

社会经济地位差异与风险暴露

——基于环境公正的视角

龚文娟

内容提要:在西方环境公正研究中,理性选择模型、社会政治模型和种族歧视模型较好地解释了有害废物处置歧视性选址和人群在环境风险中不公平暴露等问题。在当下中国,是否存在人群在环境风险中不公平暴露问题,如果存在,如何解释,都有待系统检视。本文基于北京、重庆和厦门三地有关城市生活垃圾处理风险的调查数据,分析了中国是否存在人群在风险中不公平暴露的问题,以及如果存在,哪些指标可以预测不公平暴露的发生。在此基础上,检验环境公正研究中社会政治模型在中国的适用情况。研究发现,我国存在基于个体社会经济地位差异的不公平风险暴露问题,收入、家庭资产、户籍、居住社区、职业声望及关系网络等要素,影响人群在环境风险中的差异性暴露;其中,户籍是中国区别于西方环境公正研究对不平等风险暴露的解释。社会经济地位分化的影响力渗透环境领域,环境风险分布与财富/权力分布在一定程度上反向交叠,二者强化了阶层分化。

关键词:风险暴露;社会经济地位;风险规避能力;环境公正

有关环境风险在人群中是否公正分布问题的讨论,肇始于20世纪80年代美国。在过去的三十多年间,日益高涨的环境运动将种族、贫困、性别与有害废弃物处置及健康等问题结合在一起,推动环境公正进入政府议事日程,并引起学术界广泛关注。在中国,尽管随着环境问题日益凸显,保护环境成为社会各阶层关心的公共话题,并成功进入政府议程,但就环境风险在人群中是否公正分布问题,无论在政治领域还是学术界都没有获得充分关注。

其实,敏锐的观察者已注意到中国在国际、地区和群体层次上面临环境不公平问题,^①另有学者也看到了“具体风险的分布同阶级阶层结构同构”的一面,并明确指出须从风险分布角度拓宽“利益”的内涵。^②甚至还有对中国环境公正问题颇感兴趣的国外研究者指出,中国的环境不公正问题产生的部分原因来自社会发展进程,类似于美国社会发展过程中种族歧视对风险不平等分布的塑造。^③当下我国正处于快速社会转型期,那么,这一历史进程是否真如外国观察者所言给我国带来环境不公正问题,环境风险分布的依据

基金项目:教育部人文社会科学基金青年项目“城镇居民社会经济地位差异与环境风险分布研究”(10YJC840025),中央高校基本科研业务费项目“环境公正视野下的城市垃圾处理风险分布研究”(2010221013),国家哲学社会科学基金项目“城市公众应对环境风险的能力及行为研究”(11CSH019)。

作者简介:龚文娟,法学博士,厦门大学公共事务学院、公共政策研究院讲师,主要研究方向为环境社会学。

是什么,西方社会有关环境公正研究的解释在中国是否适用,都有待检验。

一、文献综述与研究假设

(一)文献综述

环境公正作为度量环境质量与社会阶层之间关系的标尺,它关注基于社会结构,环境资源和负担在社会中的分布问题,而公众在环境风险中的暴露状况成为衡量环境负担分布的重要指标。自20世纪80年代,环境公正运动兴起以来,西方学者围绕环境公正的讨论集中在环境负担或风险在人群中的分布问题上,特别关注健康、环境风险与种族、收入、社会阶层等要素之间的关系。^④尽管在流行病学中,健康与人群在环境风险中不成比例暴露的确凿关系尚未建立起来,^⑤但可以确定的是,环境风险分布与人群的社会阶层结构存在紧密关系。^⑥

西方学者有关人群在环境风险中不成比例暴露的解释,有三项相互关联的重要模型:理性选择模型、种族歧视模型和社会政治模型。理性选择模型认为,不管是工业选址/有害废弃物处置选址,还是居民选择居住地都是一种自由的市场行为,行为依据是主体追求利益最大化,即工业组织一般将地点选在地价和污染损失赔偿较低的地区,穷人选择租金便宜的社区居住,而富人选择地价高而环境良好的社区居住,所以多数有害企业和废物处理地分布在穷人和少数种族聚居区。^⑦逐渐形成的居住隔离,进一步扩大阶层间差距,强化并巩固社会底层人群不成比例地承担环境风险。

种族歧视模型的提出,源于美国社会种族偏见、种族优越感及信仰等原因,少数族群被有意作为污染地点。21世纪以降,学者关于种族歧视与环境不公正之间关系的研究结论越来越趋于一致。多数研究发现美籍非裔人口聚居的社区和其他少数种族暴露在环境污染中的比例远超过白人社区,即便在控制收入、受教育程度、土地使用等潜在因素后,二者之间的这种相关关系仍然存在。^⑧在底特律,生活在有害废弃物处理设施周边1公里范围内的家庭中,有49%是有色人种家庭;1.5公里范围内,18%有色人种家庭。^⑨在其他制度化领域中出现的种族歧视——如住房、教育、就业和交往等——极大限制了有色人种规避不成比例(disproportionately)风险暴露的社会和政治能力的发育,进而巩固少数族群在环境风险中不成比例暴露的遭遇。

前两种模型在西方发达市场经济国家和多种族国家,颇具解释力。但在中国,情况大相径庭。首先,虽然三十多年的改革开放使我国市场化程度大大提升,但政府宏观调控仍是国家治理的主要手段,诸如垃圾处理之类的公共服务事业并非纯粹由市场自由选择和安排;其次,在美国,种族是区分优势群体和弱势群体的一个重要维度,而在中国并不存在像美国这样的种族歧视问题。同样是讨论弱势群体在风险中的暴露状况,我们更倾向于从社会身份而非人种属性角度区分优势群体与弱势群体,例如我们可将作为弱势群体的城市外来务工人员(如农民工)与美国的少数族裔或有色人种在风险中的暴露状况作类比。^⑩

本文将着重检验社会政治模型在中国的使用情况。社会政治模型强调不同社会群体在抵制有害选址和迫使污染者清除污染的能力方面存在差异,该模型涉及社会资本和政治力量在社会成员间的不均衡分布。^⑪Mohai等人发现,社会经济地位显著地影响人口居住距离污染企业的远近。低收入家庭(年收入低于15000美元)较更高年收入家庭更可能居住在距离污染企业1英里的区域内;受教育程度也是污染

