入, 形成普遍的横向政府间竞争。尤其在财政分权体制下, 地方政府为促进辖区内 GDP 增长, 有更大的激励选择社会成本较高的发展方式^[21], 环境质量和劳动权益更多让位于招商引资和经济发展, 降低环境标准和劳动条件的“向下竞争”方式成为地区政府间争夺流动性资源的策略手段^[22]。在中国经济快速发展的过程中, 地区政府间引资竞争对环境规制、工资和劳动条件的“竞次效应”普遍存在^[23]。相比于东部经济发达省份, 中西部地区地理位置和经济资源有限, 更倾向于通过降低环境规制标准、弱化劳动权益保护开展引资竞争^[24]。

环境污染对实际工资率的影响取决于污染补偿效应和引资竞争效应的相对大小。一方面, 地方政府有充分的动力降低环境标准、压低要素价格, 为经济发展营造宽松的引资条件; 另一方面, 追求

利润最大化的企业不会主动承担污染环境的负外部成本,同时,对于环境污染这类利害关系不直接的企业失责行为,社会监督效应缺失,即市场难以自动形成对环境污染的有效约束力^[25]。由此,本文预期引资竞争效应将超过污染补偿效应占主要位置,导致地区高污染和低工资并存的现象。

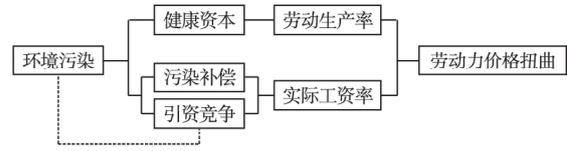


图1 环境污染与劳动力价格扭曲

综上,环境污染对劳动力价格扭曲的影响如图1所示。

三、研究设计与劳动力价格扭曲测度

(一) 基准模型

本文主要考察地级市环境污染对个体劳动力价格扭曲程度的影响效应及作用机制。首先,重点探讨环境污染对劳动力价格扭曲的影响程度;然后,根据劳动力价格扭曲的定义将其分解为劳动生产率和实际工资率,分别检验环境污染对二者产生何种影响。为此,构建如下基准模型:

$$\begin{aligned}
 DL_i &= \alpha_0 + \alpha_1 PEI_i + \alpha_2 X_{1i} + \alpha_3 X_{2i} + \xi_i \\
 productivity_i &= \beta_0 + \beta_1 PEI_i + \beta_2 X_{1i} + \beta_3 X_{2i} + \xi_i \\
 hourlywage_i &= \lambda_0 + \lambda_1 PEI_i + \lambda_2 X_{1i} + \lambda_3 X_{2i} + \xi_i
 \end{aligned} \quad (2)$$

其中,下标 i 表示第 i 个劳动者个体, DL_i 为个体 i 的劳动力价格扭曲程度, $productivity_i$ 和 $hourlywage_i$ 分别表示个体劳动生产率和实际工资率;关键解释变量 PEI_i 表示个体 i 所在地级市单位工业产值污染排放强度,其中废水排放强度对劳动力市场的影响因城市河流分布状况而异,可能存在内生问题^[5],因此本文主要分析 SO_2 和烟尘排放强度。

X_{1i} 代表劳动者个体变量集,在劳动力价格扭曲程度测算中控制了性别的生产率差异后,如果性别仍对劳动力价格扭曲具有显著影响,则表明劳动力市场存在性别歧视;理论上婚姻状况通过市场选择效应、家庭分工或婚后责任感作用于劳动力价格扭曲;工会的职能是维护劳动力合法权益,可与雇主谈判工资薪水、工作时间和工作条件,预期有助于减轻劳动力价格扭曲;家庭全年人均支出对数反映家庭社会和经济状况,家庭条件好的劳动者,通常在就业市场上获取的信息相对更丰富,工资的心理预期值更高,相应地也有更长时间用于工作搜寻、匹配,有助于减轻劳动力价格扭曲程度。 X_{2i} 表示劳动者所处的地区变量集,劳动力价格扭曲与经济发展程度、产业结构密切相关,经济发达地区的劳动力市场发育程度通常更高,工资报酬更接近劳动生产率;控制平均工资水平,有助于减少由区域之间工资差异所致的估计偏误;地区环境规制强度与环境污染密切相关,同时可能通过影响企业生产技术、要素投入结构进而对工资产生影响,本文分别使用地区排污费征收总额与 SO_2 、烟尘排放量的比值衡量环境规制强度。由于历史与制度原因,中国劳动力市场存在较为严重的由行业、地区和所有制分割造成的劳动力价格扭曲。

(二) 工具变量估计

一个地区的环境污染强度并不是随机分配的,而是当地区位条件、环境政策等因素综合作用的结果,劳动力价格扭曲程度较高的地区可能对环境污染的容忍度也较高,更能够接受环境质量恶化的现实,即区域内劳动力价格扭曲程度可能对地区污染排放强度产生反向影响。测量误差以及尚未纳入的遗漏变量,也将导致内生性问题。

本文构建了 SO_2 和烟尘排放强度的两个工具变量:区县年均降水量和社区慢性病发病率。降水对大气污染物具有冲刷和清洁作用,降水量与降水清洁效率呈正相关关系,降水量越大,清洁效率越高^[26],即降水能降低环境污染程度,空气中 SO_2 和烟尘浓度随降水量增加而减少。同时,降水量作为一种气象要素,基本上不受劳动力市场影响。值得注意的是,降水径流污染严重危害地表水质,但本文污染物指标主要分析 SO_2 和烟尘排放强度,径流污染不会导致工具变量回归产生较大的估计偏误。

