

隐性经济视角下环境规制对工业环境污染的影响研究

——以湖南省为例

彭文斌,路江林

(湖南科技大学商学院,湖南湘潭 411201)

摘要:隐性经济作为工业环境污染的一个重要来源,会对环境规制产生重要影响,但其作为制度弱化的指标并未引起重视。鉴于此,以“两型社会”国家级示范区湖南省为例,从理论和实证研究隐性经济视角下环境规制对工业环境污染的影响。理论表明,隐性经济部门的产出和利润均为环境规制强度的减函数,工业环境污染为环境规制强度的减函数和隐性经济的增函数。实证显示环境规制强度对于工业环境污染的直接效应及间接效应均显著为负,除人均工业二氧化硫排放量外,隐性经济对于工业环境污染具有显著正向影响。据此,从环境规制和隐性经济方面提出政策建议。

关键词:隐性经济;环境规制;工业环境污染

中图分类号:X321

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2016)06-0034-07

据 2016 年全球环境保护绩效指数排名,中国空气质量名列倒数第二。此外,中国工业废水排放量在最近十余年间大致呈倒“U”型特征。工业废气和固体废弃物排放量都大致呈现出逐年增长的趋势,仅 2014 年,中国就产生了 64.21 亿立方米的工业废气和 30.64 亿吨的固体废弃物排放量^①。事实上,中国高经济增长很大程度上得益于工业化、城市化以及全球化所带来的重化工业发展,与此相对应的是高污染、高排放、高能耗和低效率的经济增长模式,这自然加剧了中国的工业环境污染问题,降低了中国的环境质量。这也在一定程度上说明,我国的环境规制强度还比较弱,没有很好地降低工业环境污染程度。

当政府环境规制强度较高时,追求利润最大化的企业就会通过隐性经济^②来规避政府环境规制^[1]。国际社会,隐性经济通常会因为与政府意志相背而受到相关法律法规的禁止和约束,而在中

国,隐性经济无处不在,并且其在一定程度上迎合了政府的意志和行为,隐性经济作为政府经济规制和政策监管的衍生品,极大地增加了政府的监管难度,也在一定程度上降低了环境规制的政策效果。因此,将隐性经济纳入环境规制影响工业环境污染的分析框架便显得尤为重要,尤其以“两型社会”国家示范区的湖南省为例,研究隐性经济视角下环境规制对于工业环境污染的影响,具有重要的实践意义。

一、文献回顾

1932 年 Pigou 提出“庇古税”^[2]开创了环境规制的先河。随后,Coase 在 1960 年则以“庇古税”限制了经济选择为由对“庇古税”进行批判,强化产权和产权自由交易在环境规制中的重要作用,各国政府也主要通过对污染行为征税以及制定排污标准等行政手段来降低工业环境污染^[3]。隐性经济作为制度弱化的重要指标,极有可能影响环境规制降低

收稿日期:2016-09-07

基金项目:国家自然科学基金面上项目(41271140);湖南省社会科学基金项目(16YBA155);湖南省研究生科研创新项目(CX2016B506, CX2016B507)

作者简介:彭文斌(1976—),男,湖南郴州人,教授,从事环境经济与产业经济研究。

①作者根据相应年份《中国环境统计年鉴》整理计算。

②隐性经济又称非官方经济、地下经济、影子经济、灰色经济、隐藏经济等,Smith 在 1994 年曾使用“逃避官方 GDP 核算的合法与非合法的商品和劳务”来描述隐性经济;国际经合组织则把 GDP 中没有予以核算的经济称为隐性经济。从管理学角度讲,隐性经济未被纳入政府监管范畴;从统计学的角度讲,隐性经济并未纳入政府统计范围之内;从税收学角度讲,隐性经济逃避了税收监管,规避了纳税义务。