企业周围居住人口构成的重要预测指标。居住在城市及郊区的人口比居住农村地区的人口距离污染工业企业更近。^⑮在英国的相关研究,同样发现,社会地位较低的居民面临更高水平的物理环境剥夺(Environmental Deprivation),在控制一些关键因素(例如年龄、性别和收入剥夺)后,环境剥夺对健康和健康不平等有显著影响作用。^⑯低收入人群更可能生活在差的自然物理环境中,^⑰这也意味着低收入贫困人群承担更多会带来不良健康影响的环境风险。可见,在西方社会,社会经济地位是影响人群在环境风险中暴露的重要指标。

除行动者个人的社会经济地位以外,行动者所在社区的社会资本和政治资本与环境风险也存在联系。Saha和Mohai等人发现政府和企业在进行有害污染设备选址时,不希望周边社区进行反抗,因此尽量选择那些缺乏良好教育、政治选举投票机会、政治决策机会的贫困社区,^⑱由此可见社区类型也是影响风险暴露的一个重要指标。

部分观察者注意到社会发展进程中各种制度安排带来的环境风险分布失衡,在中国也存在。从农村涌入城市的农民工比城市居民更多地暴露在环境风险中。^⑲有研究者也指出,环境不平等不是城市化、工业化的偶发结果,而是社会阶层结构如何影响环境资源和负担分布的可预测结果。^⑳事实上,在上个世纪,国内居民的居住区位分布与个体所属组织和组织内部个人所拥有的权力结构之间的相关性就得到了证实,并发现职业是影响居民居住区位分布的显著因素。^㉑在我国,基于环境公正视角探讨环境风险在人群中分布的相关研究不多,且多限于伦理、生态环境、法律等领域,定性研究多于定量研究。鉴于此,本文基于问卷调查数据,试图分析不同人群在垃圾处理风险中的暴露状况,以及社会经济地位和风险规避能力对风险暴露的影响,进而检验西方环境公正研究中的社会政治模型在中国的适用情况。

(二)研究假设

根据上述文献回顾,我们拟从个体社会经济地位和与之紧密相关的环境风险规避能力,考察不同人群在环境风险中是否存在差异性暴露问题。

假设1:社会经济地位越高,遭受(或经历)的环境风险越低。

受教育程度、职业地位和经济收入是衡量个体社会经济地位的主要指标;^㉒同时,西方社会的研究发现财富分化是风险分层性分布的重要依据。^㉓在我国,住房商品化以及“住房地位群体”日渐兴起,^㉔我们将房产价值作为考量财富的指标;户籍制作为中国特有的制度安排,如同“种族”在美国环境公正研究中的地位,我们将其纳入社会经济地位体系加以考察;考虑到社区的社会资本和政治资本分布不均衡可能导致环境不公正,我们亦将居住社区类型纳入分析框架。由此,具体的分假设如下:

假设1a:受教育程度越高,遭受的风险越低;

假设1b:职业地位越高,遭受的风险越低;

假设1c:经济收入越高,遭受的风险越低;

假设1d:拥有房产价值越高,遭受的风险越低;

假设1e:拥有农业户口的居民比拥有城市户口的居民遭受的风险更高;

假设1f:农村社区居民遭受的风险高于城市社区居民。

假设2:个体风险规避能力越强,遭受的环境风险越低。

社会经济地位高低决定居民拥有的社会资本和政治资本存量多少,^㉕而居民拥有的社会资本在应对风险时可能转化为风险规避能力。本研究从主观的“规避能力自我评估”和客观的“问题解决网络”两个层面

测量风险规避能力,分假设如下:

假设 2a: 风险规避能力自我评估越高,遭受的风险越低;

假设 2b: 问题解决网规模越大,遭受的风险越低;

假设 2c: 问题解决网势力越强,遭受的风险越低。

二、数据与方法

(一)数据来源

本文数据来源于教育部人文社会科学项目“城镇居民社会经济地位差异与环境风险分布研究”,项目组于2011年至2012年在北京、重庆和厦门三地进行了有关城市生活垃圾处理及环境影响的问卷调查。^③我们采用了多阶段混合抽样方法获取样本:第一阶段,采用立意抽样方法,依据三个城市的垃圾处理单位分布状况和城市人口分布状况,抽中北京市海淀区、朝阳区、东城区、西城区、丰台区、石景山区,重庆市的渝中区、沙坪坝区、渝北区、南岸区、江北区、北碚区,厦门市的湖里区、思明区和翔安区为初级抽样单位;第二阶段,根据各区人口规模,按“概率与元素的规模大小成比例”原则,抽取街道、乡镇;第三阶段,在街道、乡镇中随机抽取社区居民委员会/村委会,并以此为三级抽样单位;最后在居委会/村委会中随机抽取家庭,并在每户中确定1人为最终调查单位。由经过培训的调查员入户一对一填答,三地共发放2050份问卷,有效回收1953份,有效回收率为95.3%。所有调查对象均为18-70岁的居民,其中,29岁及以下占27.8%,30-39岁占28.7%,40-49岁占19.3%,50岁及以上占24.2%;男性占49.6%,女性占50.4%。

