

环境污染、人口结构与城乡居民消费

——来自中国省级面板数据的证据

方 达¹ 张广辉²

(1.北京大学 经济学院,北京 100871;2.辽宁大学 经济学院,辽宁 沈阳 110036)

摘要:本文研究以中国省级面板数据为基础,通过建立相应回归模型,考察了居民消费、环境污染与人口结构三者之间的关系。研究发现环境污染对居民消费的影响存在明显的城乡差异和地区差异:第一,对不同地区居民消费产生影响的主要污染物有所不同,即使在同一地区,对该地区城乡居民消费产生影响的主要污染物也不尽相同;第二,农村居民消费对环境污染的反应更为敏感。进一步研究发现,人口结构与环境污染的共同作用对居民消费产生显著影响。随着人民生活水平的提高与当前我国人口结构变化,上述效应会日益凸显。

关键词:环境污染;人口结构;居民消费;生态文明

中图分类号:F126.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2018)06-0003-10

一、问题的提出

近年来,环境污染导致的生态恶化问题突出,并成为制约中国经济社会发展的重要因素。十九大报告将“建设美丽中国”“建设生态文明”提升至国家战略高度,明确指出“坚持节约资源和保护环境的基本国策”,并强调“建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计”“实行最严格的生态环境保护制度,形成绿色发展方式和生活方式”凸显出国家转变发展方式、贯彻可持续发展理念的决心。提高人民消费水平是经济建设的工作重点,保护生态环境是生态文明建设的工作重点,研究二者在经济发展中的相互影响,有利于实现促进消费与保护环境双赢。同时,随着人口老龄化程度的不断加深、全面二胎政策的实施,中国人口结构的巨大变革将会对经济发展产生更为深远的影响。因此,研究人口年龄结构在环保与消费问题中的作用,对现阶段我国的发展具有现实意义。

收稿日期:2018-07-29

基金项目:2015年度辽宁省教育厅人文社会科学研究一般项目“新常态视角下土地财产权利影响城镇化的理论与实证研究——基于辽宁省的分析”(W2015182);2017年度辽宁经济社会发展课题“土地财产权利、村委会职能与辽宁新型城镇化研究”(2017lslktyb-086);2016年度辽宁省哲学社会科学规划基金项目“辽宁省土地财政视角下地方政府债务融资风险的识别机制与对策研究”(L16CJY008);辽宁省社会科学规划项目“辽宁老工业基地振兴中的城市化经济运行研究”(L16BJY019)

作者简介:方 达(1995—),男,辽宁朝阳人,北京大学经济学院博士生;

张广辉(1983—),男,辽宁阜新人,辽宁大学经济学院副教授,本文通讯作者。

国外学者早期对环境污染与消费的研究主要围绕健康人力资本展开,Grossman 提出了健康资本和健康生产函数概念^[1],Cropper 和 Greking 等人将环境污染变量引入生产函数,并认为污染会影响健康折旧率,这成为后续研究的重要基础^{[2][3]}。在此基础上,一些学者针对不同污染物对消费的影响展开深入研究,例如 Currie 和 Walker 认为公路电子收费系统通过降低周围空气污染物浓度从而降低了孕妇的早产率,有助于提高新生儿健康水平,减轻这些家庭的经济负担^[4]。Paresh 等人通过分析经济合作与发展组织成员国的面板数据发现一氧化碳、氢硫化物等污染物的排放量与医疗健康消费支出存在正相关关系^[5]。Patankar 和 Trivedi 运用印度的数据研究发现空气污染所带来的相关医疗支出主要由居民承担,这种情况在贫困人群中更为普遍^[6]。Isen 等认为早期暴露在污染环境里会通过影响健康人力资本形成的方式影响成年后的收入水平,从而对生命周期内的消费产生影响^[7]。

国内学者也对环境污染如何影响消费展开了深入研究。陆旸通过 VAR 模型验证中国是否存在减排与就业的“双重红利假说”,研究发现中国在短期内很难实现保护环境的同时又能够有效促进就业^[8]。但闫文娟、郭树龙、史亚东通过构建非线性面板门限回归模型发现,目前仅有低水平的环境规制不会损害就业,提高第三产业比重能够有效实现环境规制与就业的双赢^[9]。李珊珊通过动态面板数据实证研究发现,环境规制与就业之间呈现出先抑制后促进的 U 型关系,从不同劳动力收入水平和受教育程度地区来看,环境规制对就业的影响也存在差异性^[10]。上述文献都是通过“环境—就业—收入—消费”途径最终对消费产生影响。此外,祁毓和卢洪友认为环境污染是收入不平等和经济周期影响国民健康的重要传导渠道^{[11][12]}。居民健康支出会影响他们的整体消费水平,张红伟、吉媛运用双向固定效应模型估计了城镇居民人均医疗消费占比提高会降低城镇居民消费在 GDP 贡献中的百分比^[13]。唐琦和秦雪征的研究发现,医疗消费对不同类型非医疗消费的“挤出效应”存在差异,主要是挤占了食品和衣着消费^[14]。

