

数字经济时代标准就业与非标准就业

健康差异的实证研究¹

——基于环境污染的视角

丁述磊² 刘翠花³

摘 要 数字经济时代,非标准就业在全球劳动力市场中盛行。文章利用中国综合社会调查(CGSS)数据,从理论和实证层面分析了环境污染对标准就业与非标准就业健康差异的影响、机制及区域和年份异质性。研究发现:环境污染显著降低了个体健康状况改善的概率,与标准就业相比,环境污染对非标准就业健康损害风险更大。健康差异分解结果表明,标准就业健康状况优于非标准就业,两群体健康差异主要是由可观测的特征差异造成的,其中,环境污染显著扩大了健康差异,对健康差异贡献度为7.87%。健康差异的污染分化机制分析表明,个体收入增长对环境污染的健康损害风险存在正向调整机制,收入增长会抵消环境污染造成的健康恶化,然而超时工作会加重环境污染的健康损害风险。异质性回归结果显示,环境污染的健康损害风险呈现由西向东逐渐加强趋势,且环境污染对健康差异贡献度越来越大,而随年份增加有减弱趋势。

关键词 数字经济;标准就业;非标准就业;环境污染;健康差异

0 引言

人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志。健康作为重要人力资本,是推动经济增长的核心因素。由于我国过去粗放型的发展方式导致环境污染问题持续积累,已经构成危害居民健康,并制约经济长期可持续发展的巨大威胁。已有研究表明,遗传和环境暴露等多种因素相互作用诱发了人类70%~90%的

¹ 作者感谢国家社会科学基金项目“数字经济驱动更加充分更高质量就业的影响机理与政策研究(21CJY017)”“数字经济发展对就业总量、结构及质量的影响与提升机制研究(20CJY015)”“就业优先、稳定和扩大就业的推动机制与政策研究(21ZDA099)”的支持。

² 丁述磊,首都经济贸易大学劳动经济学院讲师,E-mail:2639893077@qq.com。

³ 刘翠花(通讯作者),首都经济贸易大学经济学院讲师,E-mail:chl@bnu.edu.cn。

疾病(Rappaport and Smith,2010)。2019年,《柳叶刀》发表的中国健康风险因素相关研究表明,空气污染成为我国继高血压、吸烟、高钠饮食之后的第4大诱因(Zhou et al.,2019)。免疫系统疾病、心血管疾病、神经退行性疾病、癌症等均已被证明与环境暴露密切相关(刘倩等,2021)。《“健康中国2030”规划纲要》指出,未来15年是推进健康中国建设的重要战略机遇期,努力提升居民健康水平,缩小群体健康差异是实现全面健康,促进社会公平的必然之举。

环境污染对健康影响的早期研究是建立在Grossman(1972)健康需求理论模型基础上,探讨环境污染对健康折旧率的影响。个体暴露于环境污染中的时间越长,健康折旧率越高,因而会遭受更大的健康损害。空气污染是环境污染的重要来源,已有研究表明空气污染在我国肺癌死因中所占比例高达23.9%,远高于16.5%的世界平均水平(Zhang et al.,2021)。空气污染的健康损害效应存在群体差异,以收入、教育水平、职业等衡量的社会经济地位存在差异的个体,规避环境风险的能力不同,环境污染会引致差异化的暴露水平和健康效应,成为引发健康以及社会不平等新来源(祁毓和卢洪友,2015)。与社会经济地位较高的个体相比,低社会经济地位个体暴露于环境污染中的概率更大,承担的健康风险更高(李梦洁和杜威剑,2018)。空气污染的健康风险与居住环境相关,有研究表明居住场所越靠近城市主干道,神经退行性疾病和心血管疾病发生率越高(Chen et al.,2017)。空气污染也是造成城乡健康差异的重要原因,空气污染通过调整收入效应造成城乡居民健康不平等(孙猛和芦晓珊,2019)。空气污染对居民健康状况造成损害的同时也显著增加了居民健康支出。有学者利用中国城市住户调查数据,研究发现空气中细颗粒物(PM_{2.5})每增加1%,家庭医疗支出平均增加2.942%(Yang and Zhang,2018)。环境污染还包括水污染和噪音污染等,Ebenstein(2012)以中国数据研究发现,水体质量每下降1%,居民消化道癌症发生率则提高9.7%。Hammer et al.(2014)指出超过50%的美国人口长期暴露在噪音超标的工作环境下,导致烦恼、压力不断增加。

数字经济时代,非标准就业在各个行业和职业中的应用范围日益广泛,非标准就业不断发展,已经成为现代全球劳动力市场的显著特征。然而,与标准就业相比,非标准就业收入水平、工时制度、社会保障等依然存在不稳定和法制短板问题(ILO,2016;王永洁,2018)。已有研究表明收入差距、超时工作、缺乏社会保障对个体健康产生显著负向影响(Sato et al.,2020;戚聿东和刘翠花,2021),与标准就业相比,上述因素显然不利于缩小标准就业与非标准就业健康差异。与此同时,非标准就业工作环境相比标准就业保护力度更弱,对该群体健康负向影响更强。国际劳工组织发现公共安全与健康受损是非标准就业面临的重要风险因素之一,非标准就业与环境中有害物接触的可能性更大(ILO,2016)。工作环境作为影响个体健康的重要因素,有害的工作环境会对个体健

康带来破坏作用(Okamoto,2019)。平均来看,临时性就业、隐蔽性雇佣、自雇等非标准就业暴露于外在环境中的概率更大,从而承担了更高的环境健康风险(Jonsson et al.,2019)。