(二)变量及测量

1. 因变量

学术界有关环境风险的理解有两种倾向:风险实在论和风险社会建构论。^④风险实在论强调某些环境事件或损害发生的可能性是客观的、可测量的,通常使用生态学、系统科学等方法测量物种在风险中的暴露剂量、时间、强度和后果等;而风险社会建构论承认风险客观存在的同时,着手从认知过去的风险经历或当前的风险遭遇来“解释社会行动者如何创造以及确定什么是危险的界限”,^⑤通常使用政治经济学和传统社会学的经典方法研究人群对暴露在风险中的感知和评价,以及由此引发的行动和社会影响。风险社会建构倾向更明显地体现在环境社会学的研究主题、取向和方法上。一方面环境社会学研究的目的在于测度污染、解决环境修复等专业技术性问题;另一方面,社会科学视阈中的风险显著特征之一就是自反性,主观评价更能反映研究对象对风险的判断,并依据思考行动。因此,主观风险评价法仍是环境社会学有关风险研究的重要测量方式。本研究中的因变量“风险暴露”通过询问被访者“垃圾处理过程中产生的下列问题在多大程度上已经影响到您的生活?”来测量。通过11个指标(见表1)度量居民所经历的风险,每一指标被划分为五个等级:严重影响、有些影响、不清楚、没什么影响、完全没影响,并分别赋分5-1分,得分越高表明遭受的风险越高。统计检验显示,该量表具有良好信度,Alpha系数为0.924。通过因子分析,我们发现垃圾处理带来的风险,不仅包括物理与健康风险,还包括社会风险。物理与健康风险因子包括“垃圾处理臭味”、“污染水源”、“噪声”、“污染土壤”、“滋生病菌”、“制造心理压力”和“患疾病”;社会风险因子包括“使附近地区产业贬值”、“减少工作机会”、“降低收入”和“人口减少”。两个因子的方差贡献率为

67.385%, KMO 值为 0.932。为了便于分析,我们将因子值转换成 1-100 的指数。²⁰⁾

表 1 风险暴露描述

| 风险暴露 | 物理与健康风险因子 | 社会风险因子 | 共量 |
|--------|-----------|--------|--------|
| 垃圾处理臭味 | 0.785 | 0.243 | 0.675 |
| 污染水源 | 0.755 | 0.304 | 0.662 |
| 噪声 | 0.576 | 0.204 | 0.373 |
| 污染土壤 | 0.739 | 0.337 | 0.660 |
| 滋生病菌 | 0.774 | 0.218 | 0.647 |
| 制造心理压力 | 0.703 | 0.388 | 0.644 |
| 患疾病 | 0.729 | 0.399 | 0.691 |
| 附近产业贬值 | 0.450 | 0.707 | 0.702 |
| 减少工作机会 | 0.288 | 0.861 | 0.825 |
| 降低收入 | 0.290 | 0.856 | 0.816 |
| 人口减少 | 0.286 | 0.797 | 0.717 |
| 特征值 | 4.141 | 3.272 | 7.413 |
| 解释变量% | 37.642 | 29.743 | 67.385 |

注:因子提取方法为主成分分析法;旋转法为具有 Kaiser 标准化的正交旋转法。

2. 自变量

(1) 社会经济地位

本研究中的社会经济地位指标包括:民族、教育、职业、收入、房产价值、户籍、居住社区类型和居住地与垃圾处理单位间距离。教育采用受教育程度和受教育年限两种方式测量;收入以家庭为单位,指“全家所有成员的全部工资、各种奖金、补贴、分红、股息、保险金、退休金、经营性纯收入、租金、利息、馈赠等”;房产价值指受访者拥有部分或全部产权的房屋的价值;职业地位采用李春玲的职业社会经济地位指数得分;²¹⁾同时,将“民族”、“户籍”、“社区类型”和“居住地与垃圾处理单位距离”做虚拟变量纳入社会经济地位指标体系。

(2) 风险规避能力

本研究中,风险规避能力指个体拥有的能降低垃圾处理风险影响的能力和资源。本研究将风险规避能力操作化为两个指标:规避能力自我评估和问题解决网络。通过让被访者就“面对垃圾处理污染,我有信心应对其带来的不良影响”,“面对环境污染,我能获取相关信息”,“我能向外界反映环境侵害状况”,“我能与政府进行良好沟通”四个问题作出判断来实现对“规避能力自我评估”的测量,备选“完全同意,比较同意,中性,不太同意,完全不同意”,并分别赋分 5-1 分。统计检验显示,该量表具有良好信度,Alpha 系数为 0.813。第二个指标“问题解决网”由被访者经常与之商量生活中重要问题并寻求支持的人构成,包括问题解决网规模和势力两个分指标。规模用与被访者商量解决问题的亲属、朋友及其他人的人数测量;势力通过计算“问题解决网”中人员的职业社会经济地位指数得分获取。

3. 控制变量

本研究将性别、年龄和年龄的平方、城市作为控制变量。性别分别编码为男性 1,女性 0;考虑年龄与环境风险易感性间的 U 型曲线关系(儿童和老人是环境风险的易感人群,即他们生理的脆弱性使得他们更容易受环境风险影响,而成年人抵抗力和耐受性高于儿童和老年人),这里将年龄的平方也作为控制变量;此外,地区间、城市间经济发展水平也存在较大差距,这导致不同地区的垃圾处理模式及其带来的风险分布存在差异,因此,“城市”也被作为控制变量。

表2 变量描述表

| 变量类型 | 变量名 | | 性质 | 描述 |
|------|--------|----------|----|---------------------------|
| 因变量 | 环境风险暴露 | 遭遇风险评价 | 连续 | 59.11(13.90) ^a |
| 控制变量 | | 性别 | 虚拟 | 女=0;男=1 |
| | | 年龄 | 连续 | 38.8(13.03) |
| | | 城市 | 分类 | 厦门=1,重庆=2,北京=3 |
| 自变量 | 社会经济地位 | 教育年限 | 连续 | 11.68(4.29) |
| | | 职业地位指数 | 连续 | 61.48 (11.09) |
| | | 家庭年收入对数 | 连续 | 0.73(0.43) |
| | | 房产价值对数 | 连续 | 1.70(0.50) |
| | | 民族 | 虚拟 | 非汉族=0;汉族=1 |
| | | 居住社区类型 | 虚拟 | 农村社区=0;城市社区=1 |
| | | 户籍 | 虚拟 | 农业户口=0;非农业户口=1 |
| | 风险规避能力 | 居住地距离 | 虚拟 | 三公里及以内=0;三公里以外=1 |
| | | 规避能力自我评估 | 连续 | 12.36(3.33) |
| | | 问题解决网规模 | 连续 | 5.1(4.94) |
| | | 问题解决网势力 | 连续 | 156.23(120.03) |