国内外文献对环境污染与消费之间的关系展开了深入研究,但他们忽略了不同污染物、不同地区、不同群体之间环境污染对消费影响的差异性影响。因此,本文的研究将集中于以下几个方面:第一,以中国省级数据为基础,研究不同污染物对居民消费的差异性影响;第二,比较东中西部、城乡之间环境污染对居民消费影响的个性差异,并分析造成这种差异的原因;第三,进一步研究环境污染和人口结构对居民消费的共同作用。

二、理论分析

(一)环境污染对消费的影响途径

1.直接途径。环境污染是影响人类健康的重要因素,其影响消费的直接途径包括:(1)环境污染通过诱发人类各种疾病增加居民的医疗消费支出。(2)居民为防止环境污染对自身健康的负面影响而增加消费支出。上述影响通常表现为医疗保健消费对于其他种类消费的“挤出效应”,这种效应通过“收入效应”和“替代效应”两个渠道对其他消费产生影响,并减少家庭储蓄^[14]。(3)环境污染可能会导致居民的消费心理与消费观念发生转变。随着环境被破坏导致异常天气(如雾霾、沙尘暴等)、恶性污染事故等事件频发,居民出于自身健康的考虑会偏爱优质食品(例如无公害产品)、防污产品(例如空气净化器)以及寻求更好居住环境等从而增加消费支出。一般而言,收入与科学文化水平更高的城市(如东部地区),此类消费支出会高于相对落后的乡村(如中西部某些地区)。

2.间接途径。环境污染可通过“环境污染—就业—收入—消费”间接途径影响居民消费。本文在李梦洁和杜威建提出的污染企业生产模型基础上^[15],引入环境污染对劳动力的影响,构建污染与就业间的柯布一道格拉斯生产函数:

$$Y = X_p^\alpha \cdot HL^\beta \cdot (L - HL)^\delta \cdot K^\gamma \quad (1)$$

式(1)中,Y 代表污染企业产出, X_p 代表企业污染治理投入,L 代表企业劳动力,HL 代表企业拥有的健康劳动力,L-HL 则代表非健康劳动力,K 代表企业其他资本投入, α 、 β 、 δ 、 γ 分别代表不同投

入要素对企业产出的贡献率,弹性系数取值均在 0 到 1 之间。由此厂商利润函数可表述为:

$$\pi = PY - CX_p - WL - MK \quad (2)$$

式(2)中,P 代表产品价格;C 代表污染治理投入的单位成本,包含污染治理费用、污染税、排污权价格、违规排污罚款等,该项变量以及企业污染治理投入量 X_p 与企业所处自然环境、当地环境规制强度、企业家责任等因素相关,特别是污染越严重或是环境规制越强的地区,C 的值越大;一般来说,尽管健康劳动力与非健康劳动力对产出的贡献率不同,但是企业通常会支付无差异的劳动报酬 W;M 为其他资本品的价格。根据企业利润最大化的条件,则存在:

$$\frac{\partial \pi}{\partial X_p} = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial HL} = 0 \quad (4)$$

联立式(3)和式(4),整理得劳动力投入与污染投入的表达式:

$$HL = \frac{\beta}{\alpha W} CX_p \quad (5)$$

同时,污染投入量又与污染的单位成本存在着负相关的函数关系,即:

$$X_p = f(C) \quad (6)$$

根据式(6),对式(5)中的 C 求偏导数,可以得出污染成本对于劳动力投入的影响:

$$\frac{dHL}{dC} = \frac{\beta}{\alpha W} X_p (1 - \epsilon_{CX_p}) \quad (7)$$

同理,重复式(3)~(7)过程,对于非健康劳动力(L-HL)来说,也存在:

$$\frac{d(L-HL)}{dC} = \frac{\beta}{\delta W} X_p (1 - \epsilon_{CX_p}) \quad (8)$$

式(7)、(8)中, ϵ_{CX_p} 代表污染治理投入的成本弹性,由于 $\alpha, \beta, \delta, W, X_p$ 均为正数,因此(7)、(8)式的正负取决于 ϵ_{CX_p} 的大小:当 $\epsilon_{CX_p} > 1$ 即污染投入对于成本较敏感时, $dL/dC < 0$,劳动力投入与污染投入呈负相关,即污染投入会挤占劳动力投入,减少劳动者的报酬;反之,当 $\epsilon_{CX_p} < 1$ 即污染投入对于成本不敏感时,劳动力投入与污染投入呈正相关,即污染投入会提高劳动者的收入。由此可见,环境污染成本会对就业造成影响,这种影响呈现出先抑制后促进的 U 型态势,同时其通过就业影响可支配收入,进而对居民的消费产生间接影响,但这种影响是不确定性的。

(二)环境污染下人口结构对消费的影响

人口结构与环境污染通过非劳动力人口和劳动力人口两个途径影响居民消费,其中非劳动力的影响途径为“人口结构—抵抗力—医疗健康支出”;而劳动力人口的影响途径为“人口结构—健康人力资本—收入—消费”,如图 1 所示。

