



环境污染对中国居民幸福感的影响

——基于 CGSS 的实证分析

郑君君 刘 璨 李诚志

摘 要: 客观存在的环境污染因素通过经济增长这一传导途径从实质上促进了中国居民的幸福感,而主观感知环境污染程度则会对中国居民的幸福感产生负面影响。客观存在的环境污染因素对幸福感产生的影响在年轻居民与年老居民之间存在着群体间差异,在东部居民与中西部居民之间则不存在群体间差异,不过在东部居民内部,客观存在的环境污染因素中的空气污染对东部居民幸福感的影响存在着城乡差异。

关键词: 幸福感; 环境污染; 经济增长; Ordered Logit 模型

随着经济快速增长,资源日益消耗以及人口不断膨胀,我国环境污染问题日益突出。《2013 中国环境状况公报》显示,全国城市环境空气质量不容乐观,其中对 SO₂、NO₂、PM10、PM2.5 年均值等指标进行评价,74 个城市中仅海口、舟山和拉萨 3 个城市空气质量达标,占比 4.1%;水质方面,全国十大水系水质一半被污染,国控重点湖泊水质四成污染,31 个大型淡水湖泊水质 17 个污染;固体废物方面,全国工业固体废物产生量为 327701.9 万吨。上述数据充分说明我国的环境污染状况已十分严重,这是长期以来粗放型经济增长方式所付出的代价;与此同时,不可否认的是中国国民经济在改革开放以来取得了非凡的成就,极大改善了中国人民的物质生活条件。得失之间,环境污染对于中国居民民生的影响也不能简单地定论。目前,幸福感已经成为反映普通民众民生质量的重要指标,而环境污染对于我国居民幸福感具体会产生怎样的影响是笔者想要去论证的。诚然,环境污染一方面换取的是经济增长,客观上会对改善民生、促进幸福感有一定的正面作用;而另一方面,环境污染又切实降低了人们生存环境的舒适程度,容易引发居民心理上的不满,由此可能会降低居民的幸福感。因此,笔者将环境污染划分为客观存在的环境污染因素与主观感知环境污染程度两个维度,前者体现的是由于经济生产活动而产生的客观存在的污染因素;后者是从居民心理角度出发,体现的是居民感知到的环境污染程度。从而,笔者沿着“客观存在的环境污染因素(经济增长)——幸福感”与“主观感知环境污染程度——幸福感”两条主线进行实证分析,以证实上述推测。

一、文献综述

客观存在的环境污染因素与经济增长之间的关系研究由来已久,其中最著名的莫过于环境库兹涅茨曲线(EKC),它表示经济增长与环境污染之间的关系,即以横轴表示经济增长,以纵轴表示环境污染,散点曲线会呈现“倒 U 型”的特征。国内外众多学者也在这方面做了大量研究,由于各国各地区情况不尽相同,研究结果也是众说纷纭。但中国学者黄菁通过分析经济增长和环境污染的相互影响机制,运用联立方程的估计方法对中国数

据进行实证分析,发现环境库兹涅茨曲线(EKC)的“倒U型”假说在中国成立,且环境污染与经济增长长期互相促进(黄菁,2010:8-16)。王立平运用空间动态面板模型分析中国环境污染与经济增长的关系,研究结果表明中国基本满足EKC的假定,且长期以来以牺牲环境为代价来发展经济(王立平,管杰,张纪东,2010:818-825)。总之,客观存在的环境污染因素换取了中国经济的迅速发展与居民物质生活水平的显著提高,进而从客观上影响到居民的生活舒适度与心理满意度。因此我们有理由相信,客观存在的环境污染因素以经济增长为作用机制,会对中国居民幸福感产生了一定的影响。