注:a. 均值(标准差),下同。

三、研究发现

(一)社会经济地位差异与风险暴露

当下中国是否存在人群在风险中不公平暴露的问题?首先,我们通过单因方差分析和独立样本t检验对风险暴露进行了初步分析,结果见表3。

表3 不同社会经济地位人群在风险暴露中的差异比较

| 变量 | | 人数 | 均值 | 标准差 | F值 | 多重比较 |
|--------|----------------|------|-------|-------|--------------------------------|--------------------------------------|
| 受教育程度 | 小学及以下(A) | 229 | 63.66 | 22.95 | 4.655*** (1) | Scheffe法 A>B A>C A>E D>E |
| | 初中(B) | 480 | 58.67 | 21.82 | | |
| | 职高/高中(C) | 445 | 57.78 | 22.05 | | |
| | 大专/本科(D) | 601 | 59.86 | 20.86 | | |
| | 研究生及以上(E) | 151 | 54.73 | 22.83 | | |
| 家庭年总收入 | 1万元及以下(A) | 126 | 67.05 | 23.42 | 10.198*** | Scheffe法 A>B A>C A>D B>D |
| | 1.0001-5万元(B) | 806 | 60.24 | 21.32 | | |
| | 5.0001-10万元(C) | 549 | 57.46 | 22.03 | | |
| | 10万元以上(D) | 341 | 55.80 | 20.46 | | |
| 居住地距离 | 1公里以内(A) | 403 | 72.45 | 17.75 | 159.257*** | Tamhane's T2法 A>B A>C B>C |
| | 1-3公里(B) | 527 | 62.41 | 20.11 | | |
| | 3公里以上(C) | 961 | 51.66 | 21.31 | | |
| 社区居住地 | 农村社区 | 447 | 73.29 | 17.39 | F=17.366*** t=18.463*** (2) | |
| | 城市社区 | 1469 | 54.86 | 21.35 | | |
| 户籍 | 农业户口 | 621 | 65.41 | 20.33 | F=2.510 t=9.030*** (3) | |
| | 非农业户口 | 1275 | 55.95 | 21.94 | | |

(续表3)

| 变量 | | 人数 | 均值 | 标准差 | F 值 | 多重比较 |
|----|-----|------|-------|-------|-------------------|------|
| 民族 | 汉族 | 1812 | 59.14 | 21.94 | F=.000 t=-.235 | |
| | 非汉族 | 102 | 58.62 | 21.36 | | |

注:(1)***为 $p \leq 0.001$; (2)进行方差齐性 Levene 检验, F 值达到显著差异, t 值为校正后值; (3)进行方差齐性 Levene 检验, F 值未达到显著差异, t 值取假设方差相等 t 值。

初步分析发现:受教育程度对风险暴露有显著影响($F=4.655, p \leq 0.001$),即受教育程度越高遭受的环境风险越低。知识作为一种生成性的风险应对能力,它既能提高人们对风险的判别力,也能通过影响职业、收入、人际交往网络等要素,从而“开启处理和规避风险的新的可能性”。^②不同收入家庭在风险暴露中存在显著差异($F=10.198, p \leq 0.001$),收入越低遭受的环境风险越高。通过均值和多重比较,我们可以清晰地看出不同收入家庭在风险承担上的差别。这是对风险社会“财富在上层聚集,而风险在下层聚集”特征的生动刻画。面对环境风险,一方面,低收入阶层既无力“用脚投票”,也无力无休止地卷入环境抗争;另一方面,“污染地低廉的房租,反倒对低收入者,特别是刚涌入这所城市的农民工产生强大吸引力,甚至能抵消(他们)对垃圾污染的厌恶”,并产生“不会在这里住很久啦,忍一忍就过去了,等条件好点,再考虑搬家”的想法(访谈记录 XM201206)。居住地与垃圾处理单位间的距离对风险暴露有显著影响($F=159.257, p \leq 0.001$)。独立样本 t 检验显示,农村社区居民与城市社区居民遭受的环境风险存在显著差异($t=18.463, p \leq 0.001$),农村居民遭受的环境风险($M=73.29$)明显高于城市居民($M=54.86$)。在 403 名居住在距离大型垃圾处理单位 1 公里以内的受访者中,64.6%受访者家居农村社区。此外,户籍是不同于居住地的另一种风险暴露影响因素,报告遭受严重垃圾污染侵害的 398 名受访者中,59.2%是农业户口。表 3 显示,农业户口居民遭受的风险($M=65.41$)高于非农户口居民($M=55.95$)($t=9.030, p \leq 0.001$)。拥有农业户口的人员除了部分居住在农村社区,还有部分是居住在城市的流动人口,法律和文化制度如何安排拥有农业户口的人群在城市中的居住地,亦是环境公正研究的关注重点。民族变量对风险暴露没有显著影响,即汉族居民和其他少数民族居民风险暴露无差异。

(二)环境风险暴露的影响因素分析

为了进一步考察人群在不同类型风险中的暴露情况,我们通过因子旋转,离析出物理健康风险因子和社会风险因子,分别进行多元线性回归分析。^③第一个模型为基准模型,考察基本人口特征与城市类型对两种风险及总体风险的影响,模型 II 增加了社会经济地位变量,模型 III 加入风险规避能力变量(见表 4)。

多元线性回归分析发现:首先,三个模型都通过了 F 检验,具有统计显著性,并且随着变量的加入,模型解释力逐渐增强;第二,社会经济地位与风险规避能力对物理健康风险和总体风险的预测力高于对社会风险的预测力;第三,在社会风险部分,除了城市(北京)和居住地距离通过显著性检验,其他变量均未通过检验。我们考虑在今后的研究中加入地区就业水平、收入水平、人口分布等宏观层面数据来解释社会风险问题。在此,我们着重分析社会经济地位与风险规避能力对物理健康风险和总体风险的影响。

在基准模型中,人口特征和城市能解释物理健康风险暴露 2.9%的方差,解释总体风险暴露 1.8%的方差。具体而言,女性比男性遭受更高风险,这与部分既有研究结论相一致。^④女性的生理特性(如月经周期、怀孕、哺乳等)和传统社会性别角色对女性的期待,^⑤使得女性在面对环境风险时比男性更加脆弱和敏感。重庆居民和北京居民遭受的物理健康风险和总体风险均高于厦门居民,说明垃圾处理产生的风险及人群在风险中暴露状况存在地区差异。洪大用所指出的当代中国在地区层次上存在的环境不公平问题,