综上所述,环境污染是影响个体健康不可忽视的重要因素。文献梳理发现,鲜有文献分析环境污染对不同就业类型健康影响的差异性,尤其是随着近年来非标准就业的盛行,标准就业与非标准就业的工作环境存在显著差异性,环境污染如何影响两群体健康差异值得深入研究。此外,就环境污染而言,多数学者并未区分客观环境污染(Measured environmental pollution)和主观环境污染(Perceived environmental pollution)。然而,区分主客观环境污染具有重要意义,尤其是当考察个体主观感知评价时,如幸福感、生活满意度、健康感知等,主观环境污染作为个体对周围环境状况的主观感知评价相比客观环境污染更能直观体现环境污染与个体感知关系(Liao et al.,2015;储德银等,2017;孙猛和芦晓珊,2019)。学者多从客观环境污染角度关注空气污染物(如SO₂、NO₂、PM_{2.5}或PM₁₀等)对个体健康的影响,然而不同个体对周围环境污染的敏感程度不同,主观指标更能直观体现环境污染与个体健康感知关系。鉴于此,本文利用2010、2013、2017年中国综合社会调查数据,基于主观环境污染角度,从理论和实证层面分析环境污染对标准就业与非标准就业健康差异的影响、机制以及区域和年份异质性。我国十四五规划纲要明确提出,要深入打好污染防治攻坚战,力争2030年前实现碳达峰、2060年前实现碳中和。在健康中国、碳达峰碳中和双重重大战略目标指引下,深入研究环境污染对标准就业与非标准就业健康差异的影响,对于做好我国生态保护和环境污染治理,努力缩小群体健康差异,实现健康中国战略,从而不断满足人民日益增长的美好生活需要,具有重要现实意义。

1 理论分析与分解方法

1.1 理论分析

2009年,国际劳工组织提出非标准就业概念,指出更加灵活的就业形式如临时工、兼职、分包、依赖性自营职业以及隐蔽伪装的雇佣关系等在全球范围内呈现增长态势(ILO,2009)。2016年,国际劳工组织发布了《世界非标准就业:理解挑战、塑造未来》,报告提出在过去的几十年,发达国家和发展中国家都经历了从标准就业到非标准就业的巨大转变,如今非标准就业在各个行业和职业中的应用范围也日益广泛,已经成为现代全球劳动力市场的显著特征(ILO,2016)。非标准就业是与标准就业不同的一类雇佣安排,没有统一的官方定义,

国际劳工组织认为非标准就业主要包括:(1)临时性就业;(2)非全日制工作;(3)多方雇佣关系;(4)隐蔽性雇佣和依赖性自雇就业。非标准就业与学术界讨论较多的非正规就业既有联系,也有区别。国际劳工组织最早将就业类型划分为正规就业与非正规就业,其中非正规就业最初是指非正规部门就业(ILO, 1972)。2003年,国际劳工组织提出了非正规就业统计指南,指出非正规就业应该将劳动者单位类型和个体身体特征结合起来界定(ILO, 2003)。后来,非正规就业不仅包括非正规部门里的各种就业门类,也包括正规部门里临时性就业、非全日制就业等。数字经济时代,随着零工经济、平台经济的蓬勃发展,出现了非标准就业。总的来说,非正规就业关注就业的合规性以及是否得到劳动法律保护,而非标准就业聚焦于就业的非标准性、灵活性,而前者在中国政策文件中往往又被称为灵活就业(王永洁, 2018)。曾湘泉在2021年中国人力资源管理报告会上提出,非标准就业与非正规就业有所相同,但非标准就业更能准确地刻画就业领域所发生的新变化,数字经济时代的灵活就业更多的是与非标准就业形态相关。可见,就业的灵活性是非标准就业与非正规就业共性之处,国际劳工组织也指出,现实中许多非标准就业缺乏法律保护,与非正规就业存在重要交集(ILO, 2016)。

聚焦到我国劳动力市场,在我国城镇化过程中,由城乡差异和所有制差异造成的劳动力市场分割导致大量流动人口从事灵活就业。劳动力市场分割理论表明,由于社会和制度性等因素作用,形成劳动力市场部门差异,导致不同人群在就业部门、职位以及收入模式上存在明显差异。主要劳动力市场存在较高门槛准入限制,导致传统灵活就业主要集中在次要劳动力市场,从业者的收入水平、福利待遇、工作稳定性比较差。随着“互联网+”新经济新业态的发展,传统灵活就业也注入了新内容,许多数字技术赋能产生的新型灵活就业模式变成了人们主动选择的职业。值得注意的是,无论是传统还是新型灵活就业均与非标准就业存在重要交集,并且许多新型灵活就业依然面临社会保障缺失、工时超长、制度性障碍犹存等问题(Lobel, 2016)。国内研究也表明非标准就业面临较为严重的超时劳动和社会保险缺失等问题,同时非标准就业与个体收入水平呈现显著负相关关系,导致该群体的整体工作满意度低于标准就业(王永洁, 2021)。ILO(2016)认为非标准就业,尤其是在非自愿情况下,在就业保障、收入水平、工作时间、职业安全与卫生、社会保障等多方面给工人来了风险,并总结出影响非标准就业健康状况的四类风险,分别为与伤害有关的风险和事故,精神健康风险和骚扰风险,面临恶劣的工作条件和危险以及疲劳问题。

由此可见,收入水平较低和超时工作频繁是当前非标准就业普遍面临的现象,而且收入和超时工作也是影响个体健康状况的重要因素。如果说上述问题是对非标准就业健康状况的第一次打击,那么环境污染问题是对该群体健康状

况的第二次打击。“二次打击假说”最初是由 Knudson (1971) 对儿童视网膜母细胞瘤发病率研究时提出的,该理论认为二次打击并非独立事件,一旦遭受一次创伤之后,会更加容易遭受另一个损伤。这一理论提出后已经成为肿瘤研究的重要理论,并逐渐被心理学和精神病学所引入 (Feigenson et al., 2014), 国内学者也有利用该理论解释工作环境污染和超时工作对流动人口精神健康存在二次打击的影响 (孙中伟等, 2018)。与标准就业相比,非标准就业从事室外工作的概率更大,更容易暴露在环境污染中,其身体健康状况受到氮氧化物、二氧化硫、烟(粉)尘等环境污染负向影响程度更严重。可见,外生环境污染问题与非标准就业面临的收入不稳定、超时工作等问题交互产生双重叠加效应,致使环境污染会进一步对非标准就业健康状况带来“二次打击”,显著增加非标准就业承担的健康风险。

1.2 Fairlie 非线性分解方法

为考察标准就业与非标准就业健康差异及影响因素贡献度,本文采用 Fairlie (2005) 提出的非线性模型分解方法。标准就业和非标准就业群体健康决定方程为:

$$Y^a = X^a \hat{\beta}^a + \varepsilon^a \quad (1)$$

$$Y^b = X^b \hat{\beta}^b + \varepsilon^b \quad (2)$$

其中, Y^a 和 Y^b 为标准就业和非标准就业健康指标, X 表示个体特征向量 (如性别、年龄等), β 为系数向量, ε 为随机误差项。标准就业与非标准就业平均健康差异为:

$$\overline{Y^a} - \overline{Y^b} = \overline{X^a} \hat{\beta}^a - \overline{X^b} \hat{\beta}^b \quad (3)$$