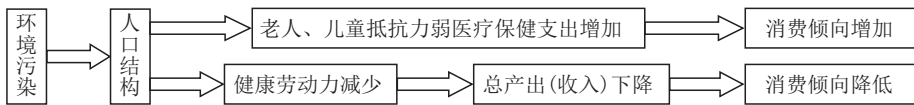


图 1 环境污染下人口结构对消费的作用路径

1.非劳动力人口渠道。一般来说,老人、儿童与中青年人相比体质更为脆弱,在受到污染影响时更容易发生疾病。为了抵抗环境污染对身体的负面影响,这类人群用于医疗保健的消费会相应提高。根据生命周期消费理论,老人和儿童的消费倾向对于环境污染冲击的反应更为敏感,这种反应一般表现为该类人群消费倾向的提高,且消费倾向的提高更多地体现在财富的消费倾向上。

2.劳动力人口渠道。环境污染可以通过影响劳动力健康状况从而对消费产生影响。

首先,在其他条件不变时,式(7)和式(8)绝对数值的大小取决于健康劳动力与非健康劳动力对企业生产的贡献率,而非健康劳动力的贡献率 δ 要小于健康劳动力的贡献率 α ,即在同等情况下式(8)

绝对值要大于式(7),这说明企业污染治理投入对非健康劳动力的影响更大,企业若增加污染治理的投入,可能会对非健康劳动力的收入造成更大的负面冲击,从而更大幅度地降低非健康劳动者的消费水平。

其次,将式(1)两边同时取对数,得到 Y 的增长的相对量与其他变量增长相对量之间的关系:

$$\ln Y = \alpha \ln X_p + \beta \ln HL + \delta \ln(L - HL) + \gamma \ln K \quad (9)$$

由式(9)可知,此时劳动力对产出增长的影响取决于两个方面:健康劳动力、非健康劳动力的增长率 $\ln HL$ 与 $\ln(L - HL)$,上述两类劳动力对应的贡献率 β 和 δ 。当环境污染严重时,不仅会降低健康劳动力的增长率,提升非健康劳动力的增长率,而且会进一步降低非健康劳动力的贡献率 δ (例如患病员工的工作效率下降),减少产出。但是企业在经营中却需要支付给非健康劳动力大于等于健康劳动力的工资(如带薪病假),由此导致企业收入的减少与非健康劳动力被解雇风险的增加,进而影响居民收入水平,从而对消费倾向产生影响。通常情况下,年长的劳动力体质偏弱,更容易在环境污染的状况下转换为非健康劳动力,从而引起上述效应。

三、模型构建、变量及数据处理说明

(一) 计量模型构建与变量说明

为了探究环境污染、人口结构与消费之间的关系,本文构建如下计量模型:

$$C_{it} = \alpha + \beta_1 EP_{it} + \beta_2 FYB_{it} + \beta_3 (EP \cdot FYB)_{it} + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (10)$$

式(10)中, i 代表地区, t 代表时间, X_{it} 为控制变量, μ_i 代表地区效应, ϵ_{it} 代表随机扰动项。具体变量含义如下:

1. 因变量

因变量(C)为居民人均消费支出。如上文所述,环境污染会对居民人均消费总量和医疗保健消费产生一定影响。此外,由于城镇地区与农村地区环境污染类型及程度的不同,城镇居民和农村居民的人均消费总量和人均医疗保健消费存在差异。因此,本文设定因变量为:城镇居民人均消费总量(CC,单位:元,下同)、城镇居民人均医疗保健消费(CC1)、农村居民人均消费总量(CV)和农村居民人均医疗保健消费(CV1)。

2. 核心解释变量

(1)环境污染变量(EP)。本文选取中国环境保护部规定的化学需氧量(COD,单位:万吨,下同)、氨氮排放量(AD)、二氧化硫排放量(EYHL)和氮氧化物排放量(DY)进行衡量。此外,近几年雾霾天气引起民众广泛关注,对消费支出有一定影响。因此,本文也选取雾霾天气主要成分工业烟(粉)尘排放量(YC)作为环境污染变量。为了消除异方差等影响,上述变量都进行了对数化处理。

(2)人口年龄结构变量。人口抚养比(FYB,又称负担比)是指非劳动年龄人口数与劳动年龄人口数之比(包括少儿抚养比和老年抚养比),能够较好体现人口年龄结构状况。为了更好地讨论环境污染与人口年龄结构对居民消费的影响,可采用环境污染与人口年龄结构交互项进行考察,本文选取与生活直接相关的烟尘与人口抚养比交叉项(FYB · LNYC)加入模型。

3. 控制变量

为了更好地测度环境污染、人口年龄结构与消费之间的关系,本文选取了人均可支配收入、地方经济发展水平(GDP)和环境规制强度(HJGZ)作为控制变量。其中,人均可支配收入分为城市可支配收入(INCC,单位:元,下同)和农村居民可支配收入(INCV),地方经济发展水平为当年地区生产总值(GDP),环境规制强度(HJGZ,单位:百分数)采用当年环境治理投资与该地区当年GDP之比表示。

(二) 数据来源与描述

研究选取了除香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾地区之外的中国31个省级行政单位的2010~2015年共6年数据,故每个变量的样本容量为186。数据来自《中国统计年鉴》(2010~2016