表4 社会经济地位与风险规避能力对环境风险暴露的预测(OLS回归)

| 控制变量 | 基准模型 | | | 模型II | | | 模型III | | |
|--------------------------|--------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|
| | 物理与健康风险 | 社会风险 | 总体风险 | 物理与健康风险 | 社会风险 | 总体风险 | 物理与健康风险 | 社会风险 | 总体风险 |
| 性别 ^a | -0.061(1.347)* | -0.016(1.293) | -0.055(1.777)* | -0.084(1.239)* | -0.017(1.282) | -0.071(1.631)* | -0.088(1.241)* | -0.021(1.290) | -0.075(1.632)* |
| 年龄 | 0.444(0.422) | 0.184(0.405) | 0.451(0.559) | 0.212(0.390) | 0.055(0.404) | 0.181(0.512) | 0.191(0.389) | 0.044(0.405) | 0.159(0.511) |
| 年龄平方 | -0.507(0.005) | -0.242(0.005) | -0.538(0.006) | -0.301(0.004) | -0.107(0.004) | -0.286(0.006) | -0.281(0.004) | -0.095(0.005) | -0.266(0.006) |
| 城市 ^b 重庆 北京 | 0.148(1.332)* 0.150(1.341)* | -0.036(1.276) -0.039(1.288)# | 0.095(1.758)* 0.097(1.771)# | 0.185(1.410)** 0.198(1.543)** | -0.083(1.602) -0.070(1.597)# | 0.087(2.224)* 0.074(2.219)# | 0.197(1.422)** 0.200(1.550)** | -0.090(1.732) -0.072(1.611)# | 0.102(2.240)# 0.080(2.227)# |
| 社会经济地位 | | | | | | | | | |
| 民族 ^c | | | | -0.020(2.676) | 0.033(2.770) | -0.004(3.496) | -0.017(2.677) | 0.036(2.782) | -0.008(3.497) |
| 受教育年限 | | | | -0.080(0.222)# | 0.009(0.230) | -0.055(0.294) | -0.080(0.224)# | 0.002(0.233) | -0.056(0.296) |
| 职业地位指数 | | | | -0.161(0.071)*** | 0.059(0.073) | -0.151(0.095)** | -0.143(0.072)** | 0.049(0.075) | -0.1340(0.096)** |
| 家庭年收入对数 | | | | -0.116(2.168)# | 0.024(0.005) | -0.101(2.505)# | -0.119(2.195)# | 0.026(0.005) | -0.106(2.109)# |
| 房产价值对数 | | | | -0.115(0.119)# | 0.012(0.009) | -0.101(0.110)# | -0.113(0.116)# | 0.012(0.009) | -0.108(0.112)# |
| 户门 ^d | | | | -0.189(2.097)*** | 0.024(2.170) | -0.127(2.776)** | -0.183(2.096)*** | 0.027(2.178) | -0.121(2.773)** |
| 居住社区类型 ^e | | | | -0.149(2.322)*** | -0.047(2.404) | -0.152(3.162)** | -0.156(2.332)*** | -0.051(2.424) | -0.157(3.166)** |
| 居住地距离 ^f | | | | -0.229(1.369)*** | -0.225(1.417)*** | -0.324(1.834)*** | -0.230(1.370)*** | -0.227(1.424)*** | -0.323(1.834)*** |
| 风险规避能力 | | | | | | | | | |
| 规避能力自评 | | | | | | | -0.014(0.193) | -0.005(0.201) | -0.012(0.253) |
| 问题解决网规模 | | | | | | | -0.100(0.160)** | -0.023(0.167) | -0.080(0.156)* |
| 问题解决网势力 | | | | | | | -0.103(0.007)** | -0.049(0.005) | -0.096(0.006)* |
| 常数 | 40.810(8.865)*** | 50.769(8.511)** | 43.750(11.753)*** | 57.266(9.928)*** | 51.528(10.276)*** | 61.113(13.091)*** | 59.187(10.248)*** | 52.087(10.651)*** | 63.682(13.480)*** |
| 调整后的R ² | 0.029 | 0.006 | 0.018 | 0.199 | 0.059 | 0.196 | 0.213 | 0.060 | 0.203 |
| F值 | 5.816*** | 0.928# | 3.980** | 14.457*** | 3.313*** | 14.350*** | 12.053*** | 2.717*** | 11.972*** |

注:(1)a.参照组为女性;b.参照组为厦门;c.参照组为非汉族;d.参照组为农村社区;e.参照组为三公里及以内。

(2)#P≤0.10,**P≤0.05,***P≤0.01,****P≤0.001

(3)表格中报告的系数为:标准化系数(标准误差)