工业环境污染的政策效果,当政府施行较为严格的环境规制政策时,无疑会加重企业的税收负担,出于规避税收等目的,一部分企业就会进行隐性经济活动^[4]。隐性经济活动主要采用污染密集型的生产投入和落后的生产技术,其中不乏无营业执照的污染型企业,隐性经济的这种非正规性无疑就会产生较官方经济更为严重的工业环境污染问题^[5]。现有关于隐性经济的研究,主要集中在隐性经济对官方经济的生产率效应以及财政透明度、税收负担和税制结构对于隐性经济的影响等方面^[6-8],较少涉及环境规制与环境污染的研究。事实上,隐性经济作为发展中国家工业环境污染的重要组成部分,极大地影响着环境规制的政策效果^[9-10]。关于环境规制的现有研究主要是基于全要素生产率、政府廉洁度、企业投资偏好等角度的研究^[11-13],鲜有基于隐性经济视角的研究。已有的相关研究表明,环境规制可以在一定程度上减少官方经济工业环境污染,但与此同时,也会在一定程度上增加隐性经济规模,进而加剧隐性经济所产生的工业环境污染^[14]。这就说明隐性经济、环境规制、环境污染三者缺乏有机结合,而这三者又有着密切的关系,因而将其综合起来研究环境污染问题显得非常必要。

国内外研究环境规制对工业环境污染忽视了隐性经济的存在,但实际上国内学者通过研究一致认为中国存在着较大的隐性经济规模^[14-16]。因此,笔者首先通过生产污染模型,构建包含隐性经济、环境规制、工业环境污染 3 个变量的分析框架;然后,运用“两型社会”建设中湖南省的面板数据,实证检验隐性经济视角下环境规制对工业环境污染的影响;最后,从环境规制、隐性经济方面提出政策建议。

二、理论模型构建

构建基于隐性经济部门的生产污染模型,以期在理论上探讨中国环境规制和隐性经济对于工业环境污染的影响。简化起见,生产部门为一代表性隐性经济部门,其生产过程会产生工业环境污染。假设该代表性隐性经济部门的产出为 y ,由于工业环境污染负外部性,政府会对其进行环境规制。假设 1 单位产出产生 1 单位工业环境污染,环境规制强度为 $r \in [0,1]$, r 越大,表示环境规制强度越大。特别地,当 $r = 0$ 表示政府不进行环境规制,工业环境污染也不会减少; $r = 1$ 表示政府进行完全的环境规制,不会产生工业环境污染。现实中,两种极端情况一般不太可能发生,因此,环境规制强度介于 0 到 1 之间。

假设企业的生产成本为 c ,生产成本函数为

$c(y)$,且满足 $\frac{dc(y)}{dy} > 0$, $\frac{d^2c(y)}{dy^2} > 0$,所生产产品的

的市场价格为 p 且 $p > 0$ 。实际上,隐性经济部门经济活动具有一定的隐蔽性,政府往往很难发现。尽管该隐性经济部门的生产活动不受政府环境规制的约束,但是政府会意识到该隐性经济部门逃避环境规制的动机,因而就会对其加以监督,其也面临着受到惩罚的风险。政府往往会通过加大惩罚成本来减少该隐性经济部门逃避环境规制的行为。假设该隐性经济部门规避政府环境规制被发现的概率为 a ,

$a = a(r,y)$,且满足 $\frac{\partial a(r,y)}{\partial r} > 0$, $\frac{\partial a(r,y)}{\partial y} > 0$,

$\frac{\partial^2 a(r,y)}{\partial r \partial y} = \frac{\partial^2 a(r,y)}{\partial y \partial r} > 0$, $\frac{\partial^2 a(r,y)}{\partial y^2} > 0$ 。特别地,

当 r 趋于 0 时, $\frac{\partial a(r,y)}{\partial r} \Big|_{r=0} = 0$ 。该隐性经济部门规

避政府环境监管的行为一经发现,将会受到加倍惩罚,惩罚为该隐性经济部门所有产出收益的 k 倍, $k \geq 1$ 。则期望惩罚成本为 $PC(y) = a(r,y)kpy$ 。

