

# 经济发展的健康成本: 污水排放与 农村中老年健康

王 兵 聂 欣

(暨南大学经济学院, 广东广州 510632)

**摘 要:** 本文通过匹配我国城市层面污水排放数据与个人健康状况微观调查数据, 运用 Grossman 模型研究了污水排放对农村中老年居民健康的影响。具体发现: 污水排放会显著提高该地区农村中老年群体患消化道疾病的概率并显著降低其自评健康水平。异质性方面, 污水排放对于经济条件较差、教育程度较低的居民影响较大, 对于不同年龄段居民的影响则没有显著差别。进一步研究发现, 上述影响的主要原因可能是污水污染了农村居民的生活饮用水水源, 结果显示农村家庭使用自来水或当地进行“改厕改水”工程可以显著减少上述负面影响。通过估算污水排放的健康定价发现, 污水排放每下降 1 千克/人, 居民的边际支付意愿为 87.5 元/年。最后, 通过使用工具变量, 并进一步解决人口流动等内生性问题, 本文所得结果依然稳健。

**关键词:** 污水排放; 农村中老年健康; 水污染

**JEL 分类号:** H23, H41, Q5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2016)03-0059-15

## 一、引 言

党的十八大报告首次强调建设美丽中国, 并把生态文明建设放在了突出地位。2015 年 4 月国务院正式发布《水污染防治行动计划》(“水十条”), 其中明确规定: 到 2020 年全国水环境质量得到阶段性改善, 污染严重水体较大幅度减少, 饮用水安全保障水平持续提升。毋庸置疑, “水十条”充分彰显了我国政府“铁腕”治理水污染的决心和信心, 但也从侧面反映出全国水环境及饮用水安全保障形势严峻。对于饮用水安全问题, 农村地区由于污水处理设施建设相对落后, 更有可能受到水污染的影响。根据《2012 年中国环境状况公报》显示,

收稿日期: 2015-05-18

作者简介: 王 兵, 经济学博士, 教授, 暨南大学经济学院, Email: twangb@jnu.edu.cn.

聂 欣, 经济学博士研究生, 暨南大学经济学院, Email: nx\_nie@163.com.

\* 本文感谢教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-110856)、国家自然科学基金(71473105)、广东省高等学校珠江学者岗位计划资助项目(2015)和广东省人文社科重点研究基地项目(2012JDXM\_0009)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

全国 798 个农村环境质量监测地区,饮用水源地的水质达标率仅 77.2%、地下水饮用水源地水质达标率仅为 70.3%、地表水达标率只有 86.6%。《公报》进一步指出“随着工业化、城镇化和农业现代化不断推进,农村环境形势严峻,突出表现为工矿污染压力加大、生活污染局部加剧”。由此可见,我国工业化、城镇化发展过程中所产生的工业废水及生活污水排放是农村水环境恶化的重要原因。另一方面,根据环保部 2014 年最新公布的《环境统计年报》显示,2013 年全国废水排放总量达到 695.4 亿吨。其中,工业废水排放量 209.8 亿吨、城镇生活污水排放量 485.1 亿吨。虽然近年来我国大力提高污水处理能力,已经投资数千亿元在全国建设了 3600 余家污水处理厂(环保部,2014),但目前还是存在相当数量的工业废水及城市生活污染未经任何处理直接排入地面水体。基于上述背景,厘清污水排放对农村地区公共健康存在的负面影响,并进一步探究上述影响的作用机制具有重要意义。

近年来,越来越多的学者开始对环境问题所引起的公共健康问题进行实证研究,但从现有文献来看,绝大部分研究视角都局限于空气污染方面,对于水污染的研究略显不足,而且研究角度也相对集中。目前有关水污染对健康影响的研究,大部分学者选择婴幼儿健康状况为研究对象(Clays and Greenstone, 2003; Troesken, 2008; Brainerd and Menon, 2012; Currie et al., 2013),却鲜有对其他人群的研究。因此,本文将研究对象选择为中老年群体,以弥补上述研究领域的空白。同样,本文的研究也具有现实意义。首先,有助于我国更好的解决中老年健康问题。按照比较保守的估算,我国 65 岁及以上老年人口将在 2030 年达到 2.5 亿左右(曾毅等, 2014),我国人口老龄化速度大约为欧美国家的 4 倍(彭希哲和胡湛, 2011)。因此,在如此严峻的老龄化形势下,准确识别中老年健康状况及其影响因素的工作十分必要。另外,面对我国目前水资源约束趋于紧张、环境污染日益严重的现实,本文的研究有助于提高城市公共事业的质量和效率。最后,随着党的十八大“大力推进生态文明建设”目标的提出,将生态文明建设融入经济发展中的要求也越来越迫切,而本文关于污水排放与公共健康方面的研究可以为相关决策提供参考。

## 二、文献综述与理论框架

现有文献中,关于水污染对居民健康影响的研究大部分选择婴幼儿为研究对象。Clays and Greenstone(2003)对美国 1900 - 1920 年城市饮用水管网含铅量与对应城市婴幼儿死亡率的研究表明,铅水管暴露水平每上升 1%,婴幼儿死亡率大概上升 7% - 33%。Troesken(2008)利用 1900 年美国 74 个镇使用含铅水管的数据研究了铅污染对婴儿死亡率的影响,同样发现使用含铅水管使婴儿死亡率提高了 25 - 50%。Brainerd and Menon(2012)则利用印度 1978 - 2005 年农业生产的季节数据研究了农业化肥的过度使用对婴儿死亡率的影响,其发现农业化肥含量每提高 10%,婴幼儿死亡率平均将上升 3.52%。Currie et al.(2013)研究了女性妊娠期的饮水环境对于婴儿出生体重的影响,研究结果表