幸福感是国内外学术界研究的热点。在幸福感与收入水平关系研究中,Easterlin对收入水平与幸福感的关系进行了开拓性的研究(Easterlin,R.,1974:89-125)。Oshio通过利用主观感知的收入不平等调查数据对日本居民幸福感与收入不平等之间的关系进行探讨,发现主观感知到的收入不平等与日本居民幸福感呈显著的负相关关系(Oshio,T.& Urakawa,K.,2014:775-770)。而人口统计学变量与幸福感的关系研究更是不胜枚举:Pavlova等考察了德国就业与失业两个群体中,年龄因素对幸福感所产生的作用,结果表明就业人群中年龄越大,幸福感越强烈;而失业群体中年龄则对幸福感产生负面影响(Pavlova,Maria K.& Silbereisen,Rainer K.,2012:93-104)。Nes等发现婚姻可以使夫妻双方幸福感的形成减轻对自身性格的依赖程度(Nes,Ragnhild B. et al.,2010:312-321)。另外,幸福感与健康,教育程度,性别等人口统计学变量之间的关系研究,也均受到国内外各界学者的青睐。总之,收入等宏观经济变量以及各类人口特征变量对幸福感影响的研究始终是学术界主流。

环境污染与幸福感关系的研究近几年来才开始涌现,可以分为客观存在的环境污染因素对幸福感的影响与主观感知环境污染程度对幸福感的影响两大类。首先,在客观存在的环境污染因素对幸福感的影响方面,Juncal研究了空气污染、气候与西班牙居民幸福感的关系,结果显示空气污染与气候对西班牙不同地区居民幸福感的影响不尽相同,但都影响显著(Juncal & Perez de Gracia,2013:549-567)。Ferreira等利用欧洲社会调查(ESS)的数据,探讨了以二氧化硫为代表指标的空气质量与欧洲地区居民幸福感之间的关系,得出了二者呈显著负相关关系的结论(Ferreira,Susana et al.,2013:1-10)。不难发现,客观存在的环境污染因素对居民幸福感的影响研究大多集中于空气污染方面进行。其次,关于主观感知环境污染程度对幸福感影响的文献更是有限。MacKerron发现当被调查者处于感觉优美的自然环境时,相较于处于普通的都市环境,幸福感会更强(MacKerron,G.& Mourato,S.,2013:992-1000)。黄永明较为系统地研究了城市化背景下环境污染对我国城市居民幸福感的影响,发现居住环境与工作环境对幸福感具有重要影响,这种影响还显示出区域的差异性(黄永明、何凌云,2013:82-93)。

上述研究的不足之处在于:一是鲜有研究能同时考察客观存在的环境污染因素与主观感知环境污染程度对某地居民幸福感的影响,鲜有学者对客观存在的环境污染因素影响幸福感的作用机制进行探究;二是研究客观存在的环境污染因素所选择的指标不够全面,往往只有体现空气污染的指标。因此,笔者为了改善这些不足之处,同时收集客观存在的环境污染因素与主观感知环境污染程度的相关数据(其中客观存在的环境污染因素包括空气污染、水污染以及固体污染三方面指标),来研究其对我国居民幸福感产生的具体影响及幸福感在城乡之间和群体间的差异,并分析客观存在的环境污染因素以经济增长为途径对幸福感产生影响的作用机制,最后试图找出环境污染对中国居民幸福感影响的特色之处。

二、模型与变量描述

幸福感是人们心理需求得到满足的主观感受,笔者用于研究幸福感的数据来源于中国综合社会调查(CGSS),分别取自2008年与2010年的调查结果。2008年的调查中,受访者要求回答的问题是“整体来说,您觉得您快不快乐?”且要求回答“很不快乐”、“不太快乐”、“普通”、“还算快乐”、“很快乐”五项中的一项,其对应的赋值分别是1、2、3、4、5;2010年关于幸福感的调查问题与2008年类似,其问题为“总的来说,您认为您的生活是否幸福?”同时要求回答“很不幸福”、“比较不幸福”、“居于幸福与不幸福之间”、“比较幸福”、“完全幸福”五项中的一项,对应赋值也是1、2、3、4、5。因此,上述二者都可以作为衡量中国居民幸福感程度的有效数据,即可以视为相同数据。基于幸福感(H)在本文中将要被设定为

因变量且为 1 到 5 的有序离散变量,因此普通的 OLS 线性回归分析不太适宜,故而本文采取逻辑斯蒂回归分析的方法进行研究,即采用 Ordered Logit 模型,它更能保证自变量对因变量影响的准确性。

