

环境风险在人群中的社会空间分配

龚文娟

(厦门大学 公共事务学院 福建 厦门 361005)

摘要: 国际经验显示,不同社会经济地位人群不合理地暴露在环境风险中,是推动“环境公正”运动发展的重要原因。处于快速转型的中国,是否面临环境风险在人群中不公正分配问题?基于北京、重庆和厦门三地城市生活垃圾处理影响的调查数据的分析表明,环境风险在人群中的社会空间分配状况,低受教育程度、低收入、低房产价值、农业户籍和居住在农村社区的居民,居住在距离大型垃圾处理单位3公里范围内的可能性和遭受的环境风险,高于高受教育程度、较高收入、拥有较高价值房产、非农业户籍和居住在城市社区的居民。低社会经济地位者不成比例地承担环境风险,使脆弱性再生产,以社会经济地位形塑风险地位,不利于和谐社会构建。因此,应加快户籍制度改革,完善环境立法和环境弱势群体补偿机制,促进并规范公众参与公共事务管理。

关键词: 环境风险; 社会空间分配; 环境公正

中图分类号: C913.31 **文献标识码:** A **文章编号:** 0438-0460(2014)03-0049-10

一、研究背景与文献回顾

20世纪90年代以降,中国的环境群体性事件和环境上访数呈现增长趋势(童志峰,2008)。人们对健康的关注,对环境风险的惧怕无疑是环境群体事件出现和增长的直接动因。近年来,环境风险在人群中是否公正分配的问题,正日渐成为推动环境集群行动发展的一股新动力。^①国际研究表明,社会发展进程中,历史烙印对环境风险分配产生重要影响,如种族区隔、贫富分化,导致有限环境资源的不平等分配,人群在环境污染中的不合理暴露^②,而这些都是推动环境集群行动和环境运动发展的动力(Mohai et al., 2009; Schoolman & Ma, 2012; Faber & Krieg, 2002)。当下我国正处在社会转型期,环境污染和保护问题逐步得到重视,但环境风险公正分配问题尚未引起社会管理者的足够重视。我们需要弄清楚,当下中国“谁在承受何种程度的风险”。

回顾西方环境运动发展历程,1978年的“爱河事件”和1982年的“瓦伦郡运动”开启了美国甚

收稿日期: 2013-11-06

基金项目: 国家社科基金青年项目“城市公众应对环境风险的能力及行为研究”(11CSH019); 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配研究”(2010221013)

作者简介: 龚文娟,女,重庆人,厦门大学公共事务学院、公共政策研究院助理教授,社会学博士。

① 2013年江门反核、2011年大连PX事件、2009年番禺反建垃圾焚烧发电厂、2005年浙江东阳画水镇农民集体抗议化工企业污染等事件,均涉及污染单位选址与环境风险在人群中不公正分配问题。

② 在西方社会主要表现为环境种族歧视和以收入为基础的阶层空间区隔,换言之,少数民族和低收入人群暴露在环境风险中的比率远超过白人和高收入人群。

至西方社会反有害废弃物歧视性选址处置和反环境种族主义的历程。自此以后,国外研究者对风险分配的依据和后果进行了大量研究。

理性选择论者认为,市场是环境风险分配的风向标,工业选址和居民选择居住地都是市场作用的结果(转引自洪大用、龚文娟,2008)。具有地价低、较低的污染损失赔偿等特征的地区,往往能吸引污染单位前来选址,同时也吸引穷人和低收入的外来流动人口来就业和居住,而社会中上层人群则逃离这些地区,由此造就了人群不成比例地承担环境风险的局面。与此相反的观点认为,环境风险的分配并非单纯市场自主选择的后果,种族和社会经济地位才是影响环境风险分配的主要依据。数十年来,种族和社会阶层差异被西方学术界视为有害工业歧视性选址、废物商业化以及人群在环境风险中不合理暴露的关键影响因素(Bullard,1990; Mohai & Bryant,1992; Gary & Elyse,2002; Pearce & Kingham,2008; Mohai, Pellow and Roberts,2009)。在美国,种族和收入甚至成为预测反环境的工业企业和有害废物处置设施在何处选址的重要人口学指标(Faber & Krieg,2002)。更进一步的研究发现,个体和社区的社会资本和政治力量也是影响环境资源和风险在人群中不合理分配的重要因素(Saha & Mohai,2005)。有研究者甚至指出,不同人群不成比例承担环境负担与政治边缘化有关,且二者交互作用,相互强化(Schoolman & Ma,2012)。来自新西兰、英国、美国等国的研究表明,低收入社区的人口面临的物理环境和居住条件比高收入社区人口的更差(Brainard et al.,2002; Brulle & Pellow,2006; Pearce & Kingham,2008)。种族、社会经济地位、个体所处的社会网络和可动员的社会资本、所属社区总体资本存量等要素,都可能对个体是否遭受环境风险及遭受何种程度的风险造成影响。