明, 妊娠期的饮用水质量对于全体研究对象的婴儿出生体重没有明显影响, 但对于教育程度低的母亲而言, 饮水污染使得婴儿出现体重下降的概率增加了 14.55%。文章指出一种潜在的原因是, 受到更好教育的母亲会更加关注饮水质量并且会采取相应的措施。此外, 其他一些研究则关注水污染对于人类患病情况的影响。Ebenstein(2012) 利用中国疾病监测点的消化道肿瘤死亡率以及中国九大流域的河流水质情况, 研究了河流水质对于周边地区癌症死亡率的影响, 研究表明, 河流水质每提高一个等级, 消化系统癌症死亡率平均降低 9.7%。文章还发现如果中国政府多加收一倍的废水排污费, 每年大约可以减少 17000 名癌症死亡人数, 但同时需要额外增加 500 亿美元的政府开支。Zhang(2012) 利用中国健康与营养调查数据(CHNS) 研究了上世纪 80 年代中国农村进行饮用水基础设施建设项目的影响, 文章发现该项目的实施使得成年人患病几率下降了 11%、体重身高比率上升了 0.835 kg/m, 儿童体重身高比率也上升了 0.466 kg/m。

从上述文献可以看出, 考虑到不同人群生理特征的不同, 文献对于研究对象进行了婴幼儿与成年人的划分, 却鲜有文献系统研究中老年人这一群体。考虑到中老年群体抵抗能力较低、对周围环境较为敏感, 他们更容易受到周围自然环境恶化的冲击, 本文的研究旨在弥补这一领域的研究空白。从理论框架来看, 上述实证研究大多数建立在 Grossman(1972) 的健康生产函数之上, 其首次在一般商品模型中加入了健康资本, 并将其视为最优条件下的一种产出。具体效用函数如下:

$$U = U(\varphi_0 H_0, \dots, \varphi_t H_t, Z_0, \dots, Z_t) \quad t = 0, 1, \dots, n \quad (1)$$

其中,  $H_t$  表示消费者第  $t$  期的健康资本存量,  $\varphi_t H_t$  表示消费者第  $t$  期所消费的健康带来的效用;  $Z_t$  表示其他一般消费品带来的效用;  $t$  表示一生所处的各个时期, 模型假定上述效应函数具有可分性并且是跨期弹性不变。Grossman(1972) 认为, 健康至少通过两个方面影响个人的效用: 健康能够同一般商品一样给消费者带来效用; 健康禀赋存量的增加, 可以减少个人的患病时间, 从而带来效用。之后许多学者对 Grossman 模型进行扩展, 其中 Cropper(1981) 首次分析了环境水平对于居民健康的影响, 其在模型中引入了环境污染水平, 并由均衡条件得到下述最优健康资本<sup>1</sup>:

$$\ln H_t^* = \frac{1}{1+\alpha} (\gamma + \ln \alpha + \ln w_t - \ln \pi_t - \ln \delta_0 - \vartheta_t - \varphi \ln P_t - \varphi \ln G_t) \quad (2)$$

其中,  $H_t$  为消费者个人的健康资本存量, 每一时期最优健康资本存量为  $H_t^*$ ;  $w_t$  表示工资率;  $\pi_t$  是健康投资的边际成本;  $\delta_t$  是初始健康的折旧率;  $\vartheta_t$  是不变弹性, 表示时间(年龄)对健康的影响;  $P_t$  是居民生活环境污染水平;  $G_t$  为其他健康折旧率的影响因素, 例如生活方式等等。从上述均衡结果可以看出, 居民的健康资本与居民的生活环境污染水平呈负相关关系。

1 具体推导过程参见 Grossman(1972)、Cropper(1981)。

### 三、数据来源与研究设计

#### (一) 数据来源与指标选取

本文使用的微观数据来自中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011 - 2012 全国基线调查数据。全国基线调查开始于 2011 年, 覆盖了全国 150 个县级单位, 450 个村级单位, 约 1 万户家庭中的 1.7 万人, 对象为我国 45 岁及以上的居民。因为本文研究对象为农村中老年群体, 因此删除了城市样本。

文中选取的主要被解释变量为两类, 一类为客观健康水平: 该变量采用患病情况来表示。具体而言, 本文选择胃部或消化、肝脏疾病情况来表示, 取值为 0 表示没有上述两类疾病, 取值为 1 表示患有其中一类疾病, 取值为 2 表示患有上述两种疾病。另一类是主观健康水平: 本文采用自评健康水平来表示, 该变量的选择与文献中常用的自评健康类似 (雷晓燕和周月刚, 2010)。具体而言, CHARLS 问卷中关于健康的问题是“您觉得您自己的健康状况怎么样?” 答案选项为: 极好、很好、好、一般、不好, 本文将其作为 5 个等级定序变量加以处理: 5 为极好, 1 为不好。另外, 问卷设计者为了得到准确的自评健康状况情况, 在问卷健康部分的首尾分别两次询问了相同的问题, 为了严谨起见, 本文将同时考虑这两个指标。