当标准就业与非标准就业健康指标为二分变量时,即取值为 1 时表示身体健康,取值为 0 时表示身体不健康,那么式 (3) 可以分解为:

$$\overline{Y^a} - \overline{Y^b} = \left[\sum_{i=1}^{N^a} \frac{F(X_i^a \hat{\beta}^a)}{N^a} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^a)}{N^b} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^a)}{N^b} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^b)}{N^b} \right] \quad (4)$$

其中, N^a 和 N^b 分别为标准就业与非标准就业样本量。(4) 中第一个中括号是由标准就业和非标准就业可解释部分特征差异所造成的健康差异,第二个中括号则是由不可解释部分回归方程系数差异所造成的健康差异。上述分解是利用标准就业健康方程的系数估计值 $\hat{\beta}^a$ 和非标准就业特征变量 X^b 分别作为可解释部分和不可解释部分权重。如果采用非标准就业健康方程的系数估计值 $\hat{\beta}^b$ 和标准就业特征变量 X^a 分别作为可解释部分和不可解释部分权重时,此时可得到另一种健康差异分解公式:

$$\overline{Y^a} - \overline{Y^b} = \left[\sum_{i=1}^{N^a} \frac{F(X_i \hat{\beta}^b)}{N^a} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i \hat{\beta}^b)}{N^b} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^a} \frac{F(X_i \hat{\beta}^a)}{N^a} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i \hat{\beta}^a)}{N^b} \right] \quad (5)$$

为解决这种“指数基准”问题,本文借鉴 Oaxaca and Ransom(1994)方法,将标准就业和非标准就业全样本回归系数 $\hat{\beta}^*$ 作为可解释部分权重,健康差异可分解为:

$$\overline{Y^a} - \overline{Y^b} = \left[\sum_{i=1}^{N^a} \frac{F(X_i \hat{\beta}^*)}{N^a} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i \hat{\beta}^*)}{N^b} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^a} \frac{F(X_i \hat{\beta}^a)}{N^a} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i \hat{\beta}^a)}{N^b} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i \hat{\beta}^*)}{N^b} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i \hat{\beta}^b)}{N^b} \right] \quad (6)$$

其中,式(6)中第一个中括号为特征差异,其余为系数差异。当标准就业与非标准就业健康差异分解为特征差异和系数差异之后,可以进一步分析解释变量对健康差异贡献率。为阐述方便,本文假设只包含两个解释变量 X_1 和 X_2 。其中, X_1 对健康差异贡献率为:

$$\frac{1}{N^b} \sum_{i=1}^{N^b} [F(\hat{\beta}_0^* + X_{1i} \hat{\beta}_1^* + X_{2i} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\beta}_0^* + X_{1i}^b \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^b \hat{\beta}_2^*)] \quad (7)$$

X_2 对健康差异贡献程度为:

$$\frac{1}{N^b} \sum_{i=1}^{N^b} [F(\hat{\beta}_0^* + X_{1i}^b \hat{\beta}_1^* + X_{2i} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\beta}_0^* + X_{1i}^b \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^b \hat{\beta}_2^*)] \quad (8)$$

计算上述贡献率要求标准就业和非标准就业样本数量相等,但在实际分析中,两者相等概率较小,为此, Fairlie(2005)指出,每次抽取样本进行差异分解时,随机化可观测因素的排序并将多次分解结果进行平均化处理,即可得到每个可观测因素对差异分解贡献率。正是基于以上分解方法,本文可得到环境污染对标准就业与非标准就业健康差异的贡献度。

2 数据来源与变量描述

2.1 数据来源与概念界定

本文采用 2010、2013 和 2017 年中国综合社会调查(CGSS)数据,该调查是由中国人民大学和香港科技大学所发起的一项全国性、综合性、连续性学术调查项目,已经成为国内微观计量研究的重要数据来源。本文研究对象是 18~65 岁劳动者,剔除无效样本后,最终得到 9908 份有效样本,其中 2010 年 2661 份,2013 年 3341 份,2017 年 3906 份。为方便不同年份数据比较,本文利用消费物

价指数将 2013 和 2017 年收入水平转化为按照 2010 年不变价格衡量的实际收入水平。对于标准就业与非标准就业分类,董保华(2008)认为标准劳动关系存在一系列特征,包括劳动者与用人单位之间的一重劳动关系、八小时全日制劳动、基本社会保障规定等,而非标准劳动关系则与标准劳动关系相区别而存在。钱叶芳(2011)将非标准就业定义为“未签订不定期劳动合同的全日制(临时雇佣)或非全日制就业”。ILO(2016)认为非标准就业主要包括临时性就业、非全日制工作、多方雇佣关系、隐蔽性雇佣和依赖性自雇就业。王永洁(2018)将标准就业界定为劳动者与用人单位签订无固定期限劳动合同和固定期限劳动合同(不包括劳务派遣)的用工。在此范围之外的就业为非标准就业,包括非全日制用工、多方雇佣关系、临时性雇佣和非雇佣关系用工等。Nawakitphaitoon and Tang(2021)将未签订劳动合同或单位不提供社会保障作为非标准就业形式。在已有文献对非标准就业界定的基础上,本文认为非标准就业群体存在就业不稳定、灵活性较大、缺乏社会保障等特征,主要包括:(1)自我经营者、(2)未签订劳动合同者、(3)签订劳动合同的劳务派遣人员、(4)签订劳动合同且期限低于六个月者、(5)非全日制劳动者。根据上述界定,总体有效样本中标准就业 4742 份,非标准就业 5166 份。