借鉴 Di Tella 的研究模型设定方式,本文根据客观存在的环境污染因素与主观感知环境污染程度对中国居民幸福感产生的影响,设定如下两个 Ordered Logit 模型(Di Tella, R. & MacCulloch, 2008:22-42):

$$H_{ij} = \alpha + \beta_1 \ln pollution G_{ij} + \beta_2 \ln pollution W_{ij} + \beta_3 \ln pollution S_{ij} + \lambda \ln PGDP_{ij} + \gamma X_{ij} + \mu_{ij}$$

$$H_{ij} = \alpha + \beta pollution_{ij} + \lambda \ln PGDP_{ij} + \gamma X_{ij} + \mu_{ij}$$

第一个模型表示客观存在的环境污染因素对幸福感影响的方程,运用 CGSS2008 年的数据;第二个模型则为主观感知环境污染程度对幸福感影响的方程,运用 CGSS2010 年的数据。因变量 H_{ij} 表示的是第 j 个省第 i 个受访者的幸福感(其他下标表示方法与此相同),其相关数据说明上述已提及不再赘述。自变量方面, $\ln pollution G_{ij}$ 、 $\ln pollution W_{ij}$ 、 $\ln pollution S_{ij}$ 分别表示经对数平滑化的空气污染、水污染、固体污染变量,代表客观存在的环境污染因素,对应代理指标分别为 2008 年各省的工业烟尘排放量、工业废水排放总量、工业固体废物产生量,数据来源于中诚信数据库。 $pollution_{ij}$ 表示居民主观感知环境污染程度,即受访者对环境污染的自身感知程度,数据来源于 2010 年 CGSS 的调查数据,其对应问题为“根据您的判断,整体上看,您觉得中国面临的环境问题是否严重?”,受访者从“非常严重”、“比较严重”、“既严重也不严重”、“不太严重”、“根本不严重”五项中选择一项,对应的取值分别 1、2、3、4、5。

剩余变量在两个模型中基本相同: $\ln PGDP_{ij}$ 表示第 j 省的经济增长水平,2008 年与 2010 年都采用对数化的各省人均 GDP 作为代理指标,数据来源于国泰安数据库; X_{ij} 表示个体特征控制变量,共选取 10 个,数据来源于 2008 年与 2010 年 CGSS 两年的调查结果,变量选取方式参考了之前有关幸福感的文献常用且可能对幸福感产生一定显著影响的个体特征变量,包括城市(城市取 1,其他为 0)、性别(女性为 1,男性为 0)、年龄、年龄的平方、教育年限(2010 年为教育程度,取值为 1 到 14,数值越大表示教育程度越高)、民族(汉族为 1,其他为 0)、政治面貌(共产党员为 1,其他为 0)、健康状况(取值为 1 到 5,数值越大越健康)、婚姻状况(目前有配偶状态为 1,其他为 0)以及全年家庭总收入(单位用万元表示)。

笔者对获取的中国综合社会调查(CGSS)2008 年与 2010 年原始数据进行变量缺失值筛选处理后,确定 2008 年有 4548 个有效样本量,2010 年有 2434 个有效样本量。变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------|-----------|-----------|--------|---------|
| 幸福感 | 3.7645 | 0.9282 | 1 | 5 |
| (客观存在的环境污染因素) | | | | |
| 空气污染 | 3.1412 | 0.6967 | 0.6923 | 3.9976 |
| 水污染 | 11.2010 | 0.8691 | 9.0320 | 12.4684 |
| 固体污染 | 8.7213 | 0.6596 | 7.0414 | 9.8919 |
| 主观感知环境污染程度 | 2.1746 | 0.9608 | 1 | 5 |
| 经济增长 | 10.1081 | 0.4887 | 9.0419 | 11.2542 |
| 城市 | 0.5634 | 0.4960 | 0 | 1 |
| 性别 | 0.4868 | 0.4998 | 0 | 1 |
| 年龄 | 46.1849 | 14.0406 | 18 | 92 |
| 年龄的平方 | 2330.1843 | 1366.4480 | 324 | 8464 |
| 教育年限 | 9.1988 | 3.6398 | 1 | 21 |
| (教育程度) | 4.9108 | 2.8478 | 1 | 14 |
| 民族 | 0.9328 | 0.2503 | 0 | 1 |
| 政治面貌 | 0.1303 | 0.3367 | 0 | 1 |
| 健康状况 | 3.6936 | 1.0448 | 1 | 5 |
| 婚姻状况 | 0.9025 | 0.2967 | 0 | 1 |
| 全年家庭总收入 | 2.4182 | 6.3532 | 0 | 300 |