文章选取的核心解释变量为人均工业废水未达标排放量 (工业废水, 下同) 以及人均城市污水未处理排放量 (城市污水, 下同)。工业废水是指工业生产过程中产生的废水和废液, 其中含有随水流失的工业生产用料、中间产物等污染物, 其统计方式主要为工业企业自身上报。城市污水则是排入城镇污水系统污水的统称, 主要包括生活污水和排污污水处理系统的工业废水, 另外还包括降雨径流等, 其统计方式主要是计算城镇排水管网系统流量。从上述定义可知, 工业废水与城市污水在定义及统计口径上均不相同, 为了准确度量城市污水排放情况, 本文同时选取上述两个指标进行研究。城市污水数据最早完整记录年份为 2006 年, 工业废水数据最早记录年份为 2003 年, 又因微观数据年份为 2011 年, 故城市污水排放数据选取时间为 2006 - 2010 年, 工业废水排放数据选取时间为 2003 - 2010 年。城市污水排放数据来自于《中国城市建设统计年鉴》, 城市工业废水排放数据来自于《中国城市统计年鉴》。相关控制变量的选取及其具体含义见表 1-1。

表 1-1 变量定义

变 量	描 述
患病情况	指标为 0 则表示没有上述疾病, 1 表示有胃部疾病或者消化、肝脏疾病, 2 表示上述疾病皆有
自我健康评价 1	健康状况极好 - 不好依次取值: 5、4、3、2、1
自我健康评价 2	健康状况极好 - 不好依次取值: 5、4、3、2、1

续表

变 量	描 述
工业废水	Ln( 2006 – 2010 年间人均未处理生活污水排放量( 千克) )
城市污水	Ln( 2003 – 2010 年间人均未达标工业废水排放量( 千克) )
IV: 工业废水	1985 – 1990 年人均未达标工业废水排放量( 吨)
IV: 城市污水	1985 – 1990 年人均城市污水排放总量( 吨)
年龄	年龄
教育	最高学历: 文盲 – 博士毕业依次取 1 到 11
性别	男性取值 1; 否则为 0
人均居住面积	人均房屋面积( 平方米)
人均日常支出	过去一个月中, 家庭人均以下各项支出: 邮电、通讯支出( 包括电话、手机、上网、邮寄等)、水费、电费、燃料费( 包括煤炭、煤制品、柴草、木炭、液化气等)、保姆、小时工、佣人等的支出、在当地的交通费、日用品包括美容化妆品( 如洗衣粉、香皂、肥皂、牙膏、牙刷、美容化妆品等)、文化娱乐支出( 包括书报杂志、光盘、影剧票、歌舞厅和网吧等) , 取对数
人均 GDP	Ln( 城市人均 gdp( 元) , 时间: 2006 – 2010 年
工业总产值	Ln( 城市人均工业总产值( 元) , 时间: 2006 – 2010 年
二氧化硫排放量	Ln( 2006 – 2010 年人均城市二氧化硫排放量( 吨) )
医生数	城市医生数( 每万人) , 时间: 2006 年 – 2010 年
家庭人均收入	家庭人均收入, 取对数
医疗保险情况	有医疗保险取值 1; 否则为 0
工作性质	国有、国有控股、集体所有制企业工作过取值 1; 否则为 0
家中是否有自来水	家里有自来水取值 1; 否则为 0
改水改厕工程	所在村进行过改水改厕工程取值 1; 否则为 0
婚姻状况	结过婚取值 1; 否则为 0
是否喝酒	喝酒( 一个月大于 1 次) 取值 1; 否则为 0
是否吸烟	抽烟( 一生吸过 100 支烟以上) 取值 1; 否则为 0
儿童时期健康状况	样本的前臂长度( cm)
降雨量	2010 年城市年均降雨量( mm)
平均温度	2010 年城市平均温度( °C)
死亡率	2010 年城市人口死亡率( ‰)

表 1-2 主要变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
患病情况	10835	0.281	0.487	0	2
自我健康评价 1	10768	2.428	1.014	1	5
自我健康评价 2	10747	2.769	0.956	1	5
工业废水	9893	6.666	1.030	3.269	8.310
城市污水	9893	7.813	0.924	6.087	10.87

## (二) 模型设定

本文构建的基准模型如下:

$$Disease_i = \delta Pollution_j + \beta_1 Y_j + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Sr\_health_i = \varphi Pollution_j + \beta_1 Y_j + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中  $Disease_i$ 、 $Sr\_health_i$  分别表示第  $i$  个人的患病情况和自评健康状况;  $Pollution_j$  表示第  $j$  个城市未处理的城市污水排放量或未达标的工业废水排放量。 $Y_j$  表示第  $j$  个城市的特征变量集合,  $X_i$  表示第  $i$  个人的特征变量集合,  $\varepsilon_i$  为残差项。上述基准模型将用来识别污水排放对于农村中老年群体健康状况产生的影响。