西方环境公正研究30年,其研究方法也在不断改进。从早期经典的“空间单位分析法”(Unit-based method)到Mohai等人提出的“距离分析法”(Distance-based method),再到风险/暴露分析法(Risk/Exposure-based method),每一种方法都希望克服已有方法的缺陷,为环境风险分配研究提供多视角、系统的方法支持。它们得出的研究成果,普遍认为少数种族和穷人居住在比白人和富人距离环境污染源更近的地方,并且面临更高的健康风险(转引自Ma & Schoolman,2010)。

在我国,环境风险分配和环境公正研究处于起步阶段,基于环境社会学视角的实地一手数据的量化研究鲜见。当然,西方社会的研究方法和发现对中国的现状是否具有解释力,值得商榷。以种族为例,我国作为多民族统一国家并不存在种族和种族歧视问题,“民族”与“种族”不管在学理上还是政治上,都是两个完全不同的概念。另一个需要思考的问题是,中国的环境公正是否能够单纯依靠收入(Income)来解释,还有哪些社会经济因素可以解释中国的环境风险分配问题。事实上,我国的社会结构具有特殊性:第一,创立于20世纪50年代的现代户籍制度,被视为“中国特色城乡二元分割”的制度性守护者,它对居民的收入、教育、福利待遇、个人生活方式,甚至人生历程产生深刻影响。第二,单位制(Units)作为曾经最具中国特色的城市管理制度,走过了发展、扩张到弱化的道路,那么在社会转型期,它是否对环境风险在人群中的分配具有影响,有待考量。第三,城镇化和市场化打破了户籍制曾经对人口流动固若金汤的限制,使得大量低学历乡-城移民流入城市,成为工作生活在城市的农民工。这一特殊群体的收入、社会保障、子女教育、城市融入性等问题得到学界的广泛关注,但就他们的环境风险承担问题,却较少讨论。因此,有必要立足于我国实情,尝试借鉴西方社会对环境风险分配问题的研究,分析新时代背景下,我国环境风险在人群中的分配问题。^①

基于上述认识,我们初步判断,收入、户籍身份、住房地位等社会经济因素比种族对中国的环境

^① 本文选择以城市生活垃圾处理风险为例,讨论环境风险在人群中的社会空间分配状况,有三个原因:其一,我国城市垃圾产量剧增,垃圾处理问题已成为制约我国社会发展的瓶颈之一;其二,垃圾处置是涉及城市规划布局、环境治理、技术革新和政策安排等多个领域的综合性社会问题,程序公正和社会公正在垃圾处置过程中得到淋漓尽致的呈现;其三,垃圾处理产生的风险具有多重性和积累性,在地理空间上与垃圾处理单位的接近性在某种程度上就意味着暴露在多重风险(空气污染、水源污染、噪声、有毒物质吸纳、心理压力等)中的概率。

风险分配问题更具有解释力。本文基本假设是:社会经济地位越低,居住地接近大型垃圾处理单位的可能性越高,暴露在环境风险中的可能性越高。数据处理方法是,通过控制性别、年龄、城市等变量,使用 Logistic 回归估计居民社会经济地位与其是否居住在距离大型垃圾处理单位 3 公里范围内的关系;使用普通最小二乘法估计居民社会经济地位与其风险暴露状况的关系。

二、数据与变量

(一) 数据来源

本文数据来源于笔者主持的国家社科基金青年项目“城市公众应对环境风险的能力及行为研究”项目,项目于 2011 年至 2012 年在北京、重庆和厦门三地^①进行了有关城市生活垃圾处理及环境影响的问卷调查和访谈。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,重庆市渝中区、沙坪坝区、渝北区、南岸区、江北区、北碚区,厦门市湖里区、思明区、海沧区和翔安区为初级抽样单位;第二阶段,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。我们采用专业调查员与受访者一对一,由调查员依据问卷逐题询问并填答的方式进行了调查。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