三、实证分析

(一) 客观存在的环境污染因素对幸福感影响的回归结果

1. 基本回归——分步回归与全变量回归

表2运用的是2008年的数据进行回归分析,主要研究客观存在的环境污染因素对我国居民幸福感产生的具体影响及幸福感在城乡之间的差异状况。

表2 2008年客观存在的环境污染因素对幸福感影响——基本回归结果

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(5) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 空气污染 | 0.162*** (0.060) | | | 0.125 (0.097) | 0.170* (0.097) |
| 水污染 | | 0.015 (0.047) | | -0.063 (0.054) | -0.123** (0.056) |
| 固体污染 | | | 0.186*** (0.068) | 0.117 (0.102) | 0.132* (0.102) |
| 城市*空气污染 | -0.058 (0.080) | | | -0.141 (0.125) | -0.090 (0.125) |
| 城市*水污染 | | 0.074 (0.064) | | -0.102 (0.074) | 0.065 (0.075) |
| 城市*固体污染 | | | -0.041 (0.086) | 0.016 (0.131) | 0.048 (0.131) |
| 经济增长 | | | | | 0.311*** (0.071) |
| 个体特征控制变量 | | | | | |
| 城市 | -0.191 (0.259) | 0.823 (0.716) | -0.353 (0.750) | 0.837 (1.055) | 0.886 (1.056) |
| 性别 | -0.246*** (0.056) | -0.241*** (0.056) | -0.244*** (0.056) | -0.245*** (0.056) | -0.243*** (0.056) |
| 年龄 | -0.128*** (0.014) | -0.129*** (0.014) | -0.128*** (0.014) | -0.127*** (0.014) | -0.128*** (0.014) |
| 年龄的平方 | 0.002*** (0.000) | 0.002*** (0.000) | 0.002*** (0.000) | 0.002*** (0.000) | 0.002*** (0.000) |
| 教育年限 | 0.068*** (0.010) | 0.064*** (0.010) | 0.068*** (0.010) | 0.068*** (0.010) | 0.060*** (0.010) |
| 民族 | -0.293*** (0.114) | -0.266** (0.115) | -0.287** (0.114) | -0.282** (0.115) | -0.231** (0.115) |
| 政治面貌 | -0.295*** (0.090) | -0.295*** (0.090) | -0.291*** (0.090) | -0.296*** (0.090) | -0.307*** (0.090) |
| 健康状况 | 0.469*** (0.029) | 0.470*** (0.029) | 0.469*** (0.029) | 0.470*** (0.029) | 0.455*** (0.030) |
| 婚姻状况 | -0.599*** (0.091) | -0.603*** (0.091) | -0.602*** (0.091) | -0.598*** (0.091) | -0.611*** (0.091) |
| 全年家庭总收入 | 0.04*** (0.01) | 0.04*** (0.01) | 0.04*** (0.01) | 0.04*** (0.01) | 0.04*** (0.01) |
| 样本量 | 4548 | 4548 | 4548 | 4548 | 4548 |
| Prob>Chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Pseudo R ² | 0.123 | 0.122 | 0.124 | 0.124 | 0.129 |

注:括号内是标准误;***、**、*分别表示在1%、5%与10%的统计水平下显著。

表2每一列模型都含有个体特征控制变量,用来增强回归结果的稳健性,可以发现除了城市变量外,其他控制变量都十分显著,从而说明达到了使回归分析稳健的效果,显示出模型设置的合理性。城市变量在所有回归下均不显著说明在城镇化进程中,城市与农村的环境同质化增强,差异逐渐缩小,导致城乡差异不再是影响幸福感的因素之一;性别对幸福感的影响都十分显著且为负,说明女性的幸福感比男性低,这可能是由于中国女性大多具有工作与家庭生活的双重压力缺乏放松身心的途径与环境;年龄的系数显著为负,年龄的平方显著为正,这说明年龄与中国居民幸福感之间呈现正U型关系,中年群体是幸福感低谷一族,这与他们处于特定年龄阶段,需要面对一生中最大的压力与责任有关;教育年限