接着, 本文将对上述影响的具体机制进行分析。根据《2004 年中国农村贫困检测报告》(国家统计局 2004) 显示, 2003 年我国贫困地区有 18% 的农户取得饮用水困难, 14.1% 的农户饮用水水源被污染, 37.3% 的农户没有安全饮用水。按饮用水水源划分, 具有安全饮用水的农户仅占总户数的 62.7%。基于此, 本文对下述方程进行估计:

$$Disease_i = \delta Pollution_j + \beta_1 zilaishui_j + \beta_2 zilaishui_j * Pollution_j + \beta_3 Y_j + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Sr\_health_i = \varphi Pollution_j + \beta_1 re\_water_j + \beta_2 re\_water_j * Pollution_j + \beta_3 Y_j + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中,  $zilaishui_j$ 、 $re\_water_j$  均为虚拟变量, 家中有自来水、所在村进行过改厕改水工程则取值 1, 否则为 0。最后, 为了验证估计结果的稳健性, 本文分别采用有序 Probit、Logit 模型进行估计, 模型具体设定如下:

$$Disease_i = F(\gamma Pollution_j + \beta_1 Y_j + \beta_2 X_i + \varepsilon_i) \quad (7)$$

$$Sr\_health_i = F(\gamma Pollution_j + \beta_1 Y_j + \beta_2 X_i + \varepsilon_i) \quad (8)$$

其中,  $Disease_i$ 、 $Sr\_health_i$  为被解释变量, 即中老年居民患病情况和自评健康状况, 其他变量的含义与基准模型一致。需要指出的是, 虽然本文的被解释变量之一为定序的离散数据, 但是主要估计方法还是采用 OLS。具体原因如下: 第一, OLS 方法所估计的系数方向与显著性上与前述方法高度一致; 第二, 由于实证策略中使用到交叉项, 无论是有序 Probit 模型还是 Logit 模型, 对于交叉项所得系数的解释均非常复杂而且不够直观。

## 四、实证结果

### (一) 基础回归

首先估计基准模型。通过表 2 可以发现,在控制了一系列个人特征和城市特征之后,城市所排放的工业废水对于居民患病情况的影响系数显著为正,对于居民自评健康的影响系数显著为负,也就是说,控制了影响居民健康的其他因素之后,城市层面的工业废水排放显著降低了农村中老年居民的健康水平,并显著提高了其患疾病的机率。城市污水的估计结果与工业废水的估计结果高度一致。上述基准回归的结果与现有文献(Ebenstein, 2012) 结论是一致的,当控制了影响个人健康的因素之后,无论是未达标的工业废水排放,还是未处理的城市污水排放,都会显著降低居民的健康水平。根据理论模型所述,我们认为一个重要的原因在于未达标的工业废水与未处理的城市污水的直接排放,通过影响农村居民的生活饮用水水源和生活周边的水环境来影响居民的健康,但在上述基准模型中还不能直接得出相关结论,我们将在后续部分对这一影响机制作进一步分析。

表 2 基准回归估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	患病情况	自评健康 1	自评健康 2	患病情况	自评健康 1	自评健康 2
工业废水	0.0118 ** (0.0057)	-0.0338 *** (0.0115)	-0.0341 *** (0.0121)			
城市污水				0.0155 ** (0.0072)	-0.0193 ** (0.0096)	-0.0295 ** (0.0137)
年龄	-0.0009 *** (0.0001)	-0.0115 *** (0.0013)	-0.0104 *** (0.0012)	-0.0009 *** (0.0001)	-0.0118 *** (0.0013)	-0.0104 *** (0.0012)
教育	-0.0110 *** (0.0036)	0.0210 *** (0.0074)	0.0375 *** (0.0070)	-0.0113 *** (0.0037)	0.0208 *** (0.0075)	0.0375 *** (0.0071)
性别	-0.0246 (0.0222)	0.1636 *** (0.0247)	0.0656 *** (0.0234)	-0.0214 (0.0224)	0.1528 *** (0.0252)	0.0721 *** (0.0238)
人均居住面积	-0.0001 (0.0002)	0.0011 *** (0.0004)	0.0010 ** (0.0004)	-0.0001 (0.0002)	0.0011 *** (0.0004)	0.0009 ** (0.0004)
人均日常支出	-0.0176 *** (0.0066)	0.0391 *** (0.0133)	0.0323 ** (0.0126)	-0.0210 *** (0.0067)	0.0321 ** (0.0136)	0.0295 ** (0.0128)
人均 GDP	-0.0422 * (0.0224)	0.0790 * (0.0452)	0.0531 (0.0427)	-0.0544 ** (0.0227)	0.0929 ** (0.0460)	0.0731 * (0.0434)
工业总产值	0.0281 (0.0373)	0.0320 (0.0753)	0.1133 (0.0712)	0.0334 (0.0374)	0.0341 (0.0760)	0.1033 (0.0716)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
二氧化硫	0.0000 (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
医生数	-0.0010 (0.0013)	0.0048* (0.0026)	0.0022 (0.0024)	-0.0008 (0.0013)	0.0028 (0.0027)	0.0014 (0.0025)
家庭人均收入	-0.0141*** (0.0012)	0.0323*** (0.0132)	0.0313** (0.0153)	-0.0201*** (0.0064)	0.0324** (0.0154)	0.0302** (0.0142)
医疗保险	0.0609 (0.0648)	-0.0210 (0.0500)	-0.0212 (0.0473)	0.0555 (0.0549)	-0.0200 (0.0505)	-0.0222 (0.0477)
工作性质	0.0207 (0.0245)	0.0407 (0.0495)	0.0018 (0.0468)	0.0195 (0.0250)	0.0403 (0.0507)	0.0099 (0.0478)
样本数	7 945	7 942	7 940	7 690	7 687	7 685
R-squared	0.008	0.043	0.042	0.009	0.041	0.042

注: (1) \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。(2) 括号内数字为稳健标准误,下同。