本研究的因变量包括两项:居住地与大型垃圾处理单位“距离”和居民风险暴露状况。前者为二分变量——居住地距离大型垃圾处理单位 3 公里以内,3 公里以外。在一些使用“距离分析法”估计风险在人群中分配状况的国际研究中,研究者们通常以 1 英里或 2 英里^②作为选择范围的半径(Mohai & Bryant, 1992; Pastor et al., 2005),本研究借鉴于此,以 3 公里为辐射范围的半径,分析范围内居民的社会经济地位构成。这一变量为虚拟变量,其赋分方式为:居住在 3 公里及以内赋值 1;3 公里以外赋值 0。

另一因变量“环境风险暴露”,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。^③通过臭味、污染水源、噪声、土壤污染、病菌、心理压力、健康问题等 7 项指标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。通过将赋分加总,我们将风险暴露变量处理为连续变量,得分越高表明遭受的风险越高。该量表具有良好信度,Cronbach's Alpha 为 0.924。

2. 自变量

本文的自变量“社会经济地位”包括以下指标:受教育程度、职业地位和经济收入是衡量个体

① 选择北京、重庆和厦门三座城市,是考虑到城市类型、地理位置、综合发展水平、工业化与城市化进程、公众生活消费方式等方面的差异,这些差异直接导致各城市采取不同的垃圾处理模式,由此带来不同环境风险。

② 1 英里等于 1.6093 公里。

③ 采用主观风险评价法是因为,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是自反性,主观评价更能反映研究对象对风险的判断,并据此思考行动。

社会经济地位的主要指标(Gary & Elyse 2002);户籍和农民工身份是我国特有的制度安排和产物;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风险不公正分配,以及“住房地位群体”在我国日渐兴起(李强 2009),我们亦将居住地类型和房产价值纳入分析框架。受教育程度分为小学及以下、初中、高中、大专、本科及以上五个层次;职业地位采用李春玲的职业社会经济地位指数得分;单位类型为三分变量,国有单位、非国有单位和无单位;行政级别划分为局级及以上、处级、科级、科级以下、无级别五个层次;家庭年总收入,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”;家庭月消费水平主要以受访者全家每月生活费用来衡量;房产价值指受访者拥有的所有具有部分或全部产权的房屋的价值;同时,将“户籍”“农民工身份”和“居住地类型”作为虚拟变量纳入指标体系,居住地类型指居住社区是城市社区还是农村社区。

3. 控制变量

本研究将性别、年龄和城市作为控制变量。性别为虚拟变量,男性赋值1,女性赋值0;年龄作连续变量处理,均值为38.8,标准差为13.03;城市为类别变量。

三、分析与发现

首先,我们对居住地距大型垃圾处理单位3公里以内和以上的居民人口构成进行了分析。^①初步发现:除性别($X^2=0.084$, $p=0.775$)和年龄($X^2=9.365$, $p=0.125$)没有通过显著性检验,其他变量均通过检验。说明在居住地距离垃圾处理单位远近的问题上,男性和女性没有显著差异,不同年龄层的人群也没有显著差异。居住地距离垃圾场3公里内外的居民的受教育程度呈现出差异($X^2=138.573$, $p\leq 0.001$)。3公里范围内高中及以下受教育程度的人口占71.6%,大专及以上占28.4%。3公里以外高中及以下占49.9%,大专及以上占50.1%。不同年收入的家庭在垃圾场外围的分布也存在差异($X^2=103.987$, $p\leq 0.001$)。3公里范围内有60.7%的家庭,其年总收入在5万元以下,年总收入10万元以上的家庭占11.8%;3公里以外,5万元以下家庭占31.3%,10万元以上家庭占35.8%;另外,年收入1万元及以下的组内比较显示,76.6%的低收入家庭居住在距垃圾场3公里范围内,23.4%低收入家庭居住在3公里以外。同样,家庭月消费水平($X^2=35.205$, $p\leq 0.001$)和房产价值($X^2=126.622$, $p\leq 0.001$)在两组不同人群中呈现出差异:消费水平较低和房产价值较低的人群居住在3公里范围内的比例更高。就职业地位而言,距垃圾场3公里以内人群中,非国有单位的受访者比例最高,占54.6%,无行政级别的受访者比例最高,占80.2%。再来看户籍身份特征,3公里范围内,农业户口者比例高于非农户口者比例,而3公里外,非农户口者占84.8%,农业户口者占15.2%($X^2=135.288$, $p\leq 0.001$);3公里范围内,身处农村社区的居民比例高出城市社区居民约6个百分点($X^2=129.373$, $p\leq 0.001$)。而农民工与非农民工在垃圾场外围的分布,无论3公里以内还是3公里以外的农民工比例均低于非农民工比例,这可能是由于本研究中农民工样本较少的缘故(农民工占总样本的14.4%)。