社区慢性病发病率根据 CFPS 问卷中“半年内是否有慢性疾病”问题整理所得。环境污染是影响人类健康的重要因素, Schlenker and Walker^[27] 研究显示, 飞机起降产生的空气污染将额外增加机场 10 公里范围内居民的呼吸系统和心脏病住院成本。由于慢性病不构成传染, 在控制了城市人均 GDP、产业结构、平均工资水平以及家庭经济条件等变量后, 社区慢性病发病率一定程度上能够反映环境污染状况, 同时基本不会对个体的劳动力价格扭曲产生影响。本文预期, 社区慢性病发病率越高, SO₂ 和烟尘排放强度越大。

基于上述讨论, 建立如下两阶段回归方程, 估计污染排放强度对劳动力价格扭曲的效应。模型 (3) 为一阶段估计方程, 污染排放强度为被解释变量, 两个工具变量——区县年均降水量和社区慢性病发病率——为主要解释变量, 劳动者个体变量、地区变量以及所有制、行业、地区效应与基准模型一致, 作为外生变量参与一阶段回归。将模型 (3) 估计所得的 PEI_i 分别带入模型 (4) 中 3 个方程的右边, 以进行二阶段回归。

一阶段估计方程:

$$PEI_i = \rho_0 + \rho_1 Rain_i + \rho_2 Chronic_i + \rho_3 X_{1i} + \rho_4 X_{2i} + \xi_i \quad (3)$$

二阶段估计方程:

$$\begin{aligned} DL_i &= \alpha_0 + \alpha_1^* PEI_i + \alpha_2 X_{1i} + \alpha_3 X_{2i} + \varepsilon_i \\ productivity_i &= \beta_0 + \beta_1^* PEI_i + \beta_2 X_{1i} + \beta_3 X_{2i} + \varepsilon_i \\ hourlywage_i &= \lambda_0 + \lambda_1^* PEI_i + \lambda_2 X_{1i} + \lambda_3 X_{2i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

(三) 劳动力价格扭曲程度测度与分析

根据劳动力价格扭曲的分析框架, 采用模型 (5) 测量劳动力价格扭曲程度:

$$\ln y_i = \theta_0 + \theta_1 \ln edu_i + \theta_2 \ln exp_i + \theta_3 \ln exp2_i + \theta_4 Gender_i + \theta_5 Health_i + v_i - \mu_i \quad (5)$$

$\ln y_i$ 表示个体 i 小时工资对数, 包含奖金、年终奖和实物补贴; $\ln edu_i$ 是个体受教育年限的对数; $\ln exp_i$ 和 $\ln exp2_i$ 分别为工龄对数和工龄平方的对数; $Gender_i$ 代表个体 i 的性别, 男性赋值为 1, 女性赋值为 0; $Health_i$ 从 1 到 5 表示健康状况越来越好。表 1 汇报了劳动力价格扭曲程度模型估计结果。

表 1 劳动力价格扭曲程度测度模型估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | Half Normal | Exponential | Truncated Normal | Half Normal | Exponential | Truncated Normal |
| <i>Gender</i> | 0.255 *** (0.015 4) | 0.255 *** (0.015 4) | 0.256 *** (0.015 4) | 0.301 *** (0.024 7) | 0.302 *** (0.024 7) | 0.302 *** (0.024 7) |
| <i>Edu</i> | 0.050 6 *** (0.001 9) | 0.050 8 *** (0.001 9) | 0.042 6 *** (0.002) | 0.059 *** (0.003 2) | 0.059 *** (0.003 2) | 0.059 *** (0.003 2) |
| <i>Exper</i> | 0.035 *** (0.002 3) | 0.035 2 *** (0.002 3) | 0.033 6 *** (0.002 3) | 0.033 *** (0.003 6) | 0.033 *** (0.003 6) | 0.033 *** (0.003 6) |
| <i>Exper2</i> | -0.000 7 *** (0.000 05) | -0.000 7 *** (0.000 05) | -0.000 72 *** (0.000 05) | -0.000 7 *** (0.000 08) | -0.000 7 *** (0.000 08) | -0.000 7 *** (0.000 08) |
| <i>Health</i> | 0.038 *** (0.006 9) | 0.038 3 *** (0.006 9) | 0.036 4 *** (0.006 8) | 0.021 * (0.011 3) | 0.021 * (0.011 3) | 0.021 * (0.011 3) |
| <i>Constant</i> | 1.734 *** (0.072 1) | 1.531 *** (0.060 6) | 1.929 *** (0.108) | 1.823 *** (0.128) | 1.613 *** (0.097 6) | 1.738 *** (0.158 4) |
| <i>Industry</i> | N | N | Y | N | N | Y |
| <i>Ownership</i> | N | N | Y | N | N | Y |
| <i>Province</i> | N | N | Y | N | N | Y |
| σ_v | 0.72 | 0.75 | 0.69 | 0.88 | 0.91 | 0.89 |
| σ_μ | 0.51 | 0.21 | 0.48 | 0.58 | 0.26 | 0.8 |
| λ | 0.71 *** | 0.28 *** | 0.7 *** | 0.66 *** | 0.28 *** | 0.9 *** |
| <i>N</i> | 8 557 | 8 557 | 8 557 | 4 497 | 4 497 | 4 497 |

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平上显著; 括号内为标准误; λ 表示信噪比, 无效率项与随机扰动项的标准差之比 (σ_μ / σ_v)。

表1第(1)至第(3)列、第(4)至第(6)列分别汇报2014年、2016年两个年份数据在半正态模型、指数模型和断尾正态模型三种设定下的最大似然估计结果,均与传统人力资本理论一致。本文主要分析控制行业、地区和所有制因素后的断尾正态模型的测度结果,平均而言,劳动力价格扭曲程度高达37.4%,劳动报酬与劳动生产率失衡现象不容忽视。

样本期内劳动力价格扭曲程度核密度分布如图2所示,核密度曲线主要位于纵轴右侧,即劳动力价格水平低于劳动生产率向下扭曲是样本期内劳动力市场上的客观事实。与2014年相比,2016年核密度曲线向左偏移,劳动力价格扭曲得到一定缓解,同时,2016年个体劳动力价格扭曲差异程度呈现更加收敛的特征,两个年份的平均扭曲程度分别为40.6%、31.4%。