年)与中国环境保护部官方网站,部分数据由作者整理计算。为消除异方差等因素影响,除人口抚养比、环境规制强度以外的变量数据都进行对数处理。为保证数据的真实可靠,表1中所列为原始数据的各项统计指标。

表1 各主要变量描述性统计

| 变量名称 | 样本量 | 平均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
|------|-----|----------|----------|----------|----------|----------|
| CC | 186 | 16697.23 | 15909.71 | 36946.10 | 9613.79 | 4988.37 |
| CC1 | 186 | 1120.03 | 1068.19 | 2369.53 | 385.63 | 368.61 |
| CV | 186 | 6640.89 | 5898.15 | 16152.30 | 2088.48 | 3102.28 |
| CV1 | 186 | 614.60 | 556.55 | 1990.71 | 65.78 | 303.33 |
| GDP | 186 | 19228.48 | 15693.75 | 72812.55 | 507.46 | 15270.59 |
| INCC | 186 | 24144.59 | 23132.24 | 52961.94 | 13188.55 | 7343.88 |
| INCV | 186 | 9103.79 | 8337.07 | 23205.21 | 3424.65 | 3900.21 |
| COD | 186 | 77.10 | 72.61 | 201.63 | 2.57 | 50.54 |
| AD | 186 | 8.05 | 6.09 | 23.52 | 0.33 | 5.28 |
| EYHL | 186 | 67.06 | 60.10 | 188.11 | 0.42 | 42.55 |
| DY | 186 | 71.14 | 58.68 | 180.06 | 3.83 | 45.33 |
| YC | 186 | 44.89 | 36.32 | 179.77 | 0.45 | 33.39 |
| FYB | 186 | 34.87 | 35.86 | 51.04 | 19.27 | 6.55 |
| HJGZ | 186 | 2.04 | 1.97 | 4.52 | 0.71 | 13.29 |

2010~2015年间,全国居民人均消费支出和医疗保健消费支出变化趋势如图2所示。全国居民人均消费支出水平从13471.45元上涨至21392.4元,人均医疗保健消费从871.77元上升到1443.4元。此外,2012年以来,全国居民人均医疗保健消费增长速度已经超过全国居民人均总消费的增长速度,医疗保健消费占总消费比重呈现出稳中有增的态势。

随着我国经济社会发展水平的不断提高,生态文明建设力度也逐渐加大,环境监管与环境规制日益严格。2010~2015年间,除烟尘粉尘(YC)外,化学需氧量(COD)、氮氧化物排放量(AD)、二氧化硫排放量(EYHL)和氮氧化物排放量(DY)四种主要污染物都呈现出下降趋势,如图3所示。

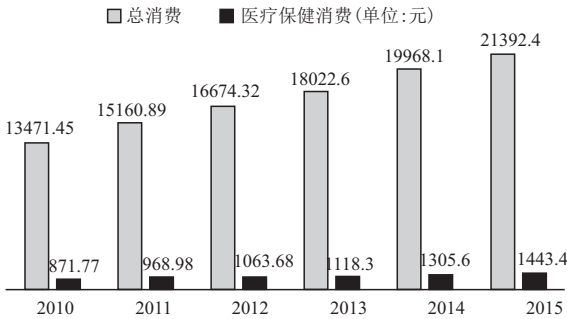


图2 2010~2015总消费、医疗保健消费总量

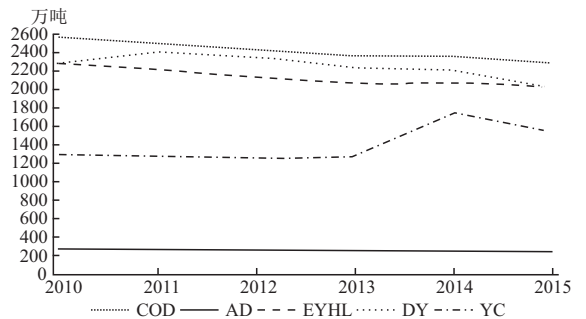


图3 2010~2015环境部公布的四种主要污染物排放量

四、实证结果分析

实证回归中可能存在消费与污染反向因果关系的问题,对此本文做了如下处理:(1)变量选取。本文尽量选取与消费并无直接关系的工业生产污染变量,最大限度减少反向因果关系。(2)大样本理论。Hausman检验的原假设 H_0 为“所有变量均为外生”。如果该假设通过检验,则说明在大样本条件下,工具变量估计参数 β_N 与原模型估计参数 β 均收敛于真实值,此时可直接采用原方程。(3)工具变量法。回归方程采用环境污染变量的一阶滞后值作为工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。第一阶段中以环境污染变量一阶滞后项参与回归得到当期污染物估计值;第二阶段,用当期污染物的估计值代替一阶滞后项进行回归,以消除消费对环境污染的反向因果关系。

为了检验数据平稳性,对变量进行单位根与协整检验,数据在一阶差分后平稳且通过协整检验,

说明变量平稳性较好。在模型选择上,通过 Hausman 检验确定回归方程采用固定效应模型(FE)还是随机效应模型(RE)。为消除异方差影响,如不特殊说明,回归方程均采用广义最小二乘法(GLS)。在反向相关关系上,对未通过 Hausman 检验的方程采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。在回归结果评价方面,联合显著检验统计量伴随概率均为 0,表明模型回归效果好(由于篇幅所限,未能列出所有回归结果,有兴趣的读者可联系作者索取)。本文使用的计量软件为 STATA14.0。