然后,我们对居住地距离大型垃圾处理单位3公里以内和以上人口的风险暴露状况进行了分析。通过均值比较发现,除噪声污染($t=0.231$, $p>0.1$)在两个群体中的影响没有显著差异外,其他六项垃圾处理带来的风险,对居住在3公里以内的居民的影响均高于对3公里以外居民的影响。垃圾处理对3公里以内居民最突出的影响是臭味($t=17.480$, $p\leq 0.001$),其次是滋生病菌($t=$

^① 由于篇幅限制,略去“居住地距大型垃圾处理单位3公里内外的居民人口构成”和“居住地距大型垃圾处理单位3公里内外人口的风险暴露状况”的统计表格,有兴趣的读者可向作者索要。

12.267 $p \leq 0.001$) 再者是危害身体健康($t = 14.134$ $p \leq 0.001$) 距离大型垃圾处理单位 3 公里及以内的居民 这三项得分均值都在 4 分及以上 远高于 3 公里以外的居民。垃圾运输和处理过程中产生的气体、粉尘、二恶英等有害物质使附近居民的呼吸道类、皮肤类疾病的患病率较高 居民的非正常死亡率间接指向垃圾处理给周边人口带来的健康风险。这也间接解释了为什么 3 公里内居民的心理压力高于 3 公里以外的居民($t = 11.446$ $p \leq 0.001$)。

为了进一步考察居民身份构成与环境风险社会空间分配状况的关系 我们使用 Logistic 回归分析和 OLS 回归 分别对居民社会经济地位与污染源接近性 及社会经济地位与环境风险暴露状况之间的关系 进行了检验。表 1 报告的是用居民社会经济地位预测污染源接近性的结果。第一层模型为基准模型 控制基本人口特征与城市类型对污染源接近性的影响 模型 I 增加了职业地位变量 模型 II 增加了家庭经济状况变量 模型 III 增加了户籍身份变量。

表 1 用居民社会经济地位预测污染源接近性的 Logistic 回归分析^①

解释变量	基准模型		模型 I		模型 II		模型 III	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E
控制变量								
性别 a	0.016	0.138	0.013	0.147	-0.129	0.158	-0.212	0.161
年龄	0.052	0.041	0.04	0.047	0.052	0.051	0.056	0.053
城市 b								
重庆	-1.272***	0.182	-1.185***	0.202	-2.099***	0.269	-1.651***	0.297
北京	-0.980***	0.182	-0.549**	0.2	-0.221	0.216	-0.078	0.225
自变量								
受教育程度 c								
小学及以下			1.653***	0.432	1.253***	0.46	1.000***	0.493
初中			0.675**	0.249	0.373**	0.27	0.199*	0.281
高中			0.542*	0.277	0.187*	0.298	0.023	0.311
大专			0.04	0.242	0.082*	0.251	0.046	0.26
职业社会经济地位指数			-0.025*	0.01	-0.01	0.011	-0.009	0.011
单位类型 d								
国有单位			-1.403***	0.439	-0.988*	0.462	-0.377	0.491
非国有单位			-1.510***	0.423	-1.058*	0.446	-0.625	0.478
行政级别 e								
局级及以上			-0.35	0.865	-0.596	0.862	-0.78	0.853
处级			-1.158*	0.571	-1.145*	0.59	-1.029!	0.586
科级			-0.162	0.315	-0.107	0.333	-0.177	0.339
科级及以下			-0.02	0.431	-0.013	0.453	-0.105	0.449
家庭年总收入 f								
自变量								
1 万元及以下					1.350**	0.566	1.084*	0.592