另外,再来看控制变量的估计结果。从年龄来看,年龄越大,患消化道疾病的概率会显著降低,自评健康水平会显著降低。从性别来看,消化道患病情况在性别上差异并不显著,但是男性中老年群体对于自身健康状况的评价显著的高于女性。从人均住房面积、日常支出、家庭人均收入这些控制变量来看,房屋面积越大、日常支出越大、家庭人均收入越大的中老年群体自评健康状况越好,对于这一点可能是因为上述群体经济条件都较好。从城市层面控制变量的估计结果来看,人均 GDP 较高的城市,该地区农村中老年居民患消化道疾病的概率越小,自评健康状况好的概率越大。空气质量越差的地区,对于患消化道疾病的概率没有显著影响,但却会显著降低中老年居民的自评健康状况,这也从侧面说明,任何形式的环境污染都会对当地所在居民的健康状况产生显著的负面影响。另外,地区的工业总产值、人均医生数、个人拥有保险情况以及个人工作性质的估计并没有十分显著。

## (二) 异质性分析

通过上述基本分析发现,年龄变量,日常开支变量以及教育程度均会对患病情况和健康状况产生显著的影响。为了保证结果的稳健可靠,接下来将样本按照年龄、日常开支情况、教育程度的中位水平分为高低两组,并对样本分别进行回归,这样一是可以区分出不同年龄、经济条件以及教育程度的中老年群体受到污水排放影响有何差别;更重要的是,通过观察不同组别核心解释变量的估计结果,可以进一步验证估计结果的稳健性。



表 3 异质性分析

	(1) 年龄 ≤ 58 岁	(2) 年龄 > 58 岁	(3) 日常开支低	(4) 日常开支高	(5) 教育程度低	(6) 教育程度高
			患病情况			
工业废水	0.0132 <sup>*</sup> (0.0071)	0.0091 <sup>*</sup> (0.0051)	0.0151 <sup>**</sup> (0.0072)	0.0142 <sup>**</sup> (0.0071)	0.0721 <sup>***</sup> (0.0238)	0.0656 <sup>***</sup> (0.0234)
城市污水	0.0074 (0.0081)	0.0345 <sup>***</sup> (0.0093)	0.0413 <sup>***</sup> (0.0092)	0.0092 (0.0093)	0.0009 <sup>**</sup> (0.0004)	0.0010 <sup>**</sup> (0.0004)
			自评健康 1			
工业废水	-0.0333 <sup>***</sup> (0.0121)	-0.0321 <sup>**</sup> (0.0135)	-0.0601 <sup>***</sup> (0.0134)	-0.0234 (0.0186)	-0.0313 <sup>**</sup> (0.0131)	-0.0295 <sup>**</sup> (0.0128)
城市污水	-0.0194 (0.0138)	-0.0243 (0.0213)	-0.0465 <sup>***</sup> (0.0119)	-0.0128 (0.0178)	-0.0929 <sup>**</sup> (0.0460)	-0.0731 (0.0734)
			自评健康 2			
工业废水	-0.0243 <sup>*</sup> (0.0142)	-0.0291 <sup>*</sup> (0.0171)	-0.0323 <sup>**</sup> (0.0153)	-0.0186 (0.0176)	-0.0375 <sup>***</sup> (0.0071)	-0.0210 (0.0174)
城市污水	-0.0214 <sup>*</sup> (0.0121)	-0.0422 <sup>***</sup> (0.0139)	-0.0711 <sup>***</sup> (0.0191)	-0.0321 <sup>**</sup> (0.0137)	-0.0656 <sup>***</sup> (0.0234)	-0.0214 <sup>*</sup> (0.0124)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

具体估计结果见表 3。首先,从年龄分组的异质性来看,估计结果与基准回归结果高度一致,无论是工业废水还是城市污水对于不同年龄段中老年群体健康均有显著影响。其次,从日常开支以及教育程度分组来看,上述估计结果符号均与基准模型估计结果一致,但并没有完全显著。具体而言,污水排放对于日常开支较低、教育程度较低的居民影响较大,这可能是由于经济条件较好、教育程度较高的家庭能够通过购买净水设备、购买健康服务等方式来避免水污染的影响,而日常支出较低、教育程度较低的居民经济条件相对较差,健康意识也相对缺乏。

### (三) 影响机制分析

前文已经初步验证了污水排放会对农村中老年群体的健康产生显著的负面影响,但具体的影响机制或者影响途径还没有深入分析,也就是说废水排放是经过怎样的途径来影响居民的健康状况目前还是一个“黑箱”,鉴于此,本部分将进一步研究上述影响机制。

表 4 影响机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	患病情况	自评健康 1	自评健康 2	患病情况	自评健康 1	自评健康 2
工业废水	0.0423 *** (0.0091)	-0.0842 *** (0.0263)	-0.0591 *** (0.0162)			
城市污水				0.0275 *** (0.0091)	-0.0233 * (0.0133)	-0.0315 ** (0.0133)
工业废水	-0.0316 *** (0.0012)	0.0514 *** (0.0131)	0.0243 * (0.0163)			
* 自来水						
城市污水				-0.0127 *** (0.0083)	0.0118 (0.0214)	0.0246 ** (0.0123)
* 自来水						
工业废水	-0.0235 * (0.0139)	0.0783 (0.0822)	0.1138 (0.1931)			
* 改厕改水						
城市污水				-0.0317 (0.1331)	0.0634 (0.0514)	0.0721 (0.0821)
* 改厕改水						
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