(一)基本回归结果

表 2 和表 3 分别列出了城镇居民消费、农村居民消费与环境污染和人口年龄结构之间的回归结果,并考虑了东中西部的区域差异。表 2 中,模型 I 反映了总消费支出与环境污染、人口结构之间的关系;模型 II 反映了城镇居民医疗保健支出与环境污染、人口结构之间的关系;模型 III~V 分别列出了东、中、西部居民总消费与环境污染、人口结构之间的关系。如不特殊说明,其他表中回归结果的说明与此类似,故不一一列出。

1.污染物对城乡居民消费的影响

(1)不同污染物对城乡居民消费影响程度有差异。例如,对比模型 I 与模型 VI,发现化学需氧量、氮氧化物排放量这两种污染物变量系数符号相同,但模型 VI 中同一变量系数的绝对值均大于模型 I,说明在农村污染物排放量每变化 1%,将会引起农村居民总消费更大幅度的变化。可能的原因是,相对于城市而言,农村的环保基础设施、污染监管力度以及环保技术水平上都要落后于城市;更多污染严重企业被转移到农村,给农村造成更大环境压力。与此同时,农村居民对环境污染的反应更为敏感,污染会对居民收入造成的影响更大,这也使得农村居民的消费支出对于污染的反应更为强烈。此外,模型 I 中烟(粉)尘排放量的系数绝对值大于模型 VI,说明城镇居民消费对烟粉尘污染更为敏感。

表 2 城镇居民消费、环境污染与人口结构之间关系

| | I 总消费 | II 医疗保健消费 | III 东部 | IV (2SLS) 中部 | V 西部 |
|--------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| 常数项 | -1.8790*** (0.0000) | -4.9101*** (0.0000) | -1.5722 (0.2168) | -3.6100*** (0.0000) | -1.2231*** (0.0000) |
| LNINCC | 0.8986*** (0.0000) | 1.1150*** (0.0000) | 0.7591*** (0.0000) | 0.8921*** (0.0000) | 0.9219*** (0.0000) |
| LNGDP | 0.0712** (0.0121) | -0.0938* (0.0506) | 0.2480*** (0.0024) | 0.1406*** (0.0023) | 0.1159*** (0.0063) |
| LNCOD | 0.4516*** (0.000) | 0.2699 (0.4235) | 0.4513* (0.0974) | 1.1830*** (0.0000) | 0.9873*** (0.0000) |
| LNAD | -0.0327 (0.7766) | 0.6013** (0.0481) | 0.1921 (0.3151) | -0.2333 (0.2596) | -0.0917 (0.5599) |
| LNEYHL | -0.0324 (0.2308) | -0.0225 (0.8340) | -0.1805** (0.0446) | -0.0355* (0.0924) | -0.0255 (0.1709) |
| LNDY | -0.0749** (0.0247) | -0.2895*** (0.0042) | -0.1677** (0.0215) | -0.1400*** (0.0036) | -0.0840** (0.0334) |
| LNYS | 0.1566*** (0.0028) | 0.1185* (0.0862) | 0.0974** (0.0459) | 0.0283** (0.0257) | 0.1126** (0.0400) |
| HJGZ | -0.0051** (0.0417) | -0.0151* (0.0777) | 0.0074*** (0.0082) | 0.0008 (0.2362) | -0.0121* (0.0694) |
| FYB | 0.0188*** (0.0028) | 0.0625** (0.0236) | -0.0025** (0.0180) | -0.0769 (0.2000) | 0.0055 (0.2532) |
| FYB · LNYS | -0.0027*** (0.0013) | 0.0010* (0.0720) | 0.0003* (0.0682) | 0.0032* (0.0731) | -0.0021 (0.1371) |
| F 检验 | 724.3243*** (0.0000) | 81.9958*** (0.0000) | 362.9350*** (0.0000) | 184.4491*** (0.0000) | 1081.0021*** (0.0000) |
| Adj.R ² | 0.9935 | 0.9445 | 0.9896 | 0.9876 | 0.9967 |
| D.W. | 1.5068 | 1.9659 | 1.6315 | 2.0662 | 1.6442 |
| 模型选择 | FE | FE | FE | RE | FE |

注:括号中为变量系数 t 检验中统计量的收尾概率,*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平,下表同。