① 我们通过计算自变量间的相关系数来诊断多重共线性。分析表明 在所有自变量中家庭总收入和家庭消费水平的相关系数最大 为 0.386 在可接受范围。

续表1

解释变量	基准模型		模型 I		模型 II		模型 III	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E
1—5 万元					0.614**	0.266	0.499*	0.272
5—10 万元					0.546**	0.227	0.490*	0.232
家庭月消费水平 g								
1000 元及以下					-0.264	0.508	-0.786	0.517
1001—2000 元					-0.304	0.462	-0.542	0.462
2001—4000 元					-0.325	0.441	-0.526	0.439
4001—8000 元					-0.255	0.443	-0.471	0.442
房产价值 h								
10 万及以下					3.438***	0.528	3.199***	0.57
10—100 万					1.709***	0.394	1.814***	0.443
100—200 万					0.519*	0.34	0.890*	0.379
200—500 万					0.333*	0.343	0.795*	0.381
户籍 i							0.701**	0.345
居住地类型 j							2.017***	0.388
农民工身份 k							-1.230!	0.511
-2LL	1208.577		1089.396		992.729		928.579	
Model X ²	56.057***		175.238***		271.905***		336.055***	

注: (1) a. 参照组为女性; b. 参照组为厦门; c. 参照组为本科及以上; d. 参照组为无单位; e. 参照组为无级别; f. 参照组为 10 万元以上; g. 8000 元以上; h. 500 万元以上; i. 参照组为非农户口; j. 参照组为城市社区; k. 参照组为非农民工。

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

在四层模型中, 性别和年龄对因变量的影响都没有统计显著性, 而城市间的差异具有统计显著性。有意思的是, 在模型 II 和模型 III 加入经济收入指标和户籍后, 北京的统计显著性消失。说明城市间的差异, 特别是北京市与其他两市的差异, 是通过经济收入指标和户籍呈现出来的, 换句话说, 收入与户籍在北京市是影响污染源接近性的重要因素。

模型 I, 小学以下文化程度的人口, 居住在距垃圾处理单位 3 公里范围内的可能性是本科及以上学历人口的 5.22 倍(= e^{1.653})。尽管加入经济变量和户籍变量, 发生比有所降低, 但仍能证明: 受教育程度越低, 居住地接近垃圾处理场的可能性越高。职业地位对垃圾场接近性的影响力由模型 I 的微弱, 到模型 II 和 III 消失, 说明职业地位对垃圾场接近性的影响作用不大。单位类型在模型 I 中, 国有单位就职者居住在距垃圾场 3 公里范围内的可能性是无单位者的 24.6%(= e^{-1.403}), 非国有单位者是无单位者的 22.1%, 但随着经济和户籍指标的加入, 这种影响力在降低。这一点在行政级别上体现得更明显, 行政级别中仅“处级”对污染源接近性有显著影响, 其他几个级别的影响均不显著。拥有处级身份的居民居住在垃圾场 3 公里范围内的可能性是无级别居民的 31.4%(= e^{-1.158}), 加入户籍变量后, 这一发生比增加到 35.7%(= e^{-1.029})。

模型 II 引入了家庭年收入、月消费水平和房产价值等家庭经济状况变量。发现, 家庭年收入和房产价值对因变量有显著影响, 家庭月消费水平影响不显著。家庭年收入在 1 万元及以下的家庭, 居住在距垃圾场 3 公里范围内的可能性是年收入 10 万以上家庭的 3.858 倍(= e^{1.350}), 即便加入户籍身份变量后, 这一比也为 2.957 倍(= e^{1.084}), 其他两组收入的家庭也显示出了类似差异。同样,

房产价值也是预测居住地与垃圾场接近性的一个稳定指标,房产价值在10万元以下的家庭,居住在距垃圾场3公里范围内的可能性是房产价值500万元以上家庭的31.11倍($=e^{3.438}$),即便加入户籍身份变量后,这一比也为24.50倍($=e^{3.199}$),而房产价值在200万—500万元之间的家庭与500万元以上家庭的这种发生比就大为降低,前者为后者的2.214倍($e^{0.795}$)。模型Ⅲ引入户籍、居住地类型和农民工身份变量。拥有农业户口居民居住在距垃圾场3公里范围内的可能性是非农居民的2.016倍($=e^{0.701}$);居住地为农村社区,其接近垃圾场的可能性是城市社区的7.519倍($=e^{2.017}$);而农民工居住在垃圾场3公里范围内的可能性为非农民工的29.2%($=e^{-1.230}$)。换句话说,并未发现农民工比非农民工更多地居住在接近垃圾场的地方,这与前文初步分析的结果一致。