2.2 变量描述

本文被解释变量为劳动者自评健康,已有研究表明自评健康能够综合反映个体健康状况,学者一般将自评健康作为健康状况的代理指标。对于自评健康变量,本文将比较健康和非常健康赋值为 1,代表个体身体健康;将一般、比较不健康和很不健康赋值为 0,代表不健康。核心解释变量为主观环境污染,该变量是个体对自身周围环境的主观评价。已有研究表明客观污染指标往往涵盖较大地理范围,与微观个体数据匹配性较差,主观污染指标代表不同个体对周围环境污染的敏感程度,主观污染感知变量更能直观体现污染与健康的感知关系(孙猛和芦晓珊,2019)。本文主观环境污染变量为调查问卷中个体对自身周围环境污染程度的主观感知量表测量的其所在工作生活周围环境污染程度。2017 年问卷中对应环境污染问题为个体对周围环境满意度,个体对周围环境满意度越低,也是衡量周围环境污染程度越大的表征变量,故本文根据环境满意度由高到低,代表环境污染程度由轻到重。2010 和 2013 年问卷中对应环境污染的问题为个体周围空气、水和噪音污染程度,为统一变量,本文将环境污染变量赋值为整数 1~5,数值越大,代表环境污染程度越严重。

控制变量包括性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、个人收入水平、超时工作、锻炼情况、家庭经济地位以及虚拟变量区域和年份。具体来看,对于性别和婚姻变量,本文将男性、已婚赋值为 1,女性、未婚赋值为 0。对于受教育年限,

本文将没有接受教育、小学、初中、高中、大学专科、大学本科、研究生及以上分别赋值为0、6、9、12、15、16和19。对于个人收入水平变量,本文采用对数个体年收入来测量。对于超时工作,本文将周工作时间大于40小时赋值为1,其他赋值为0。对于锻炼情况,本文将从不、一年数次或更少、一月数次、一周数次、每天分别赋值整数1~5。对于家庭经济地位,本文将远低于、低于、平均、高于、远高于平均水平分别赋值为整数1~5。上述变量的描述性统计具体如表1所示。

表1 变量的描述性统计

解释变量	全样本		标准就业		非标准就业	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
自评健康	0.731	0.443	0.778	0.416	0.689	0.463
环境污染	2.796	1.016	2.740	1.024	2.848	1.006
性别	0.602	0.489	0.569	0.495	0.633	0.482
年龄	38.812	10.621	37.389	10.084	40.117	10.930
婚姻状况	0.797	0.402	0.769	0.422	0.823	0.382
受教育年限	10.981	3.651	12.950	3.226	9.173	3.430
个人收入	10.284	0.896	10.637	0.752	9.960	0.895
超时工作	0.573	0.495	0.403	0.491	0.729	0.445
锻炼情况	2.515	1.413	2.853	1.356	2.205	1.392
家庭经济地位	2.701	0.682	2.811	0.664	2.699	0.694
样本量	9908		4742		5166	

3 实证分析

3.1 基准回归分析

为考察环境污染对健康状况的影响,本文首先利用全样本数据估计基准模型,然后进一步分析环境污染对标准就业与非标准就业健康影响的差异,具体样本均值处边际效果如表2所示。

表2 环境污染对健康状况影响的 Logistic 回归结果

解释变量	全样本	标准就业	非标准就业
	边际效果	边际效果	边际效果
环境污染	-0.048 *** (0.004)	-0.035 *** (0.005)	-0.059 *** (0.008)
性别	0.062 *** (0.010)	0.048 *** (0.015)	0.068 *** (0.012)

续表

解释变量	全样本 边际效果	标准就业 边际效果	非标准就业 边际效果
年龄	-0.007 *** (0.000)	-0.006 *** (0.001)	-0.008 *** (0.002)
婚姻状况	0.112 *** (0.014)	0.117 *** (0.018)	0.108 *** (0.021)
受教育年限	0.011 *** (0.001)	0.016 *** (0.002)	0.007 *** (0.001)
个人收入	0.027 *** (0.006)	0.022 ** (0.008)	0.037 *** (0.008)
超时工作	-0.070 *** (0.010)	-0.033 *** (0.012)	-0.109 *** (0.012)
锻炼情况	0.005 (0.003)	0.004 (0.003)	0.009 * (0.005)
家庭经济地位	0.055 *** (0.007)	0.050 *** (0.010)	0.054 *** (0.009)
东部地区	0.019 ** (0.009)	0.078 *** (0.019)	-0.047 ** (0.023)
中部地区	0.025 * (0.013)	0.072 *** (0.016)	-0.008 (0.018)
2017 年	0.011 (0.012)	0.005 (0.014)	0.013 (0.018)
2013 年	0.066 *** (0.010)	0.059 *** (0.014)	0.069 *** (0.015)
观测值	9908	4742	5166

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

由表 2 可知,环境污染对全样本健康状况的影响显著为负,表明环境污染显著降低了个体健康状况改善的概率,边际效果显示环境污染程度每增加 1 个等级,个体健康状况改善的概率降低 4.8%。可见,当下应积极落实“双碳”战略,大力发展绿色经济,为提升全民健康水平从而实现健康中国战略提供良好的生态环境。分样本结果表明环境污染的健康效应在标准就业与非标准就业之间出现了明显分化趋势,其中环境污染程度每增加 1 个等级,标准就业健康状况改善的概率降低 3.5%,非标准就业健康状况改善的概率降低 5.9%,表明环境污染对非标准就业健康的损害作用更大。产生这种结果的主要原因在于

标准就业与非标准就业群体面临的外在环境暴露程度不同。国际劳工组织发现公共安全与健康受损是非标准就业面临的重要风险因素之一,非标准就业与环境中有害物接触的可能性更大(ILO,2016)。与标准就业相比,临时性就业、非全日制就业、劳务派遣用工、隐蔽性雇佣、自雇等非标准就业暴露在外在环境中的概率更大从而承担更高的健康风险。非标准就业工作环境与外在环境接触相关性更强,导致外在环境中有害气体、烟粉尘等污染暴露持续时间会显著降低个体健康状况。

3.2 稳健性检验

(1) 工具变量法。为解决前文可能存在的内生性问题,本文采用省级每平方公里废气中污染物排放总量(吨)作为环境污染的工具变量,其中废气中污染物排放包括二氧化硫、氮氧化物、烟(粉)。主要原因是该变量满足相关性,即该变量与地区环境污染呈正相关。同时,该变量属于宏观层面环境污染变量,满足外生性。由于2010年各地区废气排放未公布氮氧化物,且二氧化硫和烟(粉)尘公布口径与2013和2017年不同,此部分仅对2013和2017年混合截面数据进行IV Probit回归。由表3可知,无论是全样本还是分样本,环境污染显著降低了个体健康状况改善的概率,并且与标准就业相比,环境污染对非标准就业健康的损害作用更大,证实了前文回归结果的稳健性。