该隐性经济部门同样追求利润最大化。总收益 $TR(y) = py$,且面临两种成本:隐性经济部门的生产成本 $c = c(y)$;隐性经济部门逃避政府环境规制的期望惩罚成本 $PC(y) = a(r,y)kpy$ 。所以,该隐性经济部门的利润函数为:

$$\pi = TR(y) - c(y) - PC(y) = py - c(y) - a(r,y)kpy \quad (1)$$

分析该隐性经济部门利润最大化的一阶条件发现:

$$p - \frac{dc}{dy} = kp \left[\frac{\partial a(r,y)}{\partial y} y + a(r,y) \right] \quad (2)$$

这也就是说该隐性经济部门利润最大化需要满足产出的边际收益 ($p - \frac{dc}{dy}$) 必须等于该隐性经济

部门因规避政府环境规制而被发现时所应接受惩罚的边际成本 $kp \left[\frac{\partial a(r,y)}{\partial y} y + a(r,y) \right]$ 。

由利润最大化的一阶条件进一步得到:

$$\frac{\partial \pi}{\partial r} = - \frac{\partial a(r,y)}{\partial r} y \quad (3)$$

由于 $\frac{\partial a(r,y)}{\partial r} > 0$,式(3)显然为负,可知该隐性经济部门的利润为环境规制强度的减函数。那么,当环境规制增强时,其倾向于减少生产。

此外,对利润最大化一阶条件全微分处理有:

$$\frac{dy}{dr} = - \frac{kp(\frac{\partial^2 a(r,y)}{\partial y \partial r} y + \frac{\partial a(r,y)}{\partial r})}{\frac{d^2 c(y)}{dy^2} + kp(\frac{\partial^2 a(r,y)}{\partial y^2} y + 2 \frac{\partial a(r,y)}{\partial y})} \quad (4)$$

分析发现,式(4)为负,也即该隐性经济部门的产出为环境规制强度的减函数,这与对式(3)的分析结论是一致的。为考察环境规制强度对工业环境污染的影响,对该隐性经济部门的工业环境污染产生量求导发现工业环境污染是隐性经济部门产出的增函数,这与理论假设1单位产出产生1单位工业环境污染是一致的。

对该隐性经济部门的工业环境污染产生量 TE 关于 r 求偏导:

$$\frac{\partial TE}{\partial r} = \frac{\partial y}{\partial r} = \frac{dy}{dr} \quad (5)$$

由式(5)可知,对于隐性经济部门,其产生的工业环境污染为环境规制强度的减函数,即隐性经济部门工业环境污染的产生量随政府环境规制强度的增加而减少。

三、计量模型设定及数据处理

1. 计量模型设定

考察环境规制、隐性经济对工业环境污染的直接效应及环境规制经由隐性经济而对工业环境污染所产生的间接效应,设定如下计量模型:

$$EP_{it} = \alpha + \beta_0 ER_{it} + \beta_1 HE_{it} + \beta_2 ER_{it} \cdot HE_{it} + \Theta X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中, i 为地级市, t 为时间; EP_{it} 为第 i 个地级市在 t 年的工业环境污染指标; ER_{it} 为第 i 个地级市在 t 年的环境规制强度; HE_{it} 为第 i 个地级市在 t 年的隐性经济规模; X_{it} 为影响湖南省工业环境污染的其他控制变量,包括各地级市的人均地区生产总值及其二次项、贸易开放程度、产业结构、城市化水平以及技术创新能力; u_i 为地区固定效应变量, v_t 为时间固定效应变量, ε_{it} 为随机误差项。为考察湖南省环境规制经由隐性经济对工业环境污染的间接效应,在计量模型的设定中引入环境规制和隐性经济的交互项 $ER_{it} \cdot HE_{it}$,对式(6)方程两边关于环境规制强度 ER 求偏导,可得:

$$\frac{\partial(EP)}{\partial(ER)} = \beta_0 + \beta_2 HE \quad (7)$$

式中, β_0 为湖南省环境规制对工业环境污染的直接效应, β_2 为湖南省环境规制经由隐性经济对工业环境污染的间接效应。根据前文理论模型,预期 $\beta_0 < 0$, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ 。若预期成立,则有 $\frac{\partial(EP)}{\partial(ER)} < 0$,

即 $HE < -\frac{\beta_0}{\beta_2}$,则湖南省环境规制对工业环境污染的总效应为负,那么湖南省环境规制有利于降低工业环境污染,改善环境质量。反之,若预期不成立,