表2 用居民社会经济地位预测环境风险暴露的OLS回归分析

解释变量	基准模型	模型 I	模型 II	模型 III
控制变量				
性别 a	-0.033(0.446) **	-0.048(0.440) **	-0.052(0.432) !	-0.074(0.417) *
年龄	-0.088(0.018)	-0.169(0.021)	-0.168(0.021)	-0.143(0.020)
城市 b				
重庆	0.149(0.563) ***	0.110(0.567) **	0.183(0.580) ***	0.135(0.583) **
北京	0.025(0.570)	0.047(0.586)	0.103(0.589) **	0.167(0.575) ***
自变量				
受教育年限		-0.208(0.074) ***	-0.121(0.075) **	-0.064(0.073) *
职业社会经济地位指数		-0.001(0.027)	-0.076(0.028) !	-0.084(0.027) !
单位类型 c				
国有单位		-0.060(0.534)	-0.061(0.523)	-0.007(0.511)
行政级别 d				
有行政级别		0.026(0.729)	0.027(0.715)	0.018(0.687)
家庭年总收入对数			-0.075(0.706) *	-0.040(0.680) !
家庭月消费对数			-0.085(0.810) *	-0.056(0.782) !
房产价值对数			-0.192(0.571) ***	-0.069(0.581) *
户籍 e				-0.087(0.755) !
居住地类型 f				-0.296(0.784) ***
农民工身份 g				0.031(1.221)
常数	27.967(0.832) ***	33.591(1.780) ***	40.773(2.947) ***	35.841(3.014) ***
调整后的 R ²	0.027	0.064	0.105	0.176
F 值	7.178 ***	8.698 ***	10.588 ***	14.760 ***

注:(1)表中报告系数为:标准系数(标准误差)。

(2) a. 参照组为女性; b. 参照组为厦门; c. 参照组为非国有单位; d. 参照组为无级别; e. 参照组为农业户口; f. 参照组为农村社区; g. 参照组为农民工。

(3) ! $P \leq 0.10$, * $P \leq 0.05$, ** $P \leq 0.01$, *** $P \leq 0.001$

表2 报告了用居民社会经济地位预测环境风险暴露的结果。第一层模型为基准模型,模型 I

增加了职业地位变量,模型Ⅱ增加了家庭经济状况变量,模型Ⅲ增加了户籍身份变量。四个模型都通过了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。

在基准模型中,人口特征和城市能解释风险暴露2.7%的方差。具体而言,由于女性的生理特性(如月经周期、怀孕、哺乳等)和传统社会性别角色(如照顾家庭),使女性对环境具有较高依存度,女性在面对环境风险时比男性更加脆弱和敏感;重庆居民暴露在垃圾处理风险中的可能性高于厦门居民,而北京的不显著,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性差异,这与各地居民生活、消费方式,城市垃圾处理模式,垃圾处理设施和人口分布等因素都有关。

模型Ⅰ引入受教育年限和职业地位变量,模型解释力提高了3.7%。受教育年限越长,遭受的环境风险就越低。单位类型和行政级别对风险暴露的影响不显著,并且这种不显著随着经济变量和户籍变量的加入,并没发生变化,这在一定程度上说明,随着市场化的推进,具有中国特色的“单位制”对国人生活的影响面和影响力在逐步缩小和下降,倚重职业的行政级别对风险分配的影响力也不及20年前那么强烈了。^①模型Ⅱ引入家庭经济状况变量,模型解释力提高到10.5%,家庭年收入、月消费水平和房产价值与风险分配间呈负相关。说明家庭经济状况越好,遭受的垃圾处理风险越低。良好的经济条件一则可以通过选择居住空间,规避垃圾处理风险;二则可以通过改善生活条件(如购买净水器、空气净化机等),最大程度降低风险。模型Ⅲ引入了户籍身份变量,模型解释力提高到17.6%。农业户口居民比非农业户口居民遭受更高的垃圾处理风险,居住在农村社区的居民比居住在城市社区的居民遭受更高垃圾处理风险。农民工身份与风险暴露的关系不显著。并未发现农民工遭受的垃圾处理风险高于非农民工。