表3 工具变量回归结果

	全样本	标准就业	非标准就业
第一阶段回归			
废气中污染物排放总量	0.004*** (0.001)	0.003* (0.002)	0.005*** (0.001)
控制变量	YES	YES	YES
F统计量	39.28	20.71	43.50
第二阶段回归			
环境污染	-0.359*** (0.103)	-0.254* (0.148)	-0.446*** (0.121)
控制变量	YES	YES	YES
观测值	7247	3348	3899

(2) 替换变量法。本文选取“健康影响日常工作或生活程度”作为自评健康的替换变量,进一步检验前文回归结果的稳健性。根据问卷设置,本文将回答选项为“从不、很少”的设置为1,代表个体健康状况较好;回答选项为“总是、经常、有时”的设置为0,代表健康状况较差。具体结果如表4所示。

表 4 替换变量回归结果

解释变量	全样本	标准就业	非标准就业
	边际效果	边际效果	边际效果
环境污染	-0.013 *** (0.003)	-0.011 *** (0.002)	-0.015 *** (0.002)
控制变量	YES	YES	YES
观测值	9908	4742	5166

由表 4 可知,无论是全样本还是分样本,环境污染显著降低了个体健康状况改善的概率,且与标准就业相比,环境污染对非标准就业的健康损害作用更大,再次证实了前文回归结果的稳健性。因此,在健康中国战略背景下为提升全民健康水平,做好居民健康管理,努力缩小群体健康差异,不能忽视环境污染对健康产生的重要影响,尤其是在当下非标准就业盛行的时代,应防止标准就业与非标准就业因环境暴露风险不同而造成两群体健康差异扩大。在新发展阶段,努力做好环境保护工作,注重提升非标准就业工作环境,降低环境污染对非标准就业的健康损害效应,是缩小标准就业与非标准就业健康差异的重要途径之一。

3.3 标准就业与非标准就业健康差异的 Fairlie 非线性分解

为测度健康影响因素在标准就业与非标准就业健康差异中的占比情况,并观测环境污染对两群体健康差异的贡献度,本文以总样本回归系数为权重,对两群体健康差异进行 Fairlie 非线性分解,具体结果如表 5 所示。

表 5 标准就业与非标准就业健康差异分解结果

解释变量	差异值	标准差	占比/%
环境污染	0.007 ***	0.001	7.865
性别	-0.002 ***	0.000	-2.247
年龄	0.019 ***	0.002	21.348
婚姻状况	-0.008	0.009	-8.989
受教育年限	0.021 ***	0.005	23.596
个人收入	0.017 **	0.007	19.101
超时工作	0.013 ***	0.004	14.607
锻炼情况	-0.015	0.013	-16.854
家庭经济地位	0.005 ***	0.001	5.618
东部地区	0.014 ***	0.005	15.730
中部地区	0.004	0.005	4.494
2017 年	-0.005	0.008	-5.618

续表

解释变量	差异值	标准差	占比/%
2013 年	-0.010 ***	0.002	-11.235
特征差异	0.060		67.416
系数差异	0.029		32.584
总差异	0.089		100.000

注：基于 100 次抽样匹配的分解结果。显著性水平是在正态性假定条件下给出的，占比是指占总差异的比值。

由表 5 可知,平均来看标准就业的健康状况优于非标准就业。两群体健康差异值为 0.089,其中特征差异占比为 67.416%,系数差异占比为 32.584%。结果表明两群体健康差异主要是由可观测的特征差异造成的,但是也不能忽视系数差异即健康回报率差异,该差异也超过了 30%。具体来看,环境污染在 1%水平上显著扩大了两群体健康差异,其健康差异贡献度为 7.865%。其原因是,环境污染作为降低个体健康状况的影响因子,对标准就业与非标准就业健康影响程度不同。由于两群体工作环境差异明显,暴露于环境污染的程度亦不同,与标准就业相比,非标准就业暴露持续时间更长,环境污染对其健康的损害作用更大,致使非标准就业承担更高的健康风险,因而扩大了健康差异。对于其他变量,性别显著缩小了健康差异,因为非标准就业中男性占比较高,平均来看男性健康状况优于女性,因而会缩小健康差异。而年龄、受教育年限、收入水平、超时工作和家庭经济地位显著扩大了健康差异。因为与标准就业相比,非标准就业平均年龄较大,超时工作概率较高,对非标准就业健康的负效应影响更强,因而会扩大健康差异;而与标准就业相比,非标准就业受教育年限、收入水平、家庭经济地位较低,对非标准就业健康的正效应弱于标准就业,因此会扩大健康差异。从地区虚拟变量来看,与西部地区相比,东中部地区扩大了两群体健康差异。从年份虚拟变量来看,随着年份增加,两群体健康差异有缩小趋势。

3.4 标准就业与非标准就业健康差异的污染分化机制分析

考虑到两群体收入水平和工作时间存在差异,接下来本文在基准回归模型中引入收入水平、超时工作和环境污染交互项,进一步考察环境污染的健康分化机制及其不同就业类型的差异性。具体结果如表 6 所示。

表 6 环境污染的健康分化机制回归结果

解释变量	全样本	标准就业	非标准就业
	边际效果	边际效果	边际效果
环境污染	-0.033 *** (0.011)	-0.028 *** (0.008)	-0.056 * (0.033)

解释变量	全样本	标准就业	非标准就业
	边际效果	边际效果	边际效果
收入水平 * 环境污染	0.005 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.010 ** (0.005)
超时工作 * 环境污染	-0.010 *** (0.002)	-0.008 ** (0.004)	-0.014 ** (0.007)
控制变量	YES	YES	YES
观测值	9908	4742	5166