包括城乡不公平和地区不公平,^②在本文得到验证。年龄对风险暴露状况没有显著影响。

模型Ⅱ引入社会经济地位变量,物理健康风险和总体风险的模型解释力分别提高到19.9%和19.6%,再次证明不同社会经济地位人群在风险中的暴露存在差异。其中,职业地位、家庭年收入、房产价值、户籍、居住社区类型和居住地与垃圾处理单位间距离对人们遭受的物理健康风险和总体风险均存在显著影响。具体而言,职业地位越高、家庭收入越高、房产价值越高、距离垃圾处理单位越远,遭受的风险越低。研究假设1b、1c和1d得到证实,这与环境公正理论社会政治模型中有关低职业地位、低收入贫困人群承担更多环境风险的论述是一致的。^③从风险制造者角度分析,他们不希望在方案执行过程中遭遇强烈抵抗,或者至少希望能与当地居民讨价还价,所以通常会遵循“最小抵抗原则”。显然,与高收入、高职业地位的人群相比,只有低收入、低职业地位的弱势人群才具备“最小抵抗力”。从风险承受者角度分析,高收入高职业地位人群在风险发生前,可能通过动员多种社会资源规避风险(如通过多种途径抵制大型污染设施不公正选址),即便环境风险降临,他们也有能力“用脚投票”;而同为风险承受者的低收入、低职业地位群体,既不具备风险转移能力,也不具备风险规避能力,承担更多的环境风险成为必然。甚至可能出现前文提到的,由于低经济收入,低支付能力,为了保证基本生活和工作顺利进行,出现“自愿的”风险暴露人群。户籍制度是我国区别于西方国家的一项重要制度安排。本研究发现,农业户口居民比非农户口居民遭受的风险更高;居住在农村社区的居民比居住在城市社区的居民遭受的风险更高,研究假设1e和1f得到证实。由制度安排造成的城乡二元结构区分,不仅使风险转移到农村地区,还通过对城市空间安排和布局,使那些流入城市却带着农业户籍身份的人群,在城市仍然面临风险,例如低收入农民工聚居地通常是高风险暴露地区。民族没有通过显著性检验。本文与既往研究不同的一个发现是,受教育年限对各项风险暴露的影响都较弱,对风险暴露没有呈现稳健的预测力。可能的原因是我们没有区分不同类型的污染暴露。Ethan等人的研究^④也发现受教育程度在不同种类的污染分布中发挥不同作用,受教育程度与SO₂和Smog污染分布无关,而与COD和NH₃-N污染分布相关。^⑤

随着模型Ⅲ的引入,模型解释力进一步得到提高(较模型Ⅱ分别提高1.4%和0.7%),说明风险规避能力对风险暴露具有预测力,但不强。在某种意义上,风险规避能力本身就是社会经济地位的一种折射或者体现。社会经济地位高者意味着拥有较好的经济、政治、社会资源和话语权力等风险应对能力,能利用人际关系网络动员资源,规避风险,甚至在一定程度上影响环境风险分布格局。在控制性别、年龄、城市和社会经济地位的影响后,自我评估的风险规避能力对风险暴露没有影响,这否定了研究假设2a;而问题解决网络对风险暴露有显著影响,即问题解决网中能提供社会支持的成员越多,网络中成员的职业声望、社会地位越高,研究对象遭受的风险就越低。这证实了研究假设2b和2c。有意思的是:行动者自我评估的规避能力对风险暴露的影响不及来自关系网络的影响。这只是一个初步探索,但可以看出关系网络在中国人应对风险过程中的重要性。其他学者在研究社会网络与环境抗争的关系时也发现,“随着社会关系网络规模扩大或势力增强,遭受环境危害时做出抗争的可能性提高”。^⑥

四、结论与讨论

有关环境公正的第一篇报告发表于三十多年前的美国,在中国环境公正研究才刚刚起步,但问题不会因为没有得到关注而消失或不存在。快速城市化、现代化给环境造成的负担在每个国家都存在,这些负担

(Social bads)如何分布,依据何种标准分布,不尽相同。因此,在西方社会盛行的环境公正理论在中国是否适用,有待检验。本研究基于北京、重庆和厦门三地实地调查,发现:第一,垃圾处理带来的两大类风险——物理健康风险和社会风险(特别是物理与健康风险)——在不同社会经济地位人群中存在差异性分布问题。低职业地位、低收入、低家庭资产、居住在农村社区、拥有农业户口等人群更容易暴露在垃圾处理风险中;第二,关系网络的规模和势力能显著影响人们的风险暴露情况,即能够寻求帮助的人越多,关系网络中成员职业社会经济地位越高,受访者遭受的风险越低。

本研究的发现与西方环境公正研究一致之处在于:都承认环境负担(风险)分布与社会地位差异之间的关系,如收入、职业地位、居住社区类型等要素对风险分布的影响;区别之处在于:以美国为代表的环
境公正论强调种族在风险分布中的作用,而我们更关心户籍制带来的二元社会结构对环境风险分布的影响。另外,受教育程度对风险暴露的影响在本文中未得到稳健的证实,在今后的研究中,我们考虑细化污染类别,再次检验受教育程度的预测作用。

社会和政治发展要求对社会空间和制度安排进行调整,这是必然。但中西方社会有关环境公正的研究都发现,嵌入在不同文化框架中的制度安排,强化了社会阶层在环境领域的影响,不但使贫困等级化,连化学烟雾也等级化。尽管户籍制度不同于基于种族优越感而有意制造人群区隔的种族制度,但不能否认前者使不同社会经济地位人群差异性暴露于环境风险中。制度安排通过两种方式造成弱势群体不成比例地承担环境风险:一是风险地域性转移,二是风险身份性转移。风险地域性转移,指城市规划发展过程中,环境风险有组织有计划地向城镇郊区及农村转移,从而人为制造了“空间脆弱性”。以重庆市为例,进入产业结构调整期后,按照“退城进园”的思路,重化工业陆续搬迁出主城区,迁往近郊地处三峡库区上游的CS区。这种“城市中心—农村边缘”的工业社会发展模式,使“处于中心地带的人们在生产风险的同时也获得一种风险分配的权力,总能成功将风险分配出去,让那些处于边缘地带的人们去承担更多风险”。^⑤风险身份性转移,指风险依附于社会成员身份跨时空转移。拥有城市户口的居民就意味着能享受较为完善的社会保障和福利,保障体系在一定程度上能降低或弥补风险造成的损害。而农业人口由于其户籍身份,不管走到哪里,其能享受到的社会保障都有限,即便农业人口进城务工,他们能从城市获取的保障也低于城市居民,因此他们暴露在风险中的可能性高于城市居民,而风险规避能力低于城市居民,形成强烈反差。

应对快速城市化、现代化带来的风险,保护国民整体利益,是国家对公民的应尽职责,但如果以此为由冠冕堂皇地牺牲弱势群体利益,那就是不公正。不幸的是,“国家对公民利益的保护是有差别的,那些社会经济地位高、社会关系强的人,能够更多地表达自己的利益,从而得到国家的保护;而那些社会经济地位低、社会关系弱的人,则无法使自己的环境利益被国家所重视”。^⑥源自财富和声望领域的社会经济地位分化,其影响力已逐渐渗透环境领域,环境风险分布与财富/权力分布在一定程度上反向交叠。在特定时空内,环境风险分布不但没有“众僧平等”,反而强化了阶层分化,“不同的社会群体注定有不同的生活经历,而无保障和风险则集中在最弱势的人身上”。^⑦