(四) 数据说明与变量描述

本文核心解释变量地级市污染排放强度——单位工业产值SO₂排放强度、烟尘排放强度,以及控制变量中劳动者所在的地区变量数据来自于

《中国城市统计年鉴》;劳动力价格扭曲程度测度、劳动者个体变量数据来源于中国家庭追踪调查数据(CFPS2014、2016);工具变量中的降水量经国家气象科学数据共享服务平台提供的1981—2010年20年的月均降水量数据整理得到,通过CFPS成人样本中“半年内是否有慢性疾病”这一问题计算社区平均慢性病发病率。

CFPS数据样本覆盖25省162个区县^①,代表中国95%的人口,是一项全国性、综合性的社会跟踪调查项目。本文将CFPS2014、2016的劳动者个体数据与城市宏观数据进行匹配,根据变量的经济含义,删除了部分无效和主要变量缺失的样本,并对原始工资进行2.5%的双边缩尾处理,以避免异常值导致的估计偏误。小时工资、家庭全年人均支出、地级市人均GDP、平均工资水平等变量采用对应价格指数平减后的实际水平。最后,162个区县匹配到119个地级市,2014年和2016年共13426个有效的劳动者个体样本。主要变量的描述性统计如表2所示。

表2 主要变量描述性统计表

| 变量名称 | 变量描述 | N | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|----------------------|-----------------------------|--------|--------|-----------|-------|--------|
| DL | 劳动力价格扭曲程度 | 13 054 | 0.374 | 0.107 | 0.143 | 0.704 |
| PEI _{SO2} | 单位工业产值SO ₂ 排放对数 | 13 393 | 2.783 | 0.950 | 0.235 | 5.730 |
| PEI _{smoke} | 单位工业产值烟尘排放对数 | 13 393 | 2.181 | 1.153 | 0.099 | 5.315 |
| Rain | 降水量对数 | 13 320 | 6.722 | 0.512 | 5.142 | 7.706 |
| Chronic | 社区慢性病发病率 | 13 426 | 0.093 | 0.073 | 0 | 1 |
| Gender | 性别(男性为1) | 13 392 | 0.600 | 0.490 | 0 | 1 |
| Marriage | 婚姻状况(有配偶为1) | 13 393 | 0.750 | 0.433 | 0 | 1 |
| Union | 是否加入工会(加入工会为1) | 13 392 | 0.043 | 0.204 | 0 | 1 |
| Expenditure | 家庭全年人均支出对数 | 13 259 | 8.421 | 1.101 | 5.202 | 10.562 |
| PerGDP | 地级市人均GDP对数 | 13 320 | 10.515 | 0.825 | 5.094 | 12.137 |
| Structure | 地级市二产比重对数 | 13 393 | 3.840 | 0.216 | 2.983 | 4.374 |
| Wage mean | 地级市平均工资对数 | 13 124 | 10.360 | 1.671 | 0.182 | 11.515 |
| ER1 | 排污费征收总额/SO ₂ 排放量 | 13 393 | 0.614 | 0.394 | 0.119 | 3.128 |
| ER2 | 排污费征收总额/烟尘排放量 | 13 393 | 1.048 | 0.765 | 0.206 | 7.076 |
| Ownership | 所有制(国有企业为1) | 13 393 | 0.212 | 0.409 | 0 | 1 |
| Industry | 行业 | 13 062 | 7.151 | 5.088 | 1 | 21 |
| Province | 省份 | 13 413 | 37.532 | 14.416 | 11 | 65 |

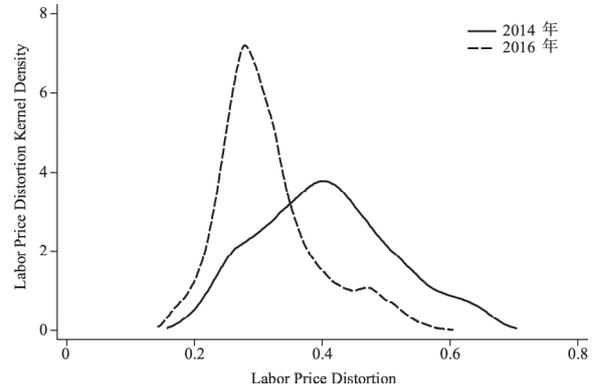


图2 劳动力价格扭曲程度核密度分布

四、主要实证结果与分析

(一) 环境污染与劳动力价格扭曲

本文首先考察环境污染是否影响劳动力价格扭曲的问题,表3汇报了以SO₂排放强度为环境污染衡量指标的回归结果。第(1)列仅以SO₂排放强度对劳动力价格扭曲进行简单回归,估计系数在1%统计水平上显著为正。第(2)列在简单回归基础上增加劳动者个体特征和地区控制变量,结果显示,SO₂排放强度的回归系数仍显著为正,表明单位工业产值SO₂排放量越多,劳动力价格扭曲程度越高,环境污染加剧了劳动力价格扭曲,牺牲环境质量的经济发展方式并未提高劳动者福利,劳动者在承担环境恶化成本的同时,未获得更为合理的经济收益。第(3)列汇报了区县层面的聚类稳健标准误,以减少未控制的区县特征对回归结果造成的干扰。

第(4)和第(5)列采用工具变量法处理基准模型存在的内生性问题。第一阶段回归结果验证了工具变量的相关性,F值显著大于经验规则,两个工具变量对内生变量的估计系数均在1%显著性水平上通过检验,降雨量越大、慢性病发病率越低的社区,SO₂排放强度越低,表明不存在弱工具变量问题。过度识别检验的P值约0.48,不能拒绝工具变量外生的原假设。与基准模型回归结果(第(3)列)相比,从系数方向来看,SO₂排放强度均显著加剧劳动力价格扭曲;从系数大小来看,估计系数从0.1增加到0.228,表明反向因果和难以衡量的遗漏变量等共同导致OLS回归低估了环境污染对劳动力价格扭曲的边际效应。