通过表 4 的估计结果可以进一步了解污水对于居民健康状况的影响渠道: 首先, 拥有自来水的农村家庭可以显著减少废水对于自身健康的影响。但是相对于拥有自来水的家庭而言, 农村改厕改水工程所带来健康状况改善的效果较少, 可能的原因在于: 农村改厕改水工程已经包含了改造家庭自来水的的项目, 因此大部分的影响可能被自来水影响所抵消。我们分开对上述两种机制进行考察的结果也从侧面印证了这一点, 考虑到文章篇幅有限, 文中并没有分别汇报这两类影响机制的估计结果。

通过上述基准回归并进行异质性分析以及影响渠道分析后, 我们初步得出结论: 未处理的城市污水和未达标的工业废水会显著提高该地区农村中老年群体患消化道疾病的概率, 并显著的降低他们的自评健康状况。

## 五、稳健性检验与排污的健康定价

从现有文献来看, 环境健康经济学的相关研究中存在诸多潜在的内生性问题: 污染物排放的内生性、多重污染所引起的识别问题、环境污染与个人规避行为内生性问题等 (Currie et al., 2013)。对于本文而言, 可能存在的内生性问题有: 第一, 可能遗漏了某些不可观测的变量, 特别是一些经济发展变量等, 这些变量通过影响污水排放进而影响居民的健康状况, 比如该地区虽然污水排放多, 但是可能从侧面表现出地区工业基础较好, 经济发展程度高, 医疗卫生服务水平也相对较高, 这样就会间接影响居民的健康水平 (虽然这仅仅会导致实证结果被低估); 第二, 环境经济学一个普遍的问题就是如何避免人口流动所带来的内生性问题, 对于本文研究而言, 我们需要解决农村中老年居民由于周围生活环境变差进而到生活环境更好的地方居住这样一种样本选择性偏误。

第一个内生性问题。首先,我们使用目前文献(Ebenstein, 2012; 陈硕和陈婷 2014)流行的解决办法即寻找工具变量,选取了 1985 – 1990 年期间对应样本城市的城市污水及工业废水排放量作为工具变量,一个城市的发展并不是一蹴而就的,特别是工业化程度的发展,本文选择 20 多年前污水排放数据,显然与样本时期的污水排放具有较大的相关性,但是这一工具变量又不与上文所提到的遗漏的某些不可观测变量相关,因此工具变量的选择是可行的,其具体估计结果见表 5。

表 5 工具变量估计结果<sup>2</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS
	患病情况	患病情况	自评健康 1	自评健康 1	自评健康 2	自评健康 2
工业废水	0.0341 *** (0.0121)	0.0295 ** (0.0137)	-0.1511 * (0.0814)	-0.0536 * (0.0312)	-0.0438 (0.0477)	-0.0119 (0.0582)
城市污水	0.0104 *** (0.0012)	0.0010 ** (0.0004)	-0.5215 * (0.3121)	-0.0824 (0.1149)	-0.9165 *** (0.2119)	-0.0723 ** (0.0351)
个人特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制

从表 5 可以看到工具变量的估计结果与 OLS 方法的估计结果高度一致,并且上述工具变量估计结果的系数绝对值均比对应样本的 OLS 估计系数绝对值要大,这说明遗漏变量对于居民的健康状况存在某种“红利”,也就是前文所说的污水排放越大的地区,可能工业基础较好,经济发展程度高,医疗卫生服务水平也相对较高,这会间接的提高居民的健康水平。

对于第二个内生性问题,通常的做法是寻找某种“准实验”(Quasi-experimental)的机会对此问题进行克服(Almond et al. 2009; Zhang 2012),但由于数据的限制,在此通过进一步限制样本的人口流动来解决这一问题,具体的做法是将样本控制为没有在外地居住过 6 个月以上的样本。这样做的好处在于,虽然没有彻底解决样本选择性偏误,但是通过选取完全没有人口流动的样本,杜绝了中老年居民因为水污染而选择搬迁的情况,进而最大限度避免了样本选择性偏误带来的内生性问题。另外,为了进一步说明所得回归结果的可靠性,我们再在估计模型中加入一系列可能影响中老年群体健康状况的控制变量:婚姻状况、是否喝酒、是否吸烟、儿童时期的健康状况、城市的年均降雨量、温度、死亡率等。由表 6 的估计结果我们可以发现,经过进一步增加控制变量并且严格限制人口流动的样本之后,所估计的系数结果没有出现明显的方向以及显著性的变化。

<sup>2</sup> (1) 工具变量数据来源于《中国环境资料统计汇编: 1981 – 1990》,由于部分样本城市数据缺失,其中只包括了样本中 21 个大中型城市的数据。另外,我们分别对此样本进行了 OLS 估计,估计结果为方程 2、4、6 列。(2) 《汇编》中没有包括城市污水处理率的相关数据,故我们对于城市污水排放未处理量的数据使用对应的城市 1985 – 1990 年平均年度总量排放数据进行估计。由于我国在上世纪 80 年代城市污水处理水平普遍较低,故使用总量数据对于结果影响应该不大。

表 6 严格控制人口流动估计结果

	(1) 患病情况	(2) 自评健康 1	(3) 自评健康 2	(4) 患病情况	(5) 自评健康 1	(6) 自评健康 2
工业废水	0.0262 *** (0.0011)	-0.0313 ** (0.0151)	-0.0356 ** (0.0163)			
城市污水				0.0134 * (0.0071)	-0.0327 (0.0276)	-0.0417 * (0.0225)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