则有 $\frac{\partial(EP)}{\partial(ER)} > 0$,即 $HE > -\frac{\beta_0}{\beta_2}$,则湖南省环境规制对工业环境污染的总效应为正,那么湖南省环境规制不利于降低工业环境污染,会恶化环境质量。

若不考虑内生性问题,则对式(6)的估计结果将是有偏且不一致的。鉴于工业环境污染影响因素的复杂性和动态特征,为在一定程度上增加模型估计结果的准确性和解释能力,将所有解释变量滞后一期。构建新的计量模型如下:

$$EP_{it} = \alpha + \beta_0 ER_{it-1} + \beta_1 HE_{it-1} + \beta_2 ER_{it-1} \cdot HE_{it-1} + \Theta X_{it-1} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

2. 变量选取及数据处理

(1) 变量选取

重点研究工业环境污染,为考察结果稳健性,引入人均地区生产总值、贸易开放程度等控制变量。

①工业环境污染(EP)。选取工业废水排放量(WW)、工业二氧化硫排放量(SO_2)及工业烟(粉)尘排放量(SW)作为湖南省各地级市工业环境污染的度量指标。为增加工业“三废”指标间的可比性,以人均工业“三废”来度量湖南省各地级市的工业环境污染程度,并且各变量均以自然对数形式进入估计方程。

②环境规制强度(ER)。环境规制强度为核心解释变量,尽管测度环境规制强度的方法很多,但是相关数据往往较难获取,数据质量也相对较弱。因此,从产出角度选取环境规制的产出指标“三废综合利用产品产值”的人均值来对环境规制强度予以度量,同样以对数形式进入估计方程。

③隐性经济规模(HE)。隐性经济隐蔽性质增大了获取其相关准确信息的难度,测算难度也较大,学者使用不同的方法进行测算,可以分为税收审查及抽样调查等直接法和国民收支帐户差异法、货币法、物量投入法、潜变量法(多指标多原因法,简称 MIMIC)等间接法,其中又以间接法为主。MIMIC 模型本质上是结构方程的一种形式,其因整合回归分析及因素分析两大统计技术而极大地扩大了信息覆盖面,建模也与实际数据有较大的吻合度。因而,使用 MIMIC 法测算湖南省各地级市的隐性经济规模。参照研究成果并结合湖南省具体经济实际,选取税收负担、名义失业率、政府管制、自我就业率和居民人均可支配收入等作为隐性经济的原因变量,选取实际人均 GDP 和劳动参与率作为隐性经济的结果变量。通过居民

消费储蓄弹性系数法^[17]测算出湖南省各市州 2013 年的隐性经济规模。借助 AMOS 软件,使用最大似然估计迭代法得到估计结果,得到 2002—2014 年的隐性经济环比增长速度,结合基准年 2013 年各地级市隐性经济规模,可得历年湖南省各地级市隐性经济规模^[16]。卡方检验和 RMSEA 检验等显示,整体拟合效果及各参数显著性均较好。

根据《湖南省新型城镇化规划 2015—2020》湖南省具体区域划分为长株潭城市群(长沙、株洲、湘潭)、洞庭湖城市组团(岳阳、常德、益阳)、湘南城市组团(衡阳、郴州、永州)和大湘西城市组团(邵阳、怀化、娄底、张家界、吉首)。测算结果表明 2003—2014 年长株潭城市群隐性经济规模介于 7.24%~9.65%,洞庭湖城市组团介于 4.73%~5.91%,湘南城市组团介于 4.78%~8.15%,大湘西城市组团介于 5.06%~7.17%。隐性经济规模呈现出地级市层面减少趋势,区域层面增加趋势(图 1)。