由表 6 可知,加入交互项之后,环境污染对个体健康状况的影响依然显著为负,但收入水平与环境污染交互项对个体健康状况的影响显著为正,表明个体收入增长对环境污染的健康损害风险存在正向调整机制,收入增长会抵消环境污染造成的健康恶化。超时工作与环境污染交互项对个体健康状况的影响显著为负,表明超时工作会加重环境污染的健康损害风险。分样本结果显示,非标准就业样本中的交互项系数绝对值更大,该结论显示环境污染的健康损害效应会因两群体收入水平和超时工作差异的扩大而加剧健康差异。由此可见,两群体健康差异不仅受到环境污染的直接影响,而且还会受到收入水平、超时工作与环境污染的双重交互影响,收入或工时差异扩大均会加大环境污染对两群体健康差异的影响。因此,在新发展阶段,努力做好环境保护工作的同时,还需进一步缩小标准就业与非标准就业间的收入差距,并为非标准就业制定合理的特殊工时制度,做好非标准就业工作时间管理,以防止两群体收入差距过大及非标准就业过度超时工作而加剧两群体健康差异。

4 进一步讨论

4.1 不同地区和年份异质性回归分析

本文进一步分析了环境污染对不同地区和年份分样本健康的影响差异,结果如表 7 所示。

表 7 环境污染对不同地区和年份健康状况影响的 Logistic 回归结果

分类	解释变量	全样本	标准就业	非标准就业
		边际效果	边际效果	边际效果
东部地区	环境污染	-0.048 *** (0.006)	-0.038 *** (0.006)	-0.061 *** (0.012)
	控制变量	YES	YES	YES
	观测值	4687	2541	2146

分类	解释变量	全样本 边际效果	标准就业 边际效果	非标准就业 边际效果
中部地区	环境污染	-0.043 *** (0.010)	-0.035 *** (0.012)	-0.054 *** (0.013)
	控制变量	YES	YES	YES
	观测值	2892	1247	1645
西部地区	环境污染	-0.040 *** (0.008)	-0.030 ** (0.014)	-0.047 *** (0.013)
	控制变量	YES	YES	YES
	观测值	2329	954	1375
2017 年	环境污染	-0.044 *** (0.012)	-0.035 ** (0.016)	-0.048 *** (0.017)
	控制变量	YES	YES	YES
	观测值	3906	1697	2209
2013 年	环境污染	-0.047 *** (0.009)	-0.039 *** (0.006)	-0.053 *** (0.008)
	控制变量	YES	YES	YES
	观测值	3341	1651	1690
2010 年	环境污染	-0.050 *** (0.005)	-0.043 *** (0.010)	-0.061 *** (0.018)
	控制变量	YES	YES	YES
	观测值	2661	1394	1267

由表7可知,从地区角度来看,环境污染的健康损害效应呈现由西向东逐渐加强的趋势,这与地区经济发展和环境污染程度密切相关。从经济发展角度来看,我国区域经济发展不协调,总体而言,东部地区经济发展较为迅速,中部次之,西部比较落后。在经济发达的区域,工业化和城镇化发展迅速,经济快速发展也造成了日益严峻的环境污染问题,污染程度同样呈现由西向东逐渐加强的趋势。分样本结果显示,无论是东部还是中西部地区均呈现出明显分化趋势,环境污染对非标准就业健康的损害效应更大。从年份角度来看,环境污染的健康损害效应呈现逐年减弱趋势,这与我国经济转型和环境治理密切相关。在2011年,我国第三产业就业比重(35.7%)首次超过第一产业(34.8%),并于2012年开始加速增长。2014年,我国经济发展进入新常态,经济增长已经从追求高速的粗放增长阶段,迈进了生产要素配置效率不断提升和创新驱动阶段。在此背景下,国家不断重视环境保护和生态建设,去产能、去杠杆、生态环保成为高质量发展新主题,人民对生态环保的需求日益增长。中国首部《生态治理蓝皮书:中国生态治理发展报告(2019—2020)》显示,近年来,国家生态治理水平稳步提高,空气环境和水环境治理效果明显,主要污染指标都得到了持续的

改善。可见,环境污染治理改善是降低环境污染健康损害效应的重要原因。通过对比不同年份环境污染的健康损害效应,可以发现 2010、2013 和 2017 年环境污染对非标准就业健康损害效应更大。进一步表明,非标准就业面临更为严峻的环境污染健康损害风险。

4.2 不同地区和年份健康差异的 Fairlie 非线性分解

为测度环境污染对两群体健康差异贡献度的地区和年份异质性,本文对不同地区和年份健康差异进行 Fairlie 非线性分解,具体结果如表 8 所示。

表 8 不同地区和年份标准就业与非标准就业健康差异分解结果

地区	解释变量	差异值	占比/%	年份	解释变量	差异值	占比/%
东部地区	环境污染	0.011 *** (0.003)	8.992	2017 年	环境污染	0.005 *** (0.001)	7.246
	其他特征差异	0.076	64.957		其他特征差异	0.040	57.833
	系数差异	0.030	26.051		系数差异	0.024	34.921
	总差异	0.117	100.000		总差异	0.069	100.000
中部地区	环境污染	0.006 *** (0.002)	7.195	2013 年	环境污染	0.007 *** (0.001)	8.537
	其他特征差异	0.047	60.699		其他特征差异	0.049	59.735
	系数差异	0.025	32.106		系数差异	0.026	31.728
	总差异	0.078	100.000		总差异	0.082	100.000
西部地区	环境污染	0.004 ** (0.002)	6.154	2010 年	环境污染	0.010 *** (0.003)	10.309
	其他特征差异	0.039	60.000		其他特征差异	0.059	60.825
	系数差异	0.022	33.846		系数差异	0.028	28.866
	总差异	0.065	100.000		总差异	0.097	100.000

由表 8 可知,从地区角度来看,东部两群体健康差异最大,中部次之,西部最小,由西向东,环境污染对健康差异贡献度越来越大,且特征总差异的解释力度越来越强。剖其原因,与中西部地区相比,东部地区两群体在环境污染暴露程度、收入水平、工作时间、受教育年限等特征方面差异性更大。这与区域经济发展程度密切相关,经济发达的区域,流动人口较多,从事非标准就业的群体异质性更强。大量从欠发达地区流入发达区域的个体可能从事着收入水平较低、工作时间较长且保障性不高的非标准就业,造成两群体存在较大的个体特征差异,致使环境污染在经济发达地区对健康差异的贡献度较高,特征差异的解释力度较强。从年份角度来看,2010 年两群体健康差异最大,2013 次之,2017 最小,随着年份增加,环境污染对健康差异贡献度和特征总差异的解释力度有降低趋势。其原因与生态环境改善和非标准就业快速发展密不可分。近年来,我