都显著为正,说明在中国通过教育可以提升自身的心理韧度并促进物质生活的提高从而间接提升了幸福感;民族显著为负,说明少数民族同胞相对于汉族群众,更乐观更容易产生幸福感;政治面貌显著为负,说明当今时代,共产党员要产生幸福感相对于普通民众更有难度,政治仕途的压力是主要诱因;健康状况显著为正,符合预期,更健康的身体才会有更幸福的人生体验;婚姻状况出人意料的显著为负,这意味着单身状态下的群体幸福感程度会更高,也意味着目前居民婚后生活质量不尽如人意,这可能与现实的家庭经济压力有关;最后一项的全年家庭总收入显著为正,说明收入有助于促进居民幸福感,也再次侧面印证经济因素对居民幸福感的重要性。

所有回归中,任何一个交互项都不显著。笔者设置城市与各个客观存在的环境污染因素变量的交互项,主要是为了观察城乡客观存在的环境污染因素对幸福感产生的不同效果。但由于都不显著,使得表 2 的交互项无法说明出不同效果,这与城市变量不显著有关。

表 2 的模型(1)、(2)、(3)表示都只包含三项客观存在的环境污染因素变量中的一项以及对应的交互项。这样设置的主要目的是单独观察每种环境污染变量对幸福感产生的影响。其中,空气污染和固体污染显著为正,水污染虽不显著,但也是正系数。这与污染一般会削弱幸福感的传统结论相悖,之所以会产生客观存在的环境污染因素会促进中国居民的幸福感这样的实证结果,正如引言中所述,是因为在中国特色国情的影响下,改革开放以来以破坏环境为代价的发展方式从客观上极大地促进了中国经济的增长从而改善了民生,进而提升了中国居民的幸福程度。所以,经济增长可能是解释客观存在的环境污染因素对幸福感产生正面影响的关键一环。

因此,我们设置了模型(4)、(5),它们都含有空气污染、水污染以及固体污染三类客观存在的环境污染因素变量,唯一的区别就是前者不含经济增长变量,后者则加入了经济增长变量。此种做法可以判断经济增长对客观存在的环境污染因素变量是否能产生关键性影响,并为下一步综合分析客观存在的环境污染因素对幸福感影响提供有理有据的作用机制途径。比较模型(4)、(5)的回归结果,可以发现,三个客观存在的环境污染因素变量的系数的显著性均得到提高,由均不显著提升为在 10% 的统计水平下均显著,说明客观存在的环境污染因素的确可以通过经济增长这一因素间接影响到中国居民的幸福程度。上述研究确定了经济增长这一传导途径,然而客观存在的环境污染因素三个变量对幸福感影响效应的综合值还需以下工作最终确定。根据 Mo 提出的传导途径分析法,先将客观存在的环境污染因素各个变量对中国居民幸福感的影响效应进行分解(Mo, PH., 2001:66-79):

$$\frac{dH}{dP_i} = \frac{\partial H}{\partial P_i} + \frac{\partial H}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial P_i}$$

其中, $i=1,2,3$ 。 P_i 表示空气污染、水污染以及固体污染中的一个变量。 E 表示经济增长变量, H 即为幸福感。 $\frac{\partial H}{\partial P_i}$ 体现了某个客观存在的环境污染因素变量对居民幸福感的直接影响程度,即表 2 中模型

(5)列出的污染变量相关系数; $\frac{\partial H}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial P_i}$ 表示某个客观存在的环境污染因素变量通过经济增长这一传导途径对幸福感产生的间接影响效应;二者相加就是某个客观存在的环境污染因素变量对幸福感影响的综合效应。为了算出 $\frac{\partial H}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial P_i}$ 中的 $\frac{\partial E}{\partial P_i}$ ($\frac{\partial H}{\partial E}$ 表 2 中已知,为经济增长变量系数 0.311),需要以经济增长为因变量,三个客观存在的环境污染因素作为自变量进行回归,取其回归系数,如表 3 所示。