以烟尘排放强度为环境污染衡量指标的回归结果如表4,第(1)列汇报了烟尘排放强度与劳动力价格扭曲的简单二元关系,第(2)列增加控制变量,第(3)列进行区县聚类回归的估计系数依旧显著为正,意味着烟尘排放强度越高的地区,其劳动力价格扭曲程度越严重。与表3思路一致,表4第(4)和第(5)列工具变量第一阶段和第二阶段估计结果支持两个工具变量的相关性和外生性,2SLS回归中烟尘排放强度的系数为0.21,支持环境污染显著加剧劳动力价格扭曲的基本结论。

(二) 环境污染的劳动生产率效应和工资率效应

为检验环境污染对劳动力价格扭曲的作用机制,本文分别估计了环境污染对劳动生产率和实际工资率的影响。以个体劳动者工资可能性边界对数作为劳动生产率的代理变量,以小时工资对数表

表3 环境污染与劳动力价格扭曲:SO₂排放强度

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| | OLS | OLS | OLS_Cluster | First Stage | IV |
| <i>PEI_{SO2}</i> | 0.193*** (0.00975) | 0.0988*** (0.0120) | 0.0988*** (0.0289) | | 0.228*** (0.0245) |
| <i>Rain</i> | | | | -0.704*** (0.0124) | |
| <i>Chronic</i> | | | | 0.327*** (0.0896) | |
| <i>Gender</i> | | -0.0223 (0.0176) | -0.0223 (0.0191) | 0.049*** (0.0114) | -0.0323* (0.0177) |
| <i>Marriage</i> | | -0.0376* (0.0203) | -0.0376 (0.0232) | -0.031** (0.013) | -0.0349* (0.0204) |
| <i>Union</i> | | -0.279*** (0.0348) | -0.279*** (0.0424) | 0.024 (0.0314) | -0.281*** (0.0354) |
| <i>Expenditure</i> | | -0.0567*** (0.00789) | -0.0567*** (0.0103) | -0.027*** (0.0053) | -0.0516*** (0.00799) |
| <i>PerGDP</i> | | -0.128*** (0.0138) | -0.128*** (0.0415) | -0.389*** (0.0139) | -0.0677*** (0.0167) |
| <i>Structure</i> | | 0.685*** (0.0435) | 0.685*** (0.107) | -0.0655*** (0.0363) | 0.768*** (0.0464) |
| <i>Wagemean</i> | | -0.00497 (0.00568) | -0.00497 (0.00822) | -0.0123*** (0.0032) | -0.00420 (0.00571) |
| <i>ER1</i> | | -0.1436*** (0.0293) | -0.1436*** (0.0564) | -0.9912*** (0.0198) | -0.0081 (0.0374) |
| <i>Ownership</i> | N | Y | Y | Y | Y |
| <i>Industry</i> | N | Y | Y | Y | Y |
| <i>Province</i> | N | Y | Y | Y | Y |
| <i>Constant</i> | 3.207*** (0.0280) | 3.156*** (0.261) | 3.156*** (0.638) | 15.647*** (0.1755) | 1.624*** (0.367) |
| <i>F</i> | 392.1 | 351.0 | 135.0 | 1811.32 | |
| <i>R²_a</i> | 0.0290 | 0.194 | 0.194 | 0.5538 | 0.187 |
| <i>N</i> | 13054 | 12687 | 12687 | 12687 | 12687 |
| <i>P-value of Overid Test</i> | | | | | 0.4756 |

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;括号内为稳健标准误;P-value of Overid Test 考察工具变量的外生性,汇报过度识别检验的P值,原假设为“所有工具变量均外生”。

示实际工资率,表5和表6分别汇报了SO₂和烟尘排放强度对劳动生产率和实际工资率的回归结果。结果显示,污染排放强度对劳动生产率的估计系数显著为负,地区环境污染排放强度对个体劳动生产率产生显著的阻碍作用,与现有研究的经验结论保持一致。IV估计结果也支持这一判断。表5第(3)、第(4)列,表6第(3)、第(4)列结果显示,地区污染排放强度显著抑制个体劳动者的实际工资率。相同人力资本禀赋的劳动者在环境污染强度越高的地区获得的实际工资水平越低,与本文理论分析的预期一致。

进一步比较污染排放强度对劳动生产率和实际工资率的回归系数发现,生产率效应低于工资率效应,意味着环境污染加剧劳动力价格扭曲的原因在于,环境污染对实际工资率的抑制作用超过了污染引起的劳动生产率的降低程度。污染排放强度越大,该地区对环境污染的容忍度相对越高,经济发展更依靠污染型企业,劳动力市场的资源配置更加偏离市场价格。

(三) 地方政府引资竞争、环境污染与工资率效应

上述研究表明,环境污染通过降低劳动生产率和更大程度地抑制实际工资率进而产生加剧劳动力价格扭曲的效应。环境污染对个体劳动者健康和生产率的负向影响已得到广泛的理论和经验支持^[8,16-18],但环境污染对实际工资率的抑制作用是地方政府引资竞争造成的吗?为回答这一问题,进一步实证考察地方政府招商引资是否存在对环境标准和工资条件的“向下竞争”^②。考虑到引资竞争对环境污染和实际工资率的同时性影响,本文构建如下联立方程模型进行分析:

$$\begin{aligned} PEI_i &= \gamma_0 + \gamma_1 gperFDI_i + \gamma_2 X_{pi} + \xi_i \\ hourlywage_i &= \eta_0 + \eta_1 gperFDI_i + \eta_2 X_{wi} + \xi_i \\ hourlywage_i &= \eta_{p0} + \eta_{p1} gperFDI_i + \eta_{p2} PEI_i + \eta_{p3} X_{wi} + \xi_i \end{aligned} \quad (6)$$