国生态治理、精准治污成效明显,生态环境持续改善。与此同时,随着我国数字经济蓬勃发展,大量新就业形态应运而生,为从事非标准就业的人员创造了大量职业选择。从新职业角度来看,2015—2021年我国颁布了四批共56个新职业。从事新职业的人员结构越来越丰富,不乏高学历人员,从业者收入水平也明显提升,因而在一定程度上会降低两群体个体特征差异。不过总体看,地区和年份回归结果表明两群体健康差异主要由特征差异造成,其中环境污染是造成健康差异不可忽视的重要因素之一。因此,在健康中国、碳达峰碳中和双重重重大战略目标指引下,应进一步做好我国生态保护和环境污染治理,尤其在当下非标准就业盛行的时代,做好非标准就业健康保护工作,减小该群体面临的环境健康风险,在不断满足人民日益增长的美好生活需要的同时,努力缩小两群体健康差异,不断提升全民健康水平,努力实现健康中国 and “双碳”重大战略。

5 结论与政策建议

本文利用中国综合社会调查(CGSS)数据,从理论和实证层面分析了环境污染对标准就业与非标准就业健康差异的影响、机制以及区域和年份异质性。研究发现:(1)环境污染显著降低了个体健康状况改善的概率,且环境污染的健康效应在标准就业与非标准就业之间出现了明显分化趋势,其中环境污染对非标准就业的健康损害作用更大。(2)健康差异分解结果表明,标准就业健康状况优于非标准就业,两群体健康差异主要是由可观测的特征差异造成的,其中,环境污染在1%水平上显著扩大了两群体健康差异,且对健康差异贡献度为7.87%。(3)健康差异的污染分化机制分析表明,个体收入增长对环境污染的健康损害风险存在正向调整机制,收入增长会抵消环境污染造成的健康恶化,然而超时工作会加重环境污染的健康损害风险。(4)异质性回归结果显示,环境污染的健康损害效应呈现由西向东逐渐增强的趋势,而随年份增加有减弱的趋势。健康差异分解结果显示,由西向东,环境污染对健康差异的贡献度越来越大,随着年份增加,环境污染对健康差异的贡献度有降低趋势。上述结论表明,环境污染是影响两群体健康差异不可忽视的重要因素,因此,为努力缩小标准就业与非标准就业健康差异,本文提出以下建议:

其一,环境污染作为健康损害的重要因素,各级政府、企业、个体应深入贯彻落实双碳战略,打好污染防治攻坚战,扎实推动绿色低碳发展,加快淘汰高污染、高能耗、高排放等落后产能,加强源头管控,着力解决群众身边突出的生态环境问题,降低个体环境污染暴露风险。非标准就业个体应增强环境污染暴露风险防范意识和风险规避能力,降低环境污染暴露风险,缩小环境污染造成的标准就业与非标准就业的健康不平等效应。其二,非标准就业用工企业应坚持

“非歧视原则”,对于复杂的多方雇佣安排,企业应承担起保障非标准就业个体合法权益的关键责任和义务,落实非标准就业最低工资、最低工时保护措施,确保该群体免遭超时工作和工资拖欠以及其他不当工作安排,通过完善工时、休息休假制度降低该群体超时加班、恶劣环境强制出工现象,减少雇主对该群体合法权益的侵害。对于非标准就业的安全管理,企业应提供定期风险防范培训,确保非标准就业工作安全。其三,从区域差异角度,中东部地区应坚持碳排放总量和强度“双控”制度,努力提升能源使用效率,降低单位GDP能耗,对于西部地区,随着城镇化、工业化发展以及环境污染的跨区域转移,西部地区应超前制定落实双碳战略布局,加速推动经济、产业、能源结构转型升级,加强西部地区工业能源消费监督管理,优化工业用能结构,提高非化石能源和清洁能源比重,把治污压力转化为创新动力。

参考文献

- 储德银,何鹏飞,梁若冰. 2017. 主观空气污染与居民幸福感——基于断点回归设计下的微观数据验证[J]. 经济学动态, (2): 88-101.
- Chu D Y, He P F, Liang R B. 2017. Subjective air pollution and residents' well-being—Micro data verification based on breakpoint regression design[J]. *Economic Perspectives*, (2): 88-101. (in Chinese)
- 董保华. 2008. 论非标准劳动关系[J]. 学术研究, (7): 50-57.
- Dong B H. 2008. On non-standard labor relations[J]. *Academic Research*, (7): 50-57. (in Chinese)
- 李梦洁,杜威剑. 2018. 空气污染对居民健康的影响及群体差异研究——基于CFPS(2012)微观调查数据的经验分析[J]. 经济评论, (3): 142-154.
- Li M J, Du W J. 2018. Effects of air pollution on residents' health and group differences: An empirical analysis based on CFPS(2012) micro-survey data[J]. *Economic Review*, (3): 142-154. (in Chinese)
- 刘倩,曲广波,陆达伟. 2021. 我国环境污染与健康基础研究的若干新需求[J]. 中国科学院院刊, 36(5): 614-621.
- Liu Q, Qu G B, Lu D W. 2021. New demands in basic research on environmental pollution and health in China[J]. *Bulletin of the Chinese Academy of Sciences*, 36(5): 614-621. (in Chinese)
- 祁毓,卢洪友. 2015. 污染、健康与不平等——跨越“环境健康贫困”陷阱[J]. 管理世界, (9): 32-51.
- Qi Y, Lu H Y. 2015. Pollution, health and inequality—Crossing the trap of “environmental health poverty”[J]. *Journal of Management World*, (9): 32-51.

(in Chinese)

戚聿东, 刘翠花. 2021. 数字经济背景下流动人口工时健康差异问题研究[J]. 中国人口科学, (1): 50-63.

Qi Y D, Liu C H. 2021. Study on the health difference of working hours of the floating population in digital economy[J]. *Chinese Journal of Population Science*, (1): 50-63. (in Chinese)

钱叶芳. 2011. 非标准就业的经济分析与法律调整[J]. 法学, (3): 96-107.

Qian Y F. 2011. Economic analysis and legal adjustment of non-standard employment[J]. *Law Science*, (3): 96-107. (in Chinese)

孙猛, 芦晓珊. 2019. 空气污染、社会经济地位与居民健康不平等——基于 CGSS 的微观证据[J]. 人口学刊, 41(6): 103-112.