表 3 经济增长为因变量,三个客观存在的环境污染因素作为自变量的回归结果

| | 空气污染 | 水污染 | 固体污染 |
|------|---------|--------|--------|
| 系数估计 | -0.380 | 0.486 | -0.143 |
| T 值 | -19.161 | 32.316 | -7.315 |

运用上述公式,代入相关系数值,分别算出空气污染、水污染、固体污染对中国居民幸福感影响的综合效应值为 0.051、0.028、0.087。三个正数值与表 2 中模型(1)、(2)、(3)客观存在的环境污染因素变量系数方向一致,也即结论一致。综上所述,客观存在的环境污染因素通过经济增长这一传导途径,对

中国居民改革开放以来的幸福感起到了正向促进作用。

2. 分群样本回归：群体间差异

表4利用2008年数据,根据不同属性进行样本分群。在此主要探索年轻与年老居民(大于40岁为年老居民,其余为年轻居民)、东部与中西部地区居民(东部省份包括北京、天津、上海、辽宁、河北、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南)在客观存在的环境污染因素对幸福感影响产生的差异上。总体来看,经济增长对幸福感具有显著促进作用,无论针对哪个群体都毫无疑问的成立。

表4 2008年客观存在的环境污染因素对幸福感影响——分群样本回归结果

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 年轻居民 | 年老居民 | 东部居民 | 中西部居民 |
| 空气污染 | 0.283** (0.145) | 0.102 (0.132) | 0.107 (0.258) | 0.560*** (0.207) |
| 水污染 | -0.161* (0.085) | 0.107 (0.074) | 0.094 (0.128) | 0.236* (0.139) |
| 固体污染 | -0.002 (0.156) | 0.221* (0.137) | 0.628** (0.274) | -0.244 (0.194) |
| 城市*空气污染 | -0.070 (0.186) | -0.142 (0.170) | -0.552* (0.316) | -0.248 (0.239) |
| 城市*水污染 | 0.062 (0.114) | 0.078 (0.100) | 0.437*** (0.166) | -0.197 (0.179) |
| 城市*固体污染 | 0.091 (0.196) | 0.056 (0.179) | 0.074 (0.285) | 0.422* (0.254) |
| 经济增长 | 0.340*** (0.105) | 0.273*** (0.097) | 0.281 (0.356) | 0.401 (0.372) |
| 个体特征控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 2045 | 2503 | 1649 | 2899 |
| Prob>Chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Pseudo R ² | 0.141 | 0.122 | 0.123 | 0.090 |

注:括号内是标准误;***、**、*分别表示在1%、5%与10%的统计水平下显著。

首先,年轻与年老居民部分,交互项依然不显著,此处不再赘述;空气污染与上述全样本回归一样系数为正,只不过在年老居民中不显著而已,关键的是,水污染与固体污染在年轻居民群体中其系数为负,在年老居民群体中依然为正数,虽然没有全部达到10%水平下显著,但从两个群体的系数正负差异可以看出:对于年老居民群体,客观存在的环境污染因素正向促进了他们的幸福感,毕竟这个群体大多从物质匮乏的年代走来,更加重视物质生活的丰富,而对环境污染则相对忽视,幸福感更加依赖于以客观存在的环境污染因素为代价的经济增长;对于年轻居民而言,情况就有所不同,客观存在的环境污染因素降低了他们的幸福感,这个群体的成长环境主要处于小康阶段,需求多元,对环保以及自身居住环境有很高的要求,对一味追求经济增长而忽视环境保护的发展方式认同度不高,因而经济增长在年轻居民群体中并不足以成为影响其幸福感的必要传导途径。