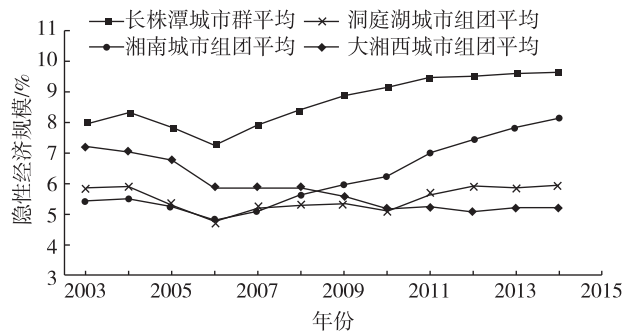


图 1 长株潭、洞庭湖、湘南、大湘西隐性经济规模

④控制变量。a.人均地区生产总值(Y)。为验证 EKC 假说^①,引入人均实际地区生产总值及其二次项,人均实际地区生产总值以自然对数形式进入估计方程。为保证可比性,以 2002 年为基期,通过剔除价格因素得到各地级市 2003—2014 年的实际地区生产总值。b.贸易开放程度($OPEN$)。用人均外商投资工业企业工业总产值来衡量湖南省贸易开放程度,并以自然对数形式进入估计方程。从理论上讲,贸易开放程度对工业环境污染可能具有多方面效应:一方面,贸易开放程度可能增强一国环境友好型技术,进而有助于工业环境污染的改善^[18-19];另一方面,根据“污染天堂假说”,对外贸易开放会加剧污染密集型工业由高环境标准地区向低环境标准地区转移,恶化工业环境污染^[20]。此外,也有研究表明贸易开放程度对工业环境污染关系不确定^[21]。c.产业结构($INDUSTRY$)。经济体的产业结构可能会影响工业环境污染,以第二产业占地区工业总产值的比重来度量产业结构。工业环境污染恶化出现于一国产业主导地位由第一产业向第二产业

转变,而环境改善则出现于由第二产业向第三产业的转变^[22],工业环境污染空间结构与排放结构和产业结构密切相关。一般而言,工业环境污染与污染产业占比正相关^[23-24]。d.城市化水平($URBAN$)。城市化水平对工业环境污染有多种效应,城市化水平与公共交通及私人交通密切相关,城市化水平的提高,会加剧城市交通压力,增加化石燃料消费量。此外,城市化水平的提高也会增加房地产市场及城市基础设施的需求,进而对钢铁、水泥等污染密集型产业产生影响。研究发现,城市化对 CO_2 的排放在长、短期上表现出一定的差异性,城市化对 CO_2 排放的负向效应在短期较长期为大^[21]。以城镇化率作为城市化水平的代理变量。e.技术创新能力($TECHN$)。技术创新能力会极大地影响能源效率及消费结构。一般而言,技术创新能力越强,则单位产出资源投入和能源消耗就会相应减少,相应污染物就可能会减少。以规模以上工业企业科技活动人员数量来衡量技术创新能力,为消除异方差,以自然对数形式进入估计方程。

(2)数据来源

鉴于数据的可得性及指标相对完善性,最终采用的数据集为 2003—2014 年湖南省 13 个地级市的城市面板数据(不含湘西州)。用于测算的所有原始数据均来自于历年《湖南省统计年鉴》、湖南省各市州《统计年鉴》,人口普查资料,各市州第六次全国人口普查主要数据公报,部分缺失数据由中国经济与社会发展数据库、各市州《国民经济和社会发展统计公报》《湖南省改革开放 30 年:1978—2008》及《中国县(市)社会经济统计年鉴》补充。其他变量数据来源于历年《湖南省统计年鉴》、各市州《统计年鉴》,历年《中国城市统计年鉴》及《中国环境统计年鉴》,部分缺失值由中国经济与社会发展数据库及各市州《国民经济和社会发展统计公报》进行补充。

四、实证结果与分析

1. 静态面板固定效应模型估计

在回归估计时,一个基本问题就是固定效应和随机效应的选取。选用 Hausman 检验方法对两者优劣进行检验。Hausman 检验原假设为“ $H_0: u_i$ 与 x_{it} 和 z_i 不相关”(也即随机效应为正确模型)。无论原假设成立与否,固定效应都是一致的,若原假设成

①EKC:指经济发展水平较低时,环境污染较轻,但随着人均收入的增加,环境恶化程度随经济的增长而加剧;当经济发展达到一定水平,到达某个临界点以后,环境污染又由高趋低,环境质量逐渐得到改善,这种现象被称为环境库兹涅茨曲线。