最后,为了本文的估计结果更加稳健可靠,分别利用有序 Probit、Logit 模型进行估计,具体估计结果见表 7。

表 7 有序模型估计结果

	(1) 患病情况	(2) 自评健康 1	(3) 自评健康 2	(4) 患病情况	(5) 自评健康 1	(6) 自评健康 2
有序 Probit 模型						
工业废水	0.0373 *** (0.0125)	-0.0760 *** (0.0116)	-0.0838 *** (0.0224)			
城市污水				0.0355 *** (0.0098)	-0.0831 *** (0.0101)	-0.0764 ** (0.0362)
有序 Logit 模型						
工业废水	0.0461 ** (0.0225)	-0.0931 *** (0.0311)	-0.0782 (0.0889)			
城市污水				0.1133 *** (0.0338)	-0.0736 * (0.0385)	-0.0831 *** (0.0304)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

从表 7 的结果可以看出,无论是有序 Probit 模型还是 Logit 模型所估计的结果都与本文的基准模型结果高度一致,污水排放都会显著的提高农村中老年群体患消化道疾病概率,并降低其自评健康水平。但对于离散变量模型,所得的估计系数只有显著性和影响方向的意义,想得到更多的估计结果还需要计算其边际效应,具体有序 Probit 模型的边际效应估计结果见表 8。可以发现,就工业废水排放而言,其排放每提高 1 千克/人,中老年群体的主观健康状况为好的可能性下降 0.34% 左右<sup>3</sup>;就城市污水排放而言,其排放每提高 1 千克/人,中老年群体的主观健康状况为好的可能性同样下降 0.36% 左右。另外,废水排放降低 1 千克/人,中老年群体患消化道疾病的概率下降约 1.04%。

<sup>3</sup> 约 58% 的样本自评健康状况在“好”的水平之上,所以此处我们更加关心自评健康 = 3 时污水排放的边际效应。同理,约 78% 的样本没有患消化道系统疾病,所以此处我们关心患病情况 = 0 时污水排放的边际效应。

表 8 污水排放的边际效应

健康状况:	不好	一般	好	很好	极好
自评健康 1					
工业废水	0.0057 *** (0.0023)	0.0037 *** (0.0017)	-0.0045 *** (0.0015)	-0.0041 *** (0.0014)	-0.0023 *** (0.0008)
家庭收入	-0.0226 *** (0.0039)	-0.0248 *** (0.0416)	0.0361 *** (0.0322)	0.0094 *** (0.0021)	0.0086 *** (0.0032)
自评健康 2					
工业废水	0.0050 *** (0.0016)	0.0011 ** (0.0005)	-0.0023 ** (0.0011)	-0.0010 ** (0.0005)	-0.0021 *** (0.0007)
家庭收入	-0.0319 *** (0.0087)	-0.0273 *** (0.0096)	0.0295 *** (0.0093)	0.0089 *** (0.0027)	0.0082 *** (0.0031)
自评健康 1					
城市污水	0.0051 *** (0.0017)	0.0016 * (0.0009)	-0.0033 ** (0.0015)	-0.0039 ** (0.0017)	-0.0079 ** (0.0032)
家庭收入	-0.0293 ** (0.0147)	-0.0345 ** (0.0167)	0.0357 ** (0.0173)	0.0254 * (0.0131)	0.0323 *** (0.0099)
自评健康 2					
城市污水	0.0055 ** (0.0023)	0.0078 *** (0.0023)	-0.0039 *** (0.0014)	-0.0028 ** (0.0014)	-0.0041 ** (0.0017)
家庭收入	-0.0447 ** (0.0213)	-0.0269 (0.0236)	0.0363 ** (0.0178)	0.0113 *** (0.0021)	0.0072 (0.0068)
患病情况:	没有患病		患一类疾病		患两类疾病
工业废水	-0.0112 ** (0.0056)		0.0143 ** (0.0069)		0.0038 (0.0056)
家庭收入	0.0863 *** (0.0294)		-0.0816 ** (0.0348)		-0.0711 (0.0664)
城市污水	-0.0039 (0.0028)		0.0065 (0.0054)		0.0032 (0.0046)
家庭收入	0.0531 * (0.0311)		-0.0718 *** (0.0241)		-0.0631 *** (0.0129)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制

最后, 本文对于污水排放所产生的健康成本进一步量化评估, 我们采用类似于生活满意度估值法( LSA) 的评估方法, 估计人们对于污水排放的支付意愿。这种方法的原理非常直观, 即在理性人追求个人效用最大化的情况下, 污水排放所带来的边际效用等于收入所带来的边际效应, 即有:

$$|MU_e \Delta Income| = |MU_s \Delta Sewage| \quad (9)$$

$$MRS = - \frac{\Delta Income}{\Delta Sewage} = \frac{\frac{\partial H}{\partial Sewage}}{\frac{\partial H}{\partial Income}} \quad (10)$$

其中,  $\frac{\partial H}{\partial Income}$  与  $\frac{\partial H}{\partial Sewage}$  分别表示家庭人均收入和污水排放对于自评健康状况的边际效应。根据上述模型的估计结果, 污水排放的自评健康边际效应约为 -0.0035, 家庭人均收入的边际效应约为 0.343, 因此上述边际替代率约为 0.0102。另外, 样本家庭人均收入为 8575 元/年, 由此得到居民对于污水排放的健康定价为 87.5 元。