模型(6)包含污染排放强度PEI方程、加入和不加入PEI_i变量的小时工资方程。吸引外商直接投资是地方政府竞争的集中表现,本文采用地级市人均FDI增长率gperFDI_i衡量地方政府引资竞争。X_{wi}表示小时工资方程的控制变量,包括劳动者性别、婚姻状况、是否加入工会,地区变量包括人均GDP、产业结构、平均工资,以及企业所有制、行业和地区效应。X_{pi}表示PEI方程的控制变量,在小时工资方程地区变量基础上加入环境规制强度变量。

表4 环境污染与劳动力价格扭曲:烟尘排放强度

| | (1) OLS | (2) OLS | (3) OLS_Cluster | (4) First Stage | (5) IV |
|-----------------------------|---------------------------|----------------------------|--------------------------|---------------------------|----------------------------|
| <i>PEI_{smoke}</i> | 0.087 9 *** (0.007 92) | 0.047 4 *** (0.009 60) | 0.047 4 * (0.028 0) | | 0.214 *** (0.0211) |
| <i>Rain</i> | | | | -0.816 *** (0.013 9) | |
| <i>Chronic</i> | | | | 0.723 *** (0.106 4) | |
| <i>Gender</i> | | -0.016 4 (0.017 6) | -0.016 4 (0.019 2) | 0.044 *** (0.014 7) | -0.029 4 * (0.017 9) |
| <i>Marriage</i> | | -0.051 6 ** (0.020 4) | -0.051 6 ** (0.024 3) | -0.029 * (0.016 8) | -0.049 7 ** (0.020 6) |
| <i>Union</i> | | -0.298 *** (0.034 8) | -0.298 *** (0.046 9) | 0.061 (0.039 4) | -0.305 *** (0.035 8) |
| <i>Expenditure</i> | | -0.063 4 *** (0.007 93) | -0.063 4 *** (0.0108) | -0.046 *** (0.006 7) | -0.053 7 *** (0.008 09) |
| <i>PerGDP</i> | | -0.209 *** (0.014 6) | -0.209 *** (0.070 8) | -0.456 *** (0.014 3) | -0.120 *** (0.016 8) |
| <i>Structure</i> | | 0.874 *** (0.041 4) | 0.874 *** (0.117) | -0.771 *** (0.041 2) | 1.003 *** (0.045 5) |
| <i>Wage mean</i> | | -0.017 3 *** (0.005 69) | -0.017 3 * (0.010 1) | 0.037 *** (0.004) | -0.025 1 *** (0.005 85) |
| <i>ER2</i> | | 0.092 6 *** (0.013 4) | 0.092 6 * (0.048 1) | -0.542 5 *** (0.013 6) | 0.193 *** (0.018 8) |
| <i>Ownership</i> | N | Y | Y | Y | Y |
| <i>Industry</i> | N | Y | Y | Y | Y |
| <i>Province</i> | N | Y | Y | Y | Y |
| <i>Constant</i> | 3.552 *** (0.019 4) | 3.370 *** (0.252) | 3.370 *** (0.838) | 16.837 *** (0.22) | 1.303 *** (0.344) |
| F | 123.2 | 327.3 | 127.5 | 1 343.36 | |
| R ² _a | 0.009 09 | 0.189 | 0.189 | 0.518 2 | 0.168 |
| N | 13 054 | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 |
| P-value of Overid Test | | | | | 0.286 1 |

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;括号内为稳健标准误;P-value of Overid Test 考察工具变量的外生性,汇报过度识别检验的P值,原假设为“所有工具变量均外生”。

表7首先对联立方程模型中的单方程进行分别估计,然后采用三阶段最小二乘法(3SLS)进行系统估计。结果显示,人均FDI增长率在1%统计水平上显著增加SO₂、烟尘排放强度,同时显著降低个体劳动者的实际工资率,表明地方政府引资竞争存在对环境标准和工资条件的“竞次效应”。包括污染排放强度的小时工资方程的3SLS估计结果显示(第(6)列),人均FDI增长率显著降低个体实际工资率,污染排放强度的估计系数不再通过显著性检验,意味着环境污染对实际工资率的抑制作用确实是地方政府引资竞争造成的。各地区在招商引资的竞争过程中,采用降低环境规制标准、弱化劳动权益保护的方式吸引投资,而企业自身没有足够的激励主动承担环境污染给当地居民造成的负外部性成本,换言之,个体劳动者没有获得环境质量下降的经济补偿或经济补偿不足以弥补为吸引投资而被压低的劳动条件,环境污染对实际工资率的影响表现为抑制作用。

表5 环境污染的劳动生产率效应和工资率效应:SO₂ 排放强度

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|
| | Productivity OLS | Productivity IV | Hourly wage OLS | Hourly wage IV |
| <i>PEI</i> _{SO₂} | -0.069 2*** (0.015 2) | -0.184*** (0.020 1) | -0.078 1*** (0.015 6) | -0.207*** (0.020 5) |
| <i>Controls</i> | Y | Y | Y | Y |
| F | 72.58 | | 68.16 | |
| R ² _a | 0.106 | 0.096 8 | 0.114 | 0.103 |
| N | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 |
| P-value of Overid Test | | 0.735 | | 0.542 6 |

注:控制变量与表3、表4一致。

表6 环境污染的劳动生产率效应和工资率效应:烟尘排放强度

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|
| | Productivity OLS | Productivity IV | Hourly wage OLS | Hourly wage IV |
| <i>PEI</i> _{smoke} | -0.057 1*** (0.011 0) | -0.147*** (0.017 2) | -0.062 1*** (0.011 5) | -0.167*** (0.017 6) |
| <i>Controls</i> | Y | Y | Y | Y |
| F | 74.55 | | 70.65 | |
| R ² _a | 0.109 | 0.099 8 | 0.116 | 0.105 |
| N | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 |
| P-value of Overid Test | | 0.572 8 | | 0.345 6 |