在我国,环境公正事业刚起步。要达至实质性的环境公正,首要问题是保证程序公正。在公共事务决策中,公民有了主张和表达的机会,才有风险沟通和规避的可能,“尽管公共政策的后果不能为所有社会成员所接受,但至少当事人有机会平等地表达主张,这种意志形成和表达过程本身,就宣示着公共政策和制度安排的正当性”。^⑧

囿于精力,本研究仅围绕城市垃圾处理风险话题,基于社会经济地位讨论了不同人群在风险中的暴露状况,这只是微观层面的尝试。显然,居民环境风险暴露还受城市层面宏观因素影响。期望在未来研究中,能结合宏观层面的数据讨论环境风险分配的内在逻辑。

注释:

① 洪大用:《环境公平:环境问题的社会学视点》,载《浙江学刊》,2001(4);洪大用,马芳馨:《二元社会结构的再生产——中国农村面源污染的社会学分析》,载《社会学研究》,2004(4)。

② 李友梅:《从财富分布到风险分布:中国社会结构重组一种新路径》,载《社会》,2008(6)。

③①③④ Ethan D. Schoolman, Chunbo Ma. Migration, class and environmental inequality: Exposure to pollution in China's Jiangsu Province, *Ecological Economics*, 2012, pp. 140-151.

④ Bullard R. D. Solid waste sites and the Houston Black Community. *Sociological Inquiry*, 1983, 53(Spring):273-288; Mohai P., Bryant B. Environmental racism: reviewing the evidence. In *Race and the Incidence of Environmental Hazards*, ed. B Bryant, P Mohai, 1992, p. 163-76. Boulder, CO: Westview; Mohai P., Paula M. Lantz, Morenoff J., House J. S. Racial and socioeconomic disparities in residential proximity to polluting industrial facilities. *American Journal of Public Health*. 2009, Vol 99. No. S3:649-56; Brulle, R. J., & Pellow, D. N. Environmental justice: human health and environmental inequalities. *Annual Review of Public Health*, 2006, 27: 103-124; Pearce, J., & Kingham, S. Environmental inequalities in New Zealand: a national study of air pollution and environmental justice. *Geoforum*, 2008, 39(2): 980-993; Pearce, J., Richardson, E., Mitchell, R., & Shortt, N. Environmental justice and health: the implications of the socio-spatial distribution of multiple environmental deprivation for health inequalities in the United Kingdom. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 2010, 35(4): 522-39.

⑤ 阻碍因素很多,例如缺乏适当的统计方法,不同个体暴露水平差异,漫长的潜伏期,保健获取水平差异,个体生活习惯等,都会影响健康与环境风险不平等分布之间关系的确定。

⑥ Brulle, R. J., & Pellow, D. N. Environmental justice: human health and environmental inequalities. *Annual Review of Public Health*, 2006, 27:103-124; Mohai P, Pellow D. & J. Timmons Roberts. Environmental justice. *The Annual Review of Environment and Resources*. 2009, 34:405-30.

⑦ Szasz, A., Meuser, M. Environmental inequalities: Literature review and proposals for new directions in research and theory, *Current Sociology*, 1997, 45:99-120; Dorceta E. Taylor. The Rise of the environmental justice paradigm—Injustice framing and the social construction of environmental discourses. *American Behavioral Scientist*, 2000, 43(4):508-580; Mohai P., Saha R. Reassessing racial and socioeconomic disparities in environmental justice research. *Demography*, 2006, 43:383-399; Brulle, R. J., & Pellow, D. N. Environmental justice: human health and environmental inequalities. *Annual Review of Public Health*, 2006, 27:103-124.

⑧ Mohai P, Pellow D. & J. Timmons Roberts. Environmental justice. *The Annual Review of Environment and Resources*, 2009, 34: 405-30; Mohai P., Paula M. Lantz, Morenoff J., House J.S. Racial and socioeconomic disparities in residential proximity to polluting industrial facilities. *American Journal of Public Health*, 2009, Vol 99. No. S3:649-56; Mohai P., Saha R. Reassessing racial and socioeconomic disparities in environmental justice research. *Demography*, 2006, 43:383-399; Downey, L., Dubois, S., Hawkins, B., Walker, M. Environmental inequality in metropolitan America. *Organization & Environment*, 2008, 21:270-295; Pastor, M., Morello-Frosch, R., Sadd, J. L. The air is always cleaner on the other side: race, space, and ambient air toxics exposures in California. *J. Urban Aff.* 2005, 27(2):127-148.

⑨ Mohai P., Bryant B. Environmental racism: reviewing the evidence. In *Race and the Incidence of Environmental Hazards*, ed. B Bryant, P Mohai, 1992, p. 163-76. Boulder, CO: Westview.

⑩ 流动人口的环境关心、风险承受与规避能力、风险应对行为等是环境公正研究领域的重要议题,对于作为弱势群体的社会下层流动人口的风险暴露状况,将另文讨论。

⑪ 洪大用,龚文娟:《环境公正研究的理论与方法述评》,载《中国人民大学学报》,2008(6)。

⑫ Mohai P., Paula M. Lantz, Morenoff J., House J. S. Racial and socioeconomic disparities in residential proximity to polluting in-

dustrial facilities. *American Journal of Public Health*. 2009, Vol 99. No. S3:649-56.

⑬ Pearce J., Richardson E., Mitchell R., & Shortt N. Environmental justice and health: the implications of the socio-spatial distribution of multiple environmental deprivation for health inequalities in the United Kingdom. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 2010, 35(4), 522-39.

⑭ Bullard R. D. Solid waste sites and the Houston Black Community. *Sociological Inquiry*, 1983, 53(Spring):273-288; Brainard J. S., Jones A. P., Bateman I. J., & Lovett A. A. Modelling environmental equity: access to air quality in Birmingham, England. *Environmental and Planning*. 2002, 34(4):695-716; Brulle R. J., & Pellow, D. N. Environmental justice: human health and environmental inequalities. *Annual Review of Public Health*, 2006, 27:103-124; Pearce J., & Kingham S. Environmental inequalities in New Zealand: a national study of air pollution and environmental justice. *Geoforum*, 2008, 39(2):980-993.