其次,关于客观存在的环境污染因素对中国居民幸福感影响的区域效应中,东部与中西部的情况也有所不同。一向不显著的交互项在东部居民样本回归结果中,有两个在10%统计水平下显著,这表明客观存在的环境污染因素对东部居民幸福感影响可能存在着城乡差异。空气污染程度每上升一单位,东部农村居民幸福感会以0.107的概率上升,东部城市居民幸福感会以0.445(0.107-0.552)的概率下降,这说明东部农村居民关注经济增长来增加他们生活的幸福感,即使是以破坏环境为代价;而东部城市由于大都经济发达,更关注环境保护来提高生活的幸福感,因而环境污染加重对城市居民的幸福感无益。而水污染对幸福感影响在东部居民中无城乡差异性。所以,准确地说,空气污染对东部居民幸福感影响存在着城乡差异。而在三项客观存在的环境污染因素变量系数的对比上,东部与中西部地区差异不大,只有在固体污染一项,二者系数方向相反,且中西部居民中此系数不显著,所以东部与中西部地区居民群体间客观存在的环境污染因素对幸福感影响的差异不大。

(二) 主观感知环境污染程度对幸福感影响的回归结果

表 5 运用的是 2010 年数据进行回归分析,主要研究主观感知环境污染程度对我国居民幸福感产生的影响以及群体间的差异。表 5 的个体特征控制变量方面,除了城市变量与民族变量系数方向有所区别外,其他变量与表 2 差异不大,不是本文重点便不再描述。

表 5 2010 年主观感知环境污染程度对幸福感影响——基本回归与分群样本回归结果

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(5) |
|-----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------|--------------------|
| | 年轻居民 | 年老居民 | 东部居民 | 中西部居民 | 全样本 |
| 主观感知环境污染程度 | -0.089 (0.147) | -0.159** (0.071) | -0.181 (0.149) | -0.084 (0.071) | -0.115* (0.063) |
| 城市 * 主观感知环境污染程度 | -0.009 (0.188) | -0.180* (0.096) | -0.361** (0.171) | -0.006 (0.105) | -0.157* (0.085) |
| 经济增长 | 0.264 (0.196) | 0.179* (0.098) | 0.097 (0.214) | 0.342* (0.214) | 0.197** (0.087) |
| 个体特征控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 544 | 1890 | 966 | 1468 | 2434 |
| Prob>Chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Pseudo R ² | 0.081 | 0.132 | 0.119 | 0.118 | 0.118 |

注:括号内是标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%与 10%的统计水平下显著。

表 5 中的模型(5)是全样本回归,从整体上观察主观感知环境污染程度对中国居民幸福感的影响。发现主观感知环境污染程度的系数是-0.115,在 10%的统计水平下显著,表明中国居民若主观感知到环境污染程度越严重,自身幸福感就越微弱,二者呈负相关关系,即中国居民若主观感知到环境污染程度加剧,自身心理可能会对此产生负面情绪,比如产生对未来生活质量的担忧、对居住环境不适宜的恐惧等,直接导致幸福感下降。再看城市与主观感知环境污染程度的交互项,也是在 10%的统计水平下显著,说明主观感知环境污染程度每上升一个单位,城市居民的幸福感会以 0.272(-0.115-0.157)概率下降,农村居民会以 0.115 的概率下降,也就是说主观感知环境污染程度加重,会同时削弱城市与农村居民的幸福感,不存在明显的城乡差异,只是下降的概率大小不同而已。

在分群样本回归中,无论年轻居民与年老居民,还是东部居民与中西部居民,主观感知环境污染程度对居民幸福感都产生了负面影响,再次说明中国居民内心一旦感知到环境污染程度加剧,也就是心理并未忽视,自身幸福感就会相应下降。

四、结论及启示

笔者从客观存在的环境污染因素与主观感知环境污染程度两个维度出发,研究了环境污染对中国居民幸福感的影响。主要结论如下:

首先,关于客观存在的环境污染因素对于居民幸福感的影响方面:第一,客观存在的环境污染因素通过经济增长传导途径,实质上对过去特定时期内中国居民的整体幸福感产生了促进作用。第二,客观存在的环境污染因素对幸福感产生的影响在年轻居民与年老居民之间存在着群体间差异。这与年老居民更重视经济发展与物质生活改善,年轻居民更重视环境质量与绿色生活方式有关。第三,客观存在的环境污染因素对幸福感的影响,在东部与中西部居民之间不存在群体间差异;但在东部居民内部,空气污染对东部居民幸福感的影响存在着城乡差异,东部城市居民无法接受以空气质量的下降来换取经济增长的方式,即空气质量对幸福感更重要,现实背景就是东部各大城市频发的雾霾现象已经使得城市居民苦不堪言,而农村居民则认为经济增长对幸福感更重要。