表 3

农村居民消费、环境污染与人口结构之间关系

| | Ⅵ 总消费 | Ⅶ(2SLS) 医疗保健消费 | Ⅷ 东部 | Ⅸ(2SLS) 中部 | X 西部 |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 常数项 | -1.9041 *** (0.0000) | -4.8640 *** (0.0000) | -1.0201 *** (0.0000) | -3.3530 (0.1858) | -1.2900 *** (0.0000) |
| LNINCV | 0.9758 *** (0.0000) | 1.4838 *** (0.0000) | 0.7539 *** (0.0000) | 1.0090 *** (0.0002) | 0.9416 *** (0.0000) |
| LNGDP | 0.3777 *** (0.0003) | -0.1142 (0.3743) | 0.9667 *** (0.0001) | 0.2750 ** (0.0254) | 0.0850 (0.6675) |
| LNCOD | 1.0390 *** (0.0001) | -0.9317 *** (0.0074) | 1.0144 *** (0.0067) | 1.1176 * (0.0922) | 2.5167 *** (0.0002) |
| LNAD | -0.2006 (0.4049) | 0.1509 (0.6424) | 0.1801 (0.5248) | -0.5697 (0.2759) | -1.0261 ** (0.0466) |
| LNEYHL | -0.0130 (0.8274) | 0.2960 *** (0.0052) | 0.4522 *** (0.0013) | -0.6389 ** (0.0431) | -0.0306 (0.7742) |
| LNDY | -0.3472 *** (0.0000) | 0.1813 * (0.0895) | -0.6940 *** (0.0000) | 0.0457 (0.8969) | -0.3155 ** (0.0236) |
| LNVC | 0.1035 ** (0.0296) | -0.0553 * (0.0689) | -0.0787 (0.3534) | -0.4831 ** (0.0351) | 0.4020 * (0.0734) |
| HJGZ | -0.0018 * (0.0844) | -0.0151 (0.8424) | 0.0044 ** (0.0282) | -0.0015 ** (0.0362) | -0.0121 (0.7946) |
| FYB | 0.0020 * (0.0950) | 0.0057 * (0.0948) | -0.0127 ** (0.0472) | -0.0461 * (0.0689) | 0.0314 * (0.0611) |
| FBY · LVC | -0.0022 (0.9187) | -0.0012 ** (0.0395) | 0.0053 ** (0.0281) | 0.0175 (0.1640) | -0.0098 * (0.0635) |
| F 检验 | 376.0626 *** (0.000) | 211.8157 *** (0.000) | 468.9265 *** (0.000) | 153.7991 *** (0.000) | 165.1521 *** (0.000) |
| Adj.R ² | 0.9875 | 0.9780 | 0.9927 | 0.9811 | 0.9788 |
| D.W. | 1.7797 | 1.9282 | 1.7521 | 1.6689 | 1.8021 |
| 模型选择 | FE | RE | FE | RE | FE |

(2)不同污染物对城乡居民消费影响的正负方向不同。在模型Ⅱ中氮氧化物排放量、烟(粉)尘排放量和交叉项与模型Ⅶ中所对应变量系数相反,可能的原因有以下几点:

首先,污染对消费的直接影响是造成这一差异的重要原因。由于环境污染增加,居民健康状况变差,导致工作能力与收入下降,这就是环境污染的“收入效应”;同时,如果居民健康状况变差,会将更多资金用于储蓄与购买健康保险,降低了居民当期消费意愿。环境污染也会直接促使消费者增加当期医疗保健消费,挤占其他方面支出,这就是环境污染的“替代效应”。当污染物对于医疗保健消费的“收入效应”比“替代效应”显著时,污染物变量与医疗保健消费同向变化,符号为正;反之,则为负。

其次,环境污染成本通过“就业—收入”路径传导对消费产生影响,根据上文中对式(7)和式(8)的分析可知这种影响取决于污染投入的成本弹性。由于城乡之间在产业部门、技术水平、污染处理方式等方面存在差异,氮氧化物、烟尘这两种污染物的污染处理投入成本敏感程度可能是相反的,这是造成两组变量符号不同的重要原因。

最后,环境污染分别导致非劳动力人口和劳动力人口的消费倾向上升或下降,非劳动力人口和劳动力人口比重最终决定环境污染与人口抚养比交叉项的净效应。农村劳动力在总人口中占比更大,农村人口结构与环境污染的综合影响主要反映在环境污染对于消费的抑制作用上,故交叉项在模型Ⅶ中符号为负;相反,在模型Ⅱ中交叉项符号为正。

2. 污染物对于居民消费影响的区域差异

对比东、中、西部,发现不同地区不同污染物对居民消费的影响存在差异,这种差异体现在回归显著与否和显著性水平上,表明对东、中、西部居民消费产生影响的主要污染物是不同的。东、中、西部

工业结构的不同、生活习惯的差别是造成这一差异的主要原因。值得一提的是,作为雾霾主要成分的烟(粉)尘排放量在多数模型的回归结果中都是显著的,这说明以雾霾为代表的空气污染已经成为影响居民消费的重要因素,治理雾霾对于提高人民消费水平具有重要意义。

3. 污染物与人口结构对消费的共同影响

通过对模型的回归结果进行分析发现,人口结构在经济较发达地区影响更显著。第一,从总消费方面,抚养比变量在模型 I 中显著性(1%)程度要远远高于模型 VI(10%)。第二,抚养比对医疗保健消费影响都是正向且显著的,在城镇方程中抚养比变量系数明显大于农村,表明城镇中老年人儿童比农村同类人口医疗消费水平更高。第三,经济发达的东部地区抚养比变量是显著的,而对于经济发展相对落后的中西部地区,这一变量是显著性水平较低甚至是不显著的。造成以上差异的原因是多方面的。在物质条件上,一方面,经济发达地区的医疗资源无论在数量方面还是在质量上都高于其他地区,居民能够享受更好的医疗保健服务;另一方面,经济发达地区居民收入较高,更加关注儿童、老人身体健康,同时更有能力承担应对环境污染的消费支出。在精神层面上,城镇、东部等经济社会发展较高的地区,居民科学文化素质较高,对环境污染信息与知识了解更为充分,从消费心理上更愿意支付更多医疗保健支出,而农村等欠发达地区则相反。