立,则随机效应比固定效应有效,反之,则随机效应不一致。使用 Stata13.1 软件,进行 Hausman 检验,强烈拒绝原假设,故选取固定效应进行回归估计(表 1)。由表 1 来看,湖南省工业环境污染的差异性较大,工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业烟(粉)尘排放量受不同因素的影响程度不同。

表 1 中模型(1)~(3)为仅将环境规制强度变量、隐性经济规模变量及二者交互项作为解释变量的估计结果。结果表明,无论选取人均工业废水、人均工业二氧化硫、人均工业烟(粉)尘排放量作为工业环境污染的度量指标,环境规制对于工业环境污染的直接效应均为负,隐性经济对于工业环境污染的效应为正,环境规制对于工业环境污染的间接效应均为负。总体来看,除以人均工业废水作为工业环境污染的度量指标外,人均工业二氧化硫排放量和人均工业烟(粉)尘排放量作为工业环境污染度量指标下的以上 3 种效应均非常显著。上述回归结果意味着在不考虑其他控制变量的情形下,环境规制强度的提升可在一定程度上限制隐性经济部门的排污行为,环境规制对于工业环境污染的直接效应为负,这与理论分析相吻合。隐性经济回归系数为

正,说明隐性经济规模增加将加剧工业环境污染,这也与理论分析相吻合。隐性经济与环境规制的交互项系数为负,说明环境规制可以通过降低隐性经济规模来改善工业环境污染,因而环境规制对于工业环境污染的间接效应为负。湖南省环境规制对于工业环境污染的直接效应和间接效应均为负,说明湖南省环境规制在整体上是有益于工业环境污染的改善。因此,初步计量结果与前文预期吻合较好。

表 1 中模型(4)~(6)是引入其他控制变量情形下的计量结果。纳入控制变量后,环境规制强度、隐性经济规模及其交互项系数估计值及显著性略有变化,但符号并未发生变化,这在一定程度上反映估计结果的稳健性。就控制变量而言,人均 GDP 的估计系数为正,二次项估计系数为负,人均 GDP 与工业环境污染指标间不呈倒“U”型关系,而是呈“U”型关系,EKC 假说在湖南省并未得到验证,原因在于选取的时间与指标。人均 GDP 估计系数为负,说明人均收入的增加,有助于环境改善。贸易开放程度(*OPEN*)对于工业环境污染的促进作用(污染天堂假说)与环境友好型技术所产生的抑制环境污染作用的相对大小,决定了贸易开放程度对于工业环

表 1 静态面板固定效应模型估计结果

被解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	ln(WW)	ln(SO ₂)	ln(SW)	ln(WW)	ln(SO ₂)	ln(SW)
<i>ER</i>	-0.134 8 (0.082 9)	-0.577 8*** (0.166 8)	-0.800 7*** (0.180 3)	-0.425 1*** (0.115 4)	-0.413 4* (0.245 8)	-1.420 4*** (0.259 3)
<i>HE</i>	0.054 1 (0.127 7)	0.796 2*** (0.257 0)	0.962 3*** (0.277 8)	0.924 3*** (0.208 0)	0.698 8 (0.443 2)	2.232 9*** (0.467 6)
<i>ER · HE</i>	-0.026 3 (0.025 6)	-0.183 6*** (0.051 5)	-0.234 8*** (0.055 6)	-0.162 7*** (0.042 1)	-0.155 0* (0.089 7)	-0.512 0*** (0.094 7)
<i>Y</i>				-0.599 8*** (0.164 8)	-0.462 2 (0.351 1)	-0.543 2 (0.370 4)
<i>Y</i> ²				0.150 6** (0.067 0)	0.107 5 (0.142 8)	0.513 5*** (0.150 6)
<i>OPEN</i>				-0.002 4 (0.033 6)	0.144 9** (0.071 5)	0.063 8 (0.075 5)
<i>INDUSTRY</i>				2.532 0*** (0.763 0)	-1.943 0 (1.625 7)	3.750 2** (1.715 3)
<i>URBAN</i>				-1.560 3 (1.077 9)	2.456 4 (2.296 5)	-5.644 1** (2.423 1)
<i>TECHN</i>				-0.029 4 (0.102 0)	-0.459 7** (0.217 2)	-0.402 6* (0.229 2)
常数项	3.043 7*** (0.421 1)	7.008 1*** (0.847 3)	7.194 0*** (0.915 8)	4.785 0*** (0.736 1)	5.793 7*** (1.568 3)	10.592 4*** (1.654 8)
F 检验	61.58***	15.82***	13.91***	23.96***	8.20***	11.29***
With-R ²	0.266 7	0.646 2	0.482 8	0.312 7	0.197 7	0.323 1
样本数	156	156	156	156	156	156
市州数	13	13	13	13	13	13