上述分析表明,垃圾处理风险在人群中的分配存在差异,且这种差异受经济收入和户籍身份的影响明显。从风险制造者角度分析,他们不希望方案执行过程中遭遇强烈抵抗,至少希望能与当地居民讨价还价。显然,与高学历、高收入的人群相比,只有缺乏良好教育、低收入的弱势群体才具备“最小抵抗力”。从风险承受者角度分析,处于社会上层的人群在风险发生前,可能通过动员多种社会资源规避风险,即便环境风险降临,他们也能“用脚投票”;而同为风险承受者的弱势群体,既不具备风险转移能力,也不具备风险规避能力。部分社会底层人群,为了维持基本生活,甚至出现“自愿的”风险暴露人群。由户籍制度造成的城乡二元结构,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。

四、结论与建议

本文通过对环境风险在人群中的社会空间分配状况分析发现,我国存在基于个体社会经济地位差异的不公正环境风险分配问题。低受教育程度、低收入、低房产价值、农业户口和居住在农村社区的居民明显地比高受教育程度、高收入、高房产价值、非农业户口和居住在城市社区的居民,更可能居住在接近大型垃圾处理单位的地方,并承担更高环境风险。

研究发现给了我们三点启示:第一,户籍对污染源接近性和风险暴露具有明显影响作用。尽管户籍制有了松动的迹象,但其影响力仍在社会生活的方方面面延续。这种影响不但体现在城市内部,通过城际比较,还发现其影响在城市间差异明显。在一线城市,购房(包括各类保障房、经济适用房)、教育、就业、保险、医疗资源等民生问题直接与户口挂钩,而这些与健康相关的资源不同程度地导致了低收入群体的脆弱性再生产。第二,社会经济地位影响风险在人群中的分配,进而,风险分配状况影响人们的健康状况。那些处于不利社会经济地位的人群更可能遭受不利物理环境给

^① 参照卢淑华教授(1994)对本溪环境污染与居民区位分布关系的研究。

健康带来的负面影响(O'Neill et al., 2003) 社会经济地位处于劣势的社区,其居民的健康状况比居住在条件良好社区的居民的健康状况差(Thomas et al., 2010),从而,居民健康状况呈现地理区位差异化和空间区隔化。由制度安排造成的健康地理区位差异化,可能导致两方面的后果:一是社会经济地位、风险分配和健康之间的恶性循环——社会经济地位形塑风险地位,风险分配影响健康,健康状况反过来影响个体社会经济地位变化(如因病致贫)。二是人们对不公正风险分配带来的疾病的惧怕和对后代健康的担忧,可能激起他们的风险应对行为,包括极端的暴力抗争。这些都不利于和谐社会的构建。第三,社会发展进程中的历史因素和一些非个人的制度、市场因素(如工业发展的历史模式、产业重组与经济调整、劳动力流动、城镇化和居住区隔等),使得社会下层人群(Schoolman & Ma, 2012)正不成比例地承受着经济发展带来的负面环境后果,这背后揭示的是社会制度安排、政治过程对弱势群体的多重剥夺。反之,作为一辆往复循环的“苦役踏车”,削权行为一方面导致弱势群体脆弱性再生产,另一方面又积累了被剥夺人群的抵触和抗争情绪。

基于上述结论和讨论,我们得出一些政策启示:

第一,加快户籍制度改革,逐步有序地“统一户籍、普惠权利”,通过完善跨区域的城乡统一社会保障体制,逐步减少环境资源和风险分配不公。改革的关键是户籍内含的各种权利和福利制度的综合配套改革,通过户籍制度改革,均等化公共服务,实现公民权利平等,特别是公民享有非歧视的环境权。当然,考虑城际间的发展差异,需要区别对待。第二,完善环境立法和政策,特别是针对具有环境负外部性的大型公共设施和工程,并形成对弱势群体的环境风险补偿和保护机制。通过完善环境立法和政策,保证弱势群体的正当权益不受侵犯,并通过国家统筹安排,对已遭受环境损害的弱势群体进行补偿和法律援助。第三,逐步完善公众参与制度,并规范公众参与行为,让松散的公众参与从体制外走向体制内。在环境风险治理和环境管理问题上,让公众听证、多方协商、民意调查、公众监督等利器有效运转起来。

(本文受厦门大学公共事务学院 211“公共政策与政府治理”项目资助)

参考文献:

- 洪大用、龚文娟, 2008《环境公正研究的理论与方法述评》,《中国人民大学学报》第6期。
- 李强, 2009《转型时期城市“住房地位群体”》,《江苏社会科学》第4期。
- 卢淑华, 1994《城市生态环境问题的社会学研究》,《社会学研究》第6期。
- 童志锋, 2008《历程与特点: 社会转型期下的环境抗争研究》,《甘肃理论学刊》第6期。
- Brainard J.S., Jones A.P., Bateman J.J., & Lovett A.A. 2002. “Modelling environmental equity: access to air quality in Birmingham, England”. *Environment and Planning A*. 34(4) 695-716.
- Brulle R.J., & Pellow D.N. 2006. “Environmental justice: human health and environmental inequalities”. *Annual Review of Public Health*. 27: 103-124.
- Bullard R.D. 1990. *Dumping in Dixie: race class and environmental quality*. Boulder, CO: Westview.
- Chunbo Ma, Ethan D. Schoolman. 2010. “Who bears the environmental burden in China? An analysis of the distribution of industrial pollution sources”. *Ecological Economy*. (69): 1869-1876.
- Daniel R. Faber, Eric J. Krieg. 2002. “Unequal exposure to ecological hazards: environmental injustices in the commonwealth of Massachusetts”. *Environmental Health Perspectives*. Vol. 110: 277-288.
- Ethan D. Schoolman, Chunbo Ma. 2012. “Migration, class and environmental inequality: Exposure to pollution in China’s Jiangsu Province”. *Ecological Economics*. 140-151.
- Gary W. Evans, Elyse Kantrowitz. 2002. “Socioeconomic status and health: the potential role of environmental risk exposure”. *Annual Review Public Health*. 23: 303-31.

- Jamie R. Pearce ,Kingham S. 2008. "Environmental inequalities in New Zealand: a national study of air pollution and environmental justice". *Geoforum*. 39(2) : 980-993.
- Mohai P., Bryant B. 1992. "Environmental racism: reviewing the evidence". In Bryant B ,Mohai B eds. *Race and the Incidence of Environmental Hazards: A Time for Discourse*. Boulder ,CO: Westview Press. pp.163-176.
- Mohai P., Paula M.Lantz ,Morenoff J., House J.S., 2009. "Racial and socioeconomic disparities in residential proximity to polluting industrial facilities". *American Journal of Public Health*. Vol 99.No. S3: 649-56.
- Mohai P., Pellow D., Roberts J.T., 2009. "Environmental Justice". *The Annual Review of Environment and Resources*.34: 405-30.
- O'Neill M S ,Jerrett M ,Kawachi L ,Levy J L ,Cohen A J ,Gouveia N ,Wilkinson P ,Fletcher T ,Cifuentes L and Schwartz J. 2003. "Health ,wealth ,and air pollution: advancing theory and methods". *Environmental Health Perspectives*. 111: 1861-1870.
- Pastor M ,Morello-Frosch R ,Sadd JL. 2005. "The air is always cleaner on the other side: race ,space ,and air toxics exposures in California". *J Urban Aff: (27) : 127-148*.
- Robin Saha ,Paul Mohai. 2005. "Historical Context and Hazardous Waste Facility Siting: Understanding Temporal Patterns in Michigan". *Social Problems*. 52: 618-648.
- Thomas B., Dorling D., & Smith G.D.2010. "Inequalities in premature mortality in Britain: observational study from 1921 to 2007". *British Medical Journal*. July , 341: C3639.

[责任编辑: 陈双燕]

Socio-Spatial Distribution of Environmental Risk in Population

GONG Wen-juan

(School of Public Affairs , Xiamen University , Xiamen 361005 ,Fujian)

Abstract: The international experience shows that people with different socioeconomic status are exposed to the environmental risk unreasonably , and this situation promotes the development of environmental justice movement. Are Chinese citizens exposed to environmental risk unequally in the period of rapid social transformation? Based on the survey data of household garbage treatment and environmental impact in Beijing , Chongqing and Xiamen , we have analyzed the socio-spatial distribution of environmental risk in the population. It is found that disproportional risk distribution does exist in China due to socioeconomic status differences and people with the lower socioeconomic status are more vulnerable as they bear more environmental risk. Shaping the risk status with socioeconomic status is not only contrary to the purpose of environmental justice , but also adverse for building a harmonious society for sustainable development. It is necessary to accelerate the reform of household registration system , improve environmental legislation and environmental compensation mechanisms for vulnerable groups and regulate the public participation.

Key Words: environmental risk , socio-spatial distribution , environmental justice