Sun M, Lu X S. 2019. Air pollution, SES and residents' health inequality—Micro evidence based on CGSS[J]. *Population Journal*, 41(6): 103-112. (in Chinese)

孙中伟, 张莉, 张晓莹. 2018. 工作环境污染、超时加班与外来工的精神健康——基于“二次打击”的理论视角[J]. 人口与发展, 24(5): 14-23.

Sun Z W, Zhang L, Zhang X Y. 2018. Workplace pollution, working overtime and mental health of migrant workers—Based on the theory of two-hit[J]. *Population and Development*, 24(5): 14-23. (in Chinese)

王永洁. 2018. 国际视野中的非标准就业与中国背景下的解读——兼论中国非标准就业的规模与特征[J]. 劳动经济研究, 6(6): 95-115.

Wang Y J. 2018. Non-standard employment in the international perspective and China's interpretation: Scale and characteristics of non-standard employment in China[J]. *Studies in Labor Economics*, 6(6): 95-115. (in Chinese)

王永洁. 2021. 非标准就业视角下的平台就业研究——基于网约车驾驶员从业状况调查数据的分析[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 21(6): 23-34.

Wang Y J. 2021. Studies on platform work from the perspective of non-standard employment—Evidence from investigation on platform employment of e-hailing drivers[J]. *Journal of Beijing University of Technology (Social Sciences Edition)*, 21(6): 23-34. (in Chinese)

Chen H, Kwong J C, Copes R, et al. 2017. Living near major roads and the incidence of dementia, Parkinson's disease, and multiple sclerosis: A population-based cohort study[J]. *The Lancet*, 389(10070): 718-726.

Ebenstein A. 2012. The consequences of industrialization: evidence from water pollution and digestive cancers in China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 94(1): 186-201.

Fairlie R W. 2005. An extension of the blinder-oaxaca decomposition technique to logit

- and probit models [J]. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4): 305-316.
- Feigenson K A, Kusnecov A W, Silverstein S M. 2014. Inflammation and the two-hit hypothesis of schizophrenia [J]. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 38: 72-93.
- Grossman M. 1972. On the concept of health capital and the demand for health [J]. *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- Hammer M S, Swinburn T K, Neitzel R L. 2014. Environmental noise pollution in the United States: Developing an effective public health response [J]. *Environmental Health Perspectives*, 122(2): 115-119.
- ILO. 1972. Employment, incomes and equality: A strategy for increasing productive employment in Kenya [R]. Geneva: International Labour Office.
- ILO. 2003. Guidelines concerning a statistical definition of informal employment [R]. Geneva: International Labour Office.
- ILO. 2009. A survey of country employment and social protection policy responses to the global economic crisis [R]. Geneva: International Labour Office.
- ILO. 2016. Non-standard employment around the world: Understanding challenges, shaping prospects [R]. Geneva: International Labour Office.
- Jonsson R, Dellve L, Halleröd B. 2019. Work despite poor health? A 14-year follow-up of how individual work accommodations are extending the time to retirement for workers with poor health conditions [J]. *SSM-Population Health*, 9: 100514.
- Knudson A G Jr. 1971. Mutation and cancer: Statistical study of retinoblastoma [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 68(4): 820-823.
- Liao P S, Shaw D, Lin Y M. 2015. Environmental quality and life satisfaction: Subjective versus objective measures of air quality [J]. *Social Indicators Research*, 124(2): 599-616.
- Lobel O. 2016. The law of the platform [J]. *Minnesota Law Review*, 101(1): 87-166.
- Nawakitphaitoon K, Tang C. 2021. Nonstandard employment and job satisfaction across time in China: Evidence from the Chinese general social survey (2006—2012) [J]. *Work, Employment and Society*, 35(3): 411-431.
- Oaxaca R L, Ransom M R. 1994. On discrimination and the decomposition of wage differentials [J]. *Journal of Econometrics*, 61(1): 5-21.
- Okamoto S. 2019. Hours of work and health in Japan [J]. *Annals of Epidemiology*, 33: 64-71.
- Rappaport S M, Smith M T. 2010. Environment and disease risks [J]. *Science*,

330(6003): 460-461.

Sato T, Kuroda S, Owan H. 2020. Mental health effects of long work hours, night and weekend work, and short rest periods[J]. *Social Science & Medicine*, 246: 112774.

Yang J, Zhang B. 2018. Air pollution and healthcare expenditure: Implication for the benefit of air pollution control in China [J]. *Environment International*, 120: 443-455.

Zhang S W, Sun K X, Zheng R S, et al. 2021. Cancer incidence and mortality in China, 2015[J]. *Journal of the National Cancer Center*, 1(1): 2-11.

Zhou M G, Wang H D, Zeng X Y, et al. 2019. Mortality, morbidity, and risk factors in China and its provinces, 1990—2017: A systematic analysis for the global burden of disease study 2017[J]. *The Lancet*, 394(10204): 1145-1158.

An Empirical Study on the Health Difference between Standard Employment and Non-standard Employment in the Era of Digital Economy —Based on the Perspective of Environmental Pollution

Shulei Ding¹ Cuihua Liu²

(1. School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business;

2. School of Economics, Capital University of Economics and Business)

Abstract In the era of digital economy, non-standard employment is prevalent in the global labor market. Using data from the Chinese General Social Survey(CGSS), this study theoretically and empirically analyzed the impact of environmental pollution on health disparities between standard employment and non-standard employment, as well as its mechanisms, regional and annual heterogeneity. The study found that environmental pollution significantly reduced the probability of individual health status improvement, and compared with standard employment, environmental pollution had a greater impact on the health of non-standard employment. The health difference decomposition results showed that the health status of standard employment was better than that of non-standard employment, and the health difference between the two groups was mainly caused by the differences in observable characteristics. Among them, environmental pollution significantly enlarged the health difference, contributing 7.87% to the health difference. The analysis of the pollution differentiation mechanism of health disparities showed that the increase of individual income had a positive adjustment mechanism to the risk of health damage caused by environmental pollution, and the income level could offset the health

deterioration caused by environmental pollution. However, overtime work increased the risk of health damage caused by environmental pollution. The results of heterogeneous regression showed that the impact of environmental pollution on health was gradually strengthened from west to east, and the contribution of environmental pollution to health disparities was increasing, but decreased with the increase of years.

JEL Classification F24, F49, C92