注:控制变量与表3、表4一致。

表7 引资竞争、环境污染与工资率

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|-------------------------|-------------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|
| | <i>PEI</i> OLS | <i>PEI</i> 3SLS | <i>Hourly wage</i> OLS | <i>Hourly wage</i> 3SLS | <i>Hourly wage</i> OLS | <i>Hourly wage</i> 3SLS |
| Panel A: <i>PEI</i> _{SO₂} | | | | | | |
| <i>PEI</i> _{SO₂} | | | | | -0.100 5*** (0.010 4) | -0.004 1 (0.005 2) |
| <i>gperFDI</i> | 0.118 6*** (0.005 3) | 0.118 7*** (0.005 3) | -0.031 3*** (0.006 5) | -0.031 3*** (0.006 5) | -0.018 2*** (0.006 6) | -0.030 8*** (0.006 6) |
| <i>Controls</i> | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| R ² _a | 0.423 5 | 0.424 3 | 0.101 6 | 0.102 4 | 0.108 7 | 0.102 9 |
| N | 11 498 | 11 491 | 11 491 | 11 491 | 11 491 | 11 491 |
| Panel B: <i>PEI</i> _{smoke} | | | | | | |
| <i>PEI</i> _{smoke} | | | | | -0.088 2*** (0.008 2) | -0.003 8 (0.004 3) |
| <i>gperFDI</i> | 0.187 5*** (0.006 7) | 0.187 8*** (0.006 7) | -0.031 3*** (0.006 5) | -0.031 3*** (0.006 5) | -0.012 6* (0.006 7) | -0.030 5*** (0.006 6) |
| <i>Controls</i> | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| R ² _a | 0.456 7 | 0.457 2 | 0.101 6 | 0.102 4 | 0.110 4 | 0.103 1 |
| N | 11 498 | 11 491 | 11 491 | 11 491 | 11 491 | 11 494 |

注:控制变量与表3、表4一致。

另一个值得注意的问题是,控制地区因素后,地方政府引资竞争造成地区污染排放强度增加、实际工资率降低,为什么劳动者没有从“高污染、低工资”的地区流向“低污染、高工资”的地区?这种现象与中国劳动力市场区域间的不平衡密切相关,与污染排放强度较小的地区相比,选择污染排放强度大的经济发展方式的区域,劳动者遭受环境质量恶化、劳动生产率降低、实际工资率被侵蚀“三

重损失”,但劳动力流动并未使劳动力市场自动“出清”,表明区域间劳动力流动性和配置效率有待提高,也意味着环境污染区的就业选择有限,劳动力供给缺乏弹性。

五、稳健性检验

(一) 替换环境污染指标

针对环境污染的研究,不同文献选取的指标有所不同,如大气浓度、人均污染排放量、污染排放强度、根据污染物排放量计算的综合指数等。本文以 SO_2 和烟尘排放强度作为环境污染的主要衡量指标,为减少指标选择造成的估计偏误,本节构建了 SO_2 和烟尘排放强度的综合指数进行稳健性检验。借助朱平芳等^[28]的指数构造方法,将环境污染综合指数定义为:

$$PEI_{total} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m PV_{ij}$$

$$PV_{ij} = \frac{PEI_{ij}}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n PEI_{ij}\right)} \quad (7)$$

其中 PEI_{ij} 表示城市 i 单位工业产值中污染物 j 的排放量; PV_{ij} 是无量纲的相对指标,代表城市 i 单位工业产值中污染物 j 的排放量在样本城市平均排放量中的相对水平, PV_{ij} 越大,表示城市 i 污染物的 j 排放强度在样本范围内相对越高; PEI_{total} 是地级市层面各污染物相对排放水平的加总平均。

表 8 和表 9 分别报告了以环境污染综合指数 PEI_{total} 和人均 SO_2 排放量^③ 作为环境污染衡量指标的回归结果,支持本文基本结论:环境污染显著加剧劳动力价格扭曲,并且对实际工资率的抑制程度超过对劳动生产率的抑制作用。工具变量估计提供了更为稳健的证据。

表 8 替换环境污染指标:环境污染综合指数

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------|--------------------------|------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|
| | DL | DL | Productivity | Productivity | Hourly wage | Hourly wage |
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| PEI_{total} | 0.029 7*** (0.006 54) | 0.217 *** (0.023 4) | -0.031 1*** (0.005 43) | -0.173 *** (0.019 3) | -0.034 5*** (0.005 62) | -0.194 *** (0.019 7) |
| Controls | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| F | 347.2 | | 132.0 | | 144.5 | |
| R^2_a | 0.191 | 0.128 | 0.105 | 0.049 6 | 0.114 | 0.046 3 |
| N | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 |

注:控制变量与表 3、表 4 一致。

表 9 替换环境污染指标:人均 SO_2 排放量

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|
| | DL | DL | Productivity | Productivity | Hourly wage | Hourly wage |
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| $PerSO_2$ | 0.075 3*** (0.013 4) | 0.36 2 *** (0.040 6) | -0.040 3 *** (0.011 1) | -0.285 *** (0.033 0) | -0.045 9 *** (0.011 4) | -0.319 *** (0.033 8) |
| Controls | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| F | 343.9 | | 129.4 | | 141.7 | |
| R^2_a | 0.192 | 0.162 | 0.104 | 0.070 0 | 0.112 | 0.071 7 |
| N | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 | 12 687 |

注:控制变量与表 3、表 4 一致。

(二) 考虑地区经济规模

污染排放量和经济规模“双高”“双低”是否造成不同地区污染排放强度指标在数值上无差异?为更好地识别不同经济规模下环境污染对劳动力价格扭曲的影响,本节在基准模型中加入工业总产值与污染排放强度的交互项。首先对 SO_2 、烟尘排放强度、工业总产值进行均值中心化处理,然后产生交互项进行回归分析。表 10 汇报了检验结果, SO_2 、烟尘排放强度显著加剧劳动力价格扭曲,工业