(二) 稳健性检验

为了保证回归结果的可靠性,本文分别采取替换变量和分位数回归对模型进行稳健性检验。

1. 变量替换。采用人均国内生产总值(PGDP,单位:元)代替各地区的 GDP 总量来反应当地的经济水平,选取废水排放总量(FS,单位:万吨)对废水中主要污染物变量化学需氧量(COD)与氨氮排放量(AD)进行替换。通过回归发现,在系数符号、显著性方面,替换变量后的模型与原模型相比没有明显差异,表明从稳健性角度来看,本文的实证结果是有效的,具体结果见表 4。

表 4 经济发展水平及污染状况对居民消费影响的稳健性分析

| | XI 总消费 | XII 医疗保健消费 | XIII 总消费 | XIV (2SLS) 医疗保健消费 |
|--------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 常数项 | 0.4156 (0.1933) | -1.9673 * (0.0868) | -4.4848 *** (0.0000) | -8.243 *** (0.0000) |
| LNINC | 0.9338 *** (0.0000) | 0.8848 *** (0.0000) | 0.9272 *** (0.0000) | 1.4016 *** (0.0000) |
| LNPGDP | 0.0179 * (0.0715) | -0.0328 (0.7637) | 0.0554 (0.3176) | 0.1159 (0.3962) |
| LNFS | -0.0770 *** (0.0044) | 0.0676 * (0.0731) | 0.0263 * (0.0909) | -0.0685 ** (0.0369) |
| LNEYHL | 0.0011 (0.9638) | 0.0103 (0.9238) | 0.1198 * (0.0554) | 0.1892 * (0.0607) |
| LNDY | 0.0242 (0.3143) | -0.1646 * (0.0689) | -0.0761 (0.1998) | 0.0427 * (0.0634) |
| LNYS | 0.1669 *** (0.0000) | 0.0078 ** (0.0398) | 0.1324 * (0.0717) | -0.0101 (0.9948) |
| HJGZ | -0.0031 * (0.0841) | 0.0634 * (0.0667) | -0.0254 (0.7325) | 0.0085 (0.6638) |
| FYB | 0.0073 ** (0.0255) | 0.0009 ** (0.0215) | 0.0006 (0.1384) | 0.2259 (0.1117) |
| FYB · LNYS | -0.0026 *** (0.0041) | 0.0017 ** (0.0141) | -0.0014 * (0.0509) | -0.0017 (0.6558) |
| F 检验 | 802.0863 *** (0.0000) | 85.1888 *** (0.0000) | 423.8958 *** (0.0000) | 183.9439 *** (0.0000) |
| Adj.R ² | 0.9940 | 0.9495 | 0.9886 | 0.9741 |
| D.W. | 1.7614 | 1.6091 | 1.6463 | 1.7585 |
| 模型选择 | FE | FE | FE | RE |

2.分位数回归。稳健性检验的另一种方法是对估计模型进行变换,分位数回归不易受到极端值影响,具有较好稳健性。本文通过对原模型进行1/4分位数、中位数、3/4分位数回归。以模型I为例(见表5),通过分位数回归与原模型进行比较,发现分位数回归中大多数变量符号、显著性水平与原模型一致,说明模型受极端值影响不大,具有较好稳健性。其他模型的回归结果与之类似,考虑到篇幅关系,故不一一列出。

表5 模型I分位数回归结果

| | QR-25 | QR-50 | QR-75 | 模型I |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 常数项 | -1.4872*** (0.0000) | -1.8790*** (0.0000) | -1.0377*** (0.0000) | -1.8790*** (0.0000) |
| LNINCC | 1.5047** (0.0560) | 0.9537** (0.0390) | 0.8821*** (0.0030) | 0.8986*** (0.0000) |
| LNGDP | 0.0649*** (0.0000) | 0.0314*** (0.0010) | 0.1878*** (0.0020) | 0.0712** (0.0121) |
| LNCOD | 0.5723*** (0.0000) | 0.1121 (0.9501) | 0.0410** (0.0356) | 0.4516*** (0.000) |
| LNAD | -0.0707*** (0.0000) | -0.0808 (0.1105) | -0.0316 (0.8033) | -0.0327 (0.7766) |
| LNEYHL | -0.0690 (0.8080) | -0.0581** (0.0450) | 0.1492 (0.2710) | -0.0324 (0.2308) |
| LNDY | -0.0953*** (0.0000) | -0.0497* (0.0620) | -0.0252* (0.0700) | -0.0749** (0.0247) |
| LNYS | 0.5803*** (0.0000) | 0.1227*** (0.0030) | 0.1823** (0.0490) | 0.1566*** (0.0028) |
| HJGZ | -0.0668* (0.0502) | -0.1488* (0.0996) | 0.0021** (0.0255) | -0.0051** (0.0417) |
| FYB | -0.0378** (0.0316) | 0.0172*** (0.0030) | 0.0005** (0.0480) | 0.0188*** (0.0028) |
| FYB·LNYS | -0.0196*** (0.0098) | -0.0015*** (0.0016) | 0.0545* (0.0816) | -0.0027*** (0.0013) |