其次,关于主观感知环境污染程度对居民幸福感影响方面:中国居民一旦主动意识到环境污染问题,主观感知到环境污染程度的加剧,那么自身幸福感会随之下降,二者呈显著负相关关系;但不存在明显的城乡差异,也无各年龄段、各地区的群体间差异。

上述结论在一定程度上契合了引言中的推测。这些结论同样也符合中国国情,改革开放之前,人民

群众的物质生活水平低下,导致几代人对于贫穷的恐惧远胜于对环境恶化的担忧。但随着物质条件改善,时代更迭,改革开放后成长起来的年轻人环保观念比长辈强,他们会更主动关注环境生态的可持续性,更提倡绿色生活方式,而经济增速对于他们而言不再那么重要。换句话说,未来居民主观感知环境污染的敏感度更高,居民的幸福感乃至民生水平与环境质量息息相关,因此政府要在经济“新常态”的政策指导下矢志不渝地推动经济转型与产业升级换代,摒弃粗放型经济发展模式,以可持续发展的绿色经济为主导,为子孙后代的永续发展造福。

参考文献:

- [1] 黄 菁(2010). 环境污染与城市经济增长:基于联立方程的实证分析. 财贸研究,5.
- [2] 黄永明、何凌云(2013). 城市化、环境污染与居民主观幸福感——来自中国的经验证据. 中国软科学,12.
- [3] 王立平、管 杰、张纪东(2010). 中国环境污染与经济增长:基于空间动态面板数据模型的实证分析. 地理科学,6.
- [4] Di Tella,R. ,MacCulloch,R(2008). Gross National Happiness as An Answer to the Easterlin Paradox? *Journal of Development Economics* ,1.
- [5] Easterlin,R(1974). *Does Economic growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence*. New York:Academic Press.
- [6] Ferreira,Susana (2013). Life Satisfaction and Air Quality in Europe. *Ecological Economics* ,88.
- [7] Juncal,Perez de Gracia,Fernando(2013). Environment and Happiness:New Evidence for Spain. *Social Indicators Research* ,3.
- [8] MacKerron,G. ,Mourato,S(2013). Happiness is Greater in Natural Environments. *Global Environmental Change-Human and Policy Dimensions* ,5.
- [9] Mo,PH(2001). Corruption and Economic Growth. *Journal of Comparative Economics* ,1.
- [10] Nes,Ragnhild B. et al(2010). Mates and Marriage Matter:Genetic and Environmental Influences on Subjective Well-being Across Marital Status. *Twin Research and Human Genetics* ,4.
- [11] Oshio, T. ,Urakawa,K(2014). The Association Between Perceived Income Inequality and Subjective Well-being:Ev-idence from a Social Survey in Japan. *Social Indicators Research* ,3.
- [12] Pavlova,Maria K. & Silbereisen, Rainer K(2012). Age,Cumulative (Dis) Advantage, and Subjective Well-Being in Employed and Unemployed Germans:A Moderated Mediation Model. *Journal of Occupational Health Psychology* ,1.

The Impact of Environmental Pollution on Happiness of Chinese

Zheng Junjun (Wuhan University)

Liu Can (Wuhan University)

Li Chengzhi (Wuhan University)

Abstract: Objective environmental pollution actually improves residents' happiness through economic growth, on the contrary, subjective environmental pollution has significantly negative effects on residents' happiness. The impacts on young residents and old residents are different, but the impacts show no significant difference between eastern residents and central-western residents. In eastern regions, air pollution which is a kind of objective environmental pollution, has a different influence on urban residents and rural residents.

Key words: happiness; environmental pollution; economic growth; ordered logit model

■作者地址:郑君君,武汉大学经济与管理学院;湖北 武汉 430072。Email:99zhengjunjun@163.com。

刘 璨,武汉大学经济与管理学院。

李诚志,武汉大学经济与管理学院。

■基金项目:国家自然科学基金资助项目(71371147)

■责任编辑:刘金波