## 六、总结性评论

本文将中国健康与养老追踪调查数据 (CHARLS) 和城市层面污水排放数据进行匹配, 在控制了相关个人特征和城市特征后, 我们发现污水排放会显著的降低农村中老年居民的健康状况。其次, 本文研究了上述影响对于不同年龄段、经济条件以及教育程度的中老年群体影响的异质性。结果发现: 经济条件、教育程度较差的居民受到上述影响较大, 不同年龄段的中老年群体受到的影响没有显著差别。再次, 本文对于上述影响机制进行分析, 发现污水主要是通过污染生活饮用水水源进而影响居民健康, 实证结果显示家庭使用自来水或当地进行“改厕改水”工程可以显著减少上述负面影响。进一步, 本文选取了 1985 - 1990 年期间污水排放量作为工具变量, 并且严格控制人口流动等内生性问题, 所得到的估计结果依然稳健。最后, 通过估算污水排放的健康定价发现, 污水排放每下降 1 千克/人, 居民的边际支付意愿为 87.5 元/年。根据本文的研究结果, 可以得出如下几点启示:

第一, 我国工业化、城镇化快速发展同时, 对应的污水处理能力却跟不上步伐, 这种快速的经济发展模式显然忽视了经济发展同时所带来的环境污染及其健康成本。污水处理等公共事业之所以发展缓慢的一个可能原因在于其“投入高、回报低”, 很少有社会资本愿意进入这些行业, 因此, 政府应加大公共卫生事业的投入, 并探讨引入社会投资的可行性和力度。

第二, 随着党的十八大“大力推进生态文明建设”目标的提出, 将生态文明建设融入经济发展中的要求也越来越迫切, 我们认为现阶段有必要将经济发展过程中的生态环境损耗纳入到经济社会发展评价体系中来, 建立完善的生态文明奖惩制度。

## 参考文献

- [1] 陈硕和陈婷 2014,《空气质量与公共健康: 以火电厂二氧化硫排放为例》,《经济研究》第 8 期,第 78 ~ 85 页。
- [2] 雷晓燕和周月刚 2010,《中国家庭的资产组合选择: 健康状况与风险偏好》,《金融研究》第 6 期,第 31 ~ 47 页。
- [3] 彭希哲和胡湛 2011,《公共政策视角下的中国人口老龄化》,《中国社会科学》第 3 期,第 85 ~ 97 页。

- [4] 曾毅、顾大男、Jama Purser、Helen Hoenig and Nicholas Christakis 2014,《社会、经济与环境因素对老年健康和死亡的影响——基于中国 22 省份的抽样调查》,《中国卫生政策研究》第 6 期 第 45 ~ 53 页。
- [5] Almond ,D. , Lena E. , and Marten P. 2009. “Chernobyl’s Subclinical Legacy: Prenatal Exposure to Radioactive Fallout and School Outcomes in Sweden” *The Quarterly Journal of Economics* , 124( 4) : 1729 ~ 1772.
- [6] Brainerd E. , and Menon , N. 2012. “Seasonal Effects of Water Quality on Infant and Child Health in India” *IZA Working Paper* , NO. 6559.
- [7] Chay , K. , and Greenstone , M. 2003. “The Impact of Air Pollution on Infant Mortality” *The Quarterly Journal of Economics* , 118( 3) : 1121 ~ 1167.
- [8] Cropper , M. 1981. “Measuring the benefits from reduced morbidity” *American Economic Review* , 71( 2) : 235 ~ 240.
- [9] Currie , J. , Joshua , Z. , Katherine M. , Neidell M. , and Wolfram S. 2013. “Something in the Water: Contaminated Drinking Water and Infant Health” *Canadian Journal of Economics* , 46( 3) : 791 ~ 810.
- [10] Ebenstein , A. 2012. “The Consequences of Industrialization: Evidence from Water Pollution and Digestive Cancers in China” *The Review of Economics and Statistics* , 94( 1) : 186 ~ 201.
- [11] Grossman M. 1972. “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health” *Journal of Political Economy* , 80( 2) : 223 ~ 255.
- [12] Troesken W. 2008. “Lead Water Pipes and Infant Mortality at the Turn of the Twentieth Century” *Journal of Human Resources* , 43( 3) : 553 ~ 575.
- [13] Zhang Jing , 2012. “The Impact of Water Quality on Health: Evidence from the Drinking Water Infrastructure Program in Rural China” *Journal of Health Economics* , 31( 5) : 122 ~ 134.

## The Health Cost of Economic Development : Sewage Discharge and the Mid-Aged and Elderly Health in Rural

WANG Bing NIE Xin

( College of Economics , Jinan University)

**Abstract:** This paper , by matching the sewage discharge data of city level and personal health status data , using Grossman model examines the effect of sewage discharge for mid - aged and elderly health in rural areas. We found that sewage discharge will significantly increase the probability of illness and reduce the health status of the mid - aged and elderly in rural areas. Further found that: these sewage discharge has a great impact on the poor economic conditions , lower education level and there is no significant difference on the impact of different age groups. This paper also found the main reason of such problem is sewage contaminating people’s drinking water source. By estimating the healthy pricing of sewage discharge , we found that residents willing to reduce ¥87.5 income per year. Finally , through using the instrumental variable and solving endogenous problem , the results is still strong.

**Key words:** Sewage Discharge ,The Mid-Aged and Elderly Health in Rural ,Water Pollution

( 责任编辑: 王 鹏) ( 校对: WH)