总产值增加有助于降低扭曲程度,交互项未通过显著性检验,表明污染排放强度与劳动力价格扭曲的关系没有随经济规模变化而发生显著变化,意味着强度指标不存在干扰研究结论的问题,本文结论具有稳健性。

(三) 考虑企业所有制异质性

所有制异质性是中国现实情境下劳动力市场和企业行为差异的重要来源,环境污染对劳动力价格扭曲的影响在国有企业和非国有企业间是否具有不同表现?表11第(1)至第(4)列分别采用OLS、IV方法估计

了环境污染对两种类型企业劳动力价格扭曲的效应:污染排放强度显著加剧劳动力价格扭曲,无论在国有企业还是非国有企业,这一结论均成立。进一步比较两类企业间的系数差异,非国有企业样本OLS、IV估计系数均大于国有企业,系数差异检验在5%显著性水平上拒绝两类企业系数相等的原假设,表明污染排放强度更大程度地加剧非国有企业劳动力价格扭曲。第(5)和第(6)列直接考察企业所有制变量的调节效应,结果显示,交互项在1%显著性水平上通过检验,污染排放强度对非国有企业劳动力价格扭曲的加剧效应确实超过对国有企业的影响,可能的原因是国有企业对环境标准和劳动者权益标准的执行程度均较非国有企业更加严格,由此说明对政策、法规、行业标准等的执行程度也是影响劳动力价格扭曲的重要因素。

表10 对环境污染指标的检验:经济规模

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| $PEI_{SO_2_Center}$ | 0.0423*** (0.0125) | 0.0444*** (0.0129) | | |
| PEI_{smoke_Center} | | | 0.0412*** (0.0121) | 0.0429*** (0.0125) |
| $Output_Center$ | -0.0807*** (0.0165) | -0.0805*** (0.0165) | -0.0522*** (0.0170) | -0.0522*** (0.0170) |
| $PEI_{SO_2_C} \times Output_C$ | | | 0.00704 (0.0104) | |
| $PEI_{smoke_C} \times Output_C$ | | | | 0.00523 (0.00986) |
| Controls | Y | Y | Y | Y |
| F | 434.5 | 405.4 | 436.8 | 407.8 |
| R ² _a | 0.329 | 0.329 | 0.330 | 0.330 |
| N | 12687 | 12687 | 12687 | 12687 |

注:控制变量与表3、表4一致。

表11 环境污染与劳动力价格扭曲:企业所有制异质性

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|-------------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | OLS |
| $PEI_{SO_2_Center}$ | 0.0564*** (0.0163) | 0.169*** (0.0340) | 0.106*** (0.0128) | 0.230*** (0.0268) | 0.0881*** (0.0107) | 0.0898*** (0.0108) |
| $Ownership_Center$ | | | | | -0.290*** (0.00748) | -0.289*** (0.00745) |
| $PEI_{SO_2_C} \times Ownership_C$ | | | | | | -0.0402*** (0.00655) |
| Controls | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| Sample | 国有企业 | 国有企业 | 非国有企业 | 非国有企业 | 全样本 | 全样本 |
| F | 24.50 | | 100.5 | | 351.0 | 332.6 |
| R ² _a | 0.0863 | 0.0703 | 0.0991 | 0.0906 | 0.194 | 0.196 |
| N | 2739 | 2739 | 9948 | 9948 | 12687 | 12687 |
| SO ₂ 排放强度系数差异检验: (1) - (3) = 0 | | | 5.59** | | | |

注:控制变量与表3、表4一致。

六、主要结论与建议

本文借助中国家庭追踪调查与城市污染排放、经济发展等特征相匹配的数据,实证考察了环境污染对劳动力价格扭曲的影响和作用机制。研究发现:第一,中国劳动力市场具有实际工资率低于劳动生产率的特征,样本劳动力价格扭曲均值约37%;第二,SO₂和烟尘排放强度越大,劳动力价格扭曲程度越高,环境污染显著加剧劳动力价格扭曲,牺牲环境质量的经济增长方式并未提高劳动者福利;第三,环境污染主要通过抑制劳动生产率和实际工资率对劳动力价格扭曲产生加剧作用,引资竞争导致的对实际工资率的抑制作用超过了污染引起的劳动生产率的降低程度。工具变量估计和稳健性检验支持上述结论。

地方政府竞争存在对环境标准和劳动条件的“竞次效应”,引资模式偏袒资本、弱化劳动权益,同时企业未能充分承担污染环境造成的社会成本,加剧劳动力价格扭曲。此外,引资竞争造成“高污染、低工资”并存的现象,但劳动力流动并未有效改变这一状况,究其原因,区域间市场分割和不平衡发展阻碍劳动力的自由流动,诸多制度性壁垒增加流动成本,高污染地区的劳动者面临的就业选择有限,劳动力供给缺乏弹性。

实现居民收入增长和经济增长的同步、劳动报酬提高和劳动生产率提高的同步,是高质量发展阶段的迫切要求和重要保障。第一,应加大对劳动者的技术与技能培训,增强劳动力跨区域、跨部门流动能力,有助于缓解劳动力价格扭曲程度。第二,针对污染企业未能充分承担污染造成的社会成本的情况,应着力推进环境污染外部成本的内部化,将污染环境的负外部社会成本内化到纳税企业的生产经营过程中,合理矫正企业环境污染的负外部性。第三,在环境保护税收分配决策中,政府政策制定者应充分发挥环保税收政策逆向约束与正向激励的双重作用,努力在环境恢复、减排激励和劳动者福利之间实现平衡。第四,中西部地区应注重改善投资环境,降低交易成本,增强招商引资能力,避免产业梯度转移过程中的“污染接力”以及对劳动者的工资侵蚀。

注释:

- ①CFPS 涵盖 25 省调查数据,不包括中国香港、中国澳门、中国台湾、新疆、青海、内蒙古、宁夏和海南。
- ②此处感谢审稿人提出实证探讨引资竞争因素的建设性意见。
- ③当采用人均烟尘排放量作为环境污染变量指标时,与人均 SO₂ 排放量的回归结果相似,限于篇幅,稳健性检验中替换环境污染指标时没有汇报相关结果。

参考文献:

- [1]张杰,周晓艳,郑文平等.要素市场扭曲是否激发了中国企业出口[J].世界经济,2011(8):134-160.
- [2]王宁,史晋川.中国要素价格扭曲程度的测度[J].数量经济技术经济研究,2015(9):149-161.
- [3]陆旸.从开放宏观的视角看环境污染问题:一个综述[J].经济研究,2012(2):146-158.
- [4]JIA R X. Pollution for promotion[J]. Social science electronic publishing, 2012.
- [5]左翔,李明.环境污染与居民政治态度[J].经济学(季刊),2016(4):1409-1438.
- [6]CHEN Y, EBENSTEIN A, GREENSTONE M, et al. Evidence on the impact of sustained exposure to air pollution on life expectancy from China's Huai River policy[J]. PNAS, 2013, 110(32):12936-12941.
- [7]HANNA R, OLIVA P. The effect of pollution on labor supply: evidence from a natural experiment in Mexico City[J]. Journal of public economics, 2015, 122(10):68-79.
- [8]ZIVIN J G, NEIDELL M. The impact of pollution on worker productivity[J]. American economic review, 2012, 102(7):3652-3673.
- [9]周杰琦,汪同三.外商投资、环境监管与环境效率——理论拓展与来自中国的经验证据[J].产业经济研究,2017(4):67-79.
- [10]LANG G. The difference between wages and wage potentials: earnings disadvantages of immigrants in Germany[J]. Journal of economic inequality, 2005, 3(1):21-42.
- [11]庞念伟,陈广汉,宋冉.城镇就业市场上劳动力工资扭曲程度测度[J].南方经济,2014(8):1-12.
- [12]周先波,刘建广,郑馨.信息不完全、搜寻成本和均衡工资——对广东省外来农民工劳动力市场信息不完全程度的测度[J].经济学(季刊),2016(1):149-172.
- [13]ADAMCHIK V A, KING A E. Labor market efficiency in Poland: a stochastic wage frontier analysis[J]. The international journal of business and finance research, 2007, 1(2):41-50.
- [14]祁毓,卢洪友,杜亦譔.环境健康经济学研究进展[J].经济学动态,2014(3):124-137.
- [15]KAMPA M, CASTANAS E. Human health effects of air pollution[J]. Environmental Pollution, 2008, 151(2):362-367.

- [16] HE J X ,LIU H M ,SALVO A. Severe air pollution and labor productivity: evidence from industrial towns in China [J]. Social science electronic publishing 2015.
- [17] CHANG T ,GRAFF ZIVIN J ,GROSS T ,et al. The effect of pollution on worker productivity: evidence from call center workers in China [R]. NBER working paper No. 22328 2016.
- [18] 魏下海,林涛,张宁,等. 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 [J]. 财经研究 2017(7): 4-19.
- [19] GAWANDE K ,BERRENS R P ,BOHARA A K. A consumption-based theory of the environmental Kuznets Curve [J]. Ecological economics 2001 37(1): 101-112.
- [20] COLE M A ,ELLIOTT R J R ,LINDLEY J K. Dirty money: is there a wage premium for working in a pollution intensive industry? [J]. Journal of risk & uncertainty 2009 39(2): 161-180.
- [21] 聂辉华,李金波. 政企合谋与经济发展 [J]. 经济学(季刊) 2007(1): 75-90.
- [22] 邓玉萍,许和连. 外商直接投资、地方政府竞争与环境污染——基于财政分权视角的经验研究 [J]. 中国人口·资源与环境 2013(7): 155-163.
- [23] 邵敏,包群. 外资进入是否加剧中国国内工资扭曲: 以国有工业企业为例 [J]. 世界经济 2012(10): 3-24.
- [24] 金晓雨. 环境规制与国内污染转移——基于“十一五”COD 排放控制计划的考察 [J]. 产业经济研究 2018(6): 115-125.
- [25] 杨继生,阳建辉. 企业失责行为与居民的选择性反应——来自上市企业的证据 [J]. 经济学(季刊) 2017(1): 275-296.
- [26] 周国兵. 重庆市主城区气象条件对空气污染影响分析及数值模拟研究 [D]. 兰州大学 2014.
- [27] SCHLENKER W ,WALKER W R. Airports ,air pollution ,and contemporaneous health [J]. The review of economic studies 2015 83(2): 768-809.
- [28] 朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究 [J]. 经济研究 2011(6): 133-145.

(责任编辑: 禾 日)

Does environmental pollution exacerbate labor price distortion?

Micro evidence from CFPS

GU Ran , PU Yanping

(School of Public Administration , Chongqing University , Chongqing 400044 , China)

Abstract: From the perspective of competition in attracting investment among local governments , this paper carefully examined the causal effect of environmental pollution on labor price distortion and mechanism of action , based on the data from CFPS. Stochastic frontier analysis (SFA) measures the labor price distortion at micro-individual level , with an average of about 37% . On this basis , the results show that environmental pollution significantly exacerbates the labor price distortion. And the economic development mode of sacrificing environmental quality can't improve the welfare of individual workers. Environmental pollution causes labor productivity to decrease , at the same time some areas attract investment by “downward competition” of environmental standards and labor conditions. That leads to high pollution emission intensity and low real wage rate coexist. As a market subject of environmental degradation , polluting enterprises fail to fully bear the social cost of polluting the environment. Instrument variable estimates support these results. Our conclusions are still robust after considering different pollution indicators , heterogeneity of economic scale and enterprise ownership. This study helps to understand the actual effects of environmental pollution on income distribution.

Key words: environmental pollution; labor price distortion; income distribution; local government competition; instrument variable