五、结论与对策建议

本文以中国省级面板数据为基础,通过建立相应回归模型,考察城乡居民消费、环境污染与人口结构三者之间的关系。研究发现环境污染对居民消费有明显影响,这种影响随城乡、地区、经济发展水平等条件不同呈现出差异性,但在诸如雾霾等污染影响时,又具有共性。人口结构与环境污染共同作用,对居民消费具有显著影响,这种影响在经济发达地区更为明显,随着人民生活水平提高与当前我国人口结构的变化,这种效应日益凸显。为把我国建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国,我们必须逐步“形成绿色发展方式和生活方式,坚定走生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路,建设美丽中国,为人民创造良好生产生活环境”。基于以上结论,本文提出如下对策建议:

首先,考虑到环境规制对于居民个体消费行为的影响,应尽量减少环境污染对于消费的“挤出效应”。制定环境政策时,不应只考虑企业反应,也应该制定针对居民的相关政策。例如,在对环境污染严重地区多征收环境污染税费的同时,对该地区居民通过补贴、优惠税收等方式给予补偿,以减少环境规制通过“就业—收入”的影响途径对居民消费造成冲击。

其次,因地制宜地协调经济发展与生态环境的关系,关注城乡二元结构之间、不同地区之间环境污染影响效应的差异。对于环境规制的政策、标准不能“一刀切”,要充分考虑不同地区产业结构、城乡居民收入差异等经济性因素,短期利益和长期利益相结合,使环境状况与经济状况都能平稳向好发

展。例如,在环境污染对消费“挤占效应”不明显的中西部地区,应该保护与开发并重,提高居民生活水平;相对于污染效应较为严重的东部地区,应该在环境规制过程中合理制定更多补贴政策,以缓解环境治理对于居民生活的冲击。

最后,根据本文有关于人口结构与环境污染共同作用的研究,建议制定与人口政策紧密相关的环境政策,以实现人口结构优化与生态环境改善的“双赢”。例如,对于经济发达、环境污染严重的东部地区,全面二胎政策的实施、人口老龄化程度的提高都会通过非劳动人口渠道加重环境污染对消费的影响,可以调整东部地区学生医疗保险、退休人员养老保险相关政策,以减轻生育二胎家庭、退休人员的经济压力。

参考文献:

- [1] Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223—255.
- [2] Cropper, M. L. Measuring the Benefits from Reduce Morbidity[J]. *American Economic Review*, 1981, 72(2): 235—240.
- [3] Greking, S., Stanley, L. R. An Economic Analysis of Air Pollution and Health: The Case of St. Louis [J]. *Review of Economic and Statistics*, 1986, 68(1): 115—121.
- [4] Currie, J., Walker, R. Traffic Congestion and Infant Health: Evidence from E-Zpass[Z]. NBER Working Paper No. 15413, 2009.
- [5] Pares, K. N., Narayan, S. Dose Environmental Quality Influence Health Expenditure? Evidence from a Panel of Selected OECD Counties[J]. *Ecological Economics*, 2008, 65(2): 367—374.
- [6] Patankar, A. M., Trivedi, P. L. Monetary Burden of Health Impacts of Air Pollution in Mumbai, India: Implications for Public Health Policy[J]. *Public Health*, 2011, 125(2): 157—164.
- [7] Isen, A., Slater, M. R., Walker, W. R. Every You Take Every Dollar You Will Make: The Long-term Consequence of Clean Air Act of 1970[Z]. NBER Working Paper No. 19858, 2014.
- [8] 陆旸. 中国绿色政策与就业: 存在双重红利吗? [J]. *经济研究*, 2011, (7): 42—54.
- [9] 闫文娟, 郭树龙, 史亚东. 环境规制、产业结构和就业效应: 线性还是非线性? [J]. *经济科学*, 2012, (6): 23—32.
- [10] 李珊珊. 环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(8): 135—143.
- [11] 祁毓, 卢洪友. 收入不平等、环境质量与国民健康[J]. *经济管理*, 2013, 35(9): 157—169.
- [12] 祁毓, 卢洪友. 危机还是转机: 经济周期中的国民健康[J]. *中国软科学*, 2015, (12): 36—48.
- [13] 张红伟, 吉媛. 我国城镇居民医疗支出对居民消费水平的影响研究[J]. *价格理论与实践*, 2016, (5): 104—107.
- [14] 唐琦, 秦雪征. 中国家庭医疗消费挤出效应的实证研究[J]. *经济科学*, 2016, (3): 61—75.
- [15] 李梦洁, 杜威建. 环境规制与就业双重红利适用于中国现阶段吗? ——基于省级面板数据的经验分析[J]. *经济科学*, 2014, (4): 14—26.

(责任编辑:陈敦贤)