⑮ Saha R., Mohai P. Historical context and hazardous waste facility siting: understanding temporal patterns in Michigan. *Social Problems*, 2005, 52:618 - 648; Mohai P., Pellow D. & J. Timmons Roberts. Environmental justice. *The Annual Review of Environment and Resources*, 2009, 34:405-30.

⑯ Chunbo Ma. Who bears the environmental burden in China--an analysis of the distribution of industrial pollution sources? *Ecological Economics*, 2010, 69(9):1869-1876.

⑰ 卢淑华:《城市生态环境问题的社会学研究》,载《社会学研究》,1994(6)。

⑱ 胡荣:《社会经济地位与网络资源》,载《社会学研究》,2003(5);冯仕政:《沉默的大多数:差序格局与环境抗争》,载《中国人民大学学报》,2007(1);贺寨平:《社会经济地位、社会支持网与农村老年人身心状况》,载《中国社会科学》,2002(3);Gary W. Evans, Elyse Kantrowitz. Socioeconomic status and health: the potential role of environmental risk exposure. *Annual Review Public Health*. 2002, 23:303-31.

⑲ Dean Curran. Risk society and the distribution of bads: theorizing class in the risk society. *The British Journal of Sociology*, 2013, 64(1):44-62.

⑳ 李强:《转型时期城市“住房地地位群体”》,载《江苏社会科学》,2009(4)。

㉑ 胡荣:《社会经济地位与网络资源》,载《社会学研究》,2003(5)。

㉒ 之所以选择这三个城市,是考虑到城市行政规划、地理位置、综合发展水平等方面的差异可能导致不同的垃圾处理主导模式,并带来风险差异。同时,我们计划在后期研究中对不同城市间人群风险暴露、应对能力等方面的差异。

㉓ 蔡萍:《环境风险的社会建构论阐释》,载《兰州学刊》,2008(11)。

㉔ Clarke, L., Short, J. F. J r. Social organization and Risk: some current controversies. *Annual Review of Sociology*, 1993, 19: 375-99.

㉕ 转换公式为:转换后的因子值=(因子值+B)·A。其中,A=99/(因子最大值-因子最小值),B=(1/A)-因子最小值。B的公式亦为,B=[(因子最大值-因子最小值)/99]-因子最小值。参见边燕杰、李煜:《中国城市家庭的社会网络资本》,载清华大学社会学系主编,《清华社会学评论》(第二辑),厦门,鹭江出版社,2000。

㉖ 参见李春玲:《断裂与碎片:当代中国社会阶层分化实证分析》,北京,社会科学文献出版社,2005。

㉗ [德]乌尔里希·贝克:《风险社会》,南京,译林出版社,2003,第36页。

㉘ 对模型的多重共线性检验结果显示,0.458<Tolerance<1,1<VIF<3,表明进入回归方程的自变量间不存在多重共线性问题。

㉙ Julie Cupples. Rural development in El Hatillo, Nicaragua: Gender, neoliberalism and environmental risk. *Singapore Journal of tropical geography*, 2004, (3):343-357.

㉚ 女性在家庭和社会中扮演的社会性别角色,要求她们与环境之间保持紧密联系,从而使女性对环境具有较高依存度。

㉛ 洪大用:《环境公平:环境问题的社会学视点》,载《浙江学刊》,2001(4)。

㉜ Mohai P., Saha R. Reassessing racial and socioeconomic disparities in environmental justice research. *Demography*, 2006, 43: 383-399; Brulle, R. J., & Pellow, D. N. Environmental justice: human health and environmental inequalities. *Annual Review of Public Health*, 2006, 27:103-124; Pearce, J., & Kingham, S. Environmental inequalities in New Zealand: a national study of air pollution and environmental justice. *Geoforum*, 2008, 39(2):980-993.

㉝ Ethan D. Schoolman, Chunbo Ma. Migration, class and environmental inequality: Exposure to pollution in China's Jiangsu Province, *Ecological Economics*, 2012, p.140-151.

㉞ 研究假设1a需要进行修正,并且在后续研究中,我们将重新分类检验受教育程度与风险分配和暴露的关系。

③③ 冯仕政:《沉默的大多数:差序格局与环境抗争》,载《中国人民大学学报》,2007(1)。

③④ 张康之、熊炎:《风险社会中的风险治理原理》,载《南京工业大学学报》(社会科学版),2009(2)。

③⑤ 大卫·阿伯特、安文·琼斯、黛博拉·奎尔加:《社会不平等与风险》,彼得·泰勒-古博,[英]詹斯·金等:《社会科学中的风险研究》,北京:中国劳动社会保障出版社,2010。

④④ 龚文娟:《约制与建构:环境议题的呈现机制》,载《社会》,2013(1)。

Socioeconomic Status and Risk Exposure: An Environmental Justice Perspective

Gong Wenjuan

Abstract: In western environmental justice research, Rational Choice Model, Social–Political Model and Racial Discrimination Model are frequently employed to explain environmental injustice problems. Whether Chinese citizens are unequally exposed to environmental risk and how to explain the possible environmental injustice, these questions remain uninvestigated systematically. Based on the survey about environmental risk of waste disposal in Beijing, Chongqing and Xiamen, this essay examines two central questions to assess the potential application of Social–Political Model in China: (1) whether disproportional risk exposure exists in China, and if it does, (2) what indicators can be used to identify disproportional risk exposure. The results tell us that disproportional risk exposure does exist in China due to socioeconomic status differences, and the influential factors includes income, household assets, Hukou, neighborhood type, occupational reputation and social networks. Hukou is a key factor affecting disproportional risk exposure in China, an important finding differing from those of the Western environmental justice literature. The study suggests that the influence of socioeconomic status differentiation penetrates through the environment welfare. The distribution of environmental risk reversely overlaps, to some extent, with the distribution of wealth/power, and both strengthen the class differentiation as well.

Key words: risk exposure; socioeconomic status; capability of risk aversion; environmental justice

(责任编辑:王玉君)