注:括号内数值为各对应系数的稳健性标准误差;*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

境污染的整体影响方向。整体而言,对二氧化硫排放量存在显著正向影响,说明贸易开放程度的增加不利于人均工业二氧化硫排放量的减少;由于湖南省进出口多元化的影响,贸易开放程度对工业废水排放具有负向影响,对工业烟(粉)尘排放量有正向影响,说明贸易开放程度的增加有助于人均工业废水排放量的减少,而不利于人均工业烟(粉)尘排放量的减少。产业结构(*INDUSTRY*)对工业废水排放量及工业烟(粉)尘排放量具有显著正向影响,意味着第二产业比重的增加会加剧人均工业废水及工业烟(粉)尘的排放量;但第二产业比重的增加并不会显著降低人均工业二氧化硫的排放量。城市化水平(*URBAN*)对工业烟(粉)尘排放量有显著负向影响,说明城市化水平的提高会显著降低人均工业烟(粉)尘排放量;城市化水平的提高也会降低人均工业废水排放量,并增加人均工业二氧化硫排放量。技术创新能力(*TECHN*)对工业二氧化硫及工业烟(粉)尘排放量具有显著负向影响,则技术创新能力的增强可以显著降低二者排放量,这与已有研究一致^[24]。

2. 解释变量滞后一期面板固定效应模型估计结果

为避免内生性问题,对所有解释变量进行滞后一期处理,得到式(8)。在对式(8)进行估计前,使用Stata13.1软件,进行Hausman检验,强烈拒绝原假设,因此选取固定效应进行回归估计(表2)。

由表2可知,人均收入、贸易开放程度、产业结构、城市化水平等控制变量的一阶滞后项解释能力得到了提高。估计结果表明,环境规制对于工业环境污染的直接效应为负,隐性经济对工业环境污染的效应为正,环境规制对于工业环境污染的间接效应为负,并且除以人均工业二氧化硫作为工业环境污染的度量指标外,以人均工业废水排放量和人均工业烟(粉)尘排放量作为工业环境污染的度量指标,以上3种效应均非常显著。EKC假说并未得到验证。贸易开放程度估计系数为正,除人均工业废水排放量外,人均工业二氧化硫排放量和人均工业固体烟(粉)尘排放量污染指标均显著为正。这说明贸易开放程度对于工业环境污染的抑制作用(环境友好型技术)比对工业环境污染的促进作用(污染天堂假说)要小,即对外贸易开放不利于环境改善,这与已有研究一致^[20]。产业结构对工业环境污染有显著影响,其对人均工业二氧化硫排放量的影响显著为负,对人均工业废水和工业烟(粉)尘排放量的影响显著为正,说明第二产业比重的增加会显著提高人均工业废水和工业烟(粉)尘排放量,并显著降低人均工业二氧化硫排放量。城市化水平对人

均工业烟(粉)尘排放量显著负相关,城市化水平的提高可以显著的降低工业烟(粉)尘排放量。技术创新能力对于3种污染指标有负影响,说明技术创新能力的增强有助于改善工业环境污染状况。

表2 滞后解释变量静态面板固定效应模型估计结果

被解释变量	模型(7)	模型(8)	模型(9)
	ln(WW)	ln(SO ₂)	ln(SW)
<i>L.ER</i>	-0.320 0*** (0.125 2)	-0.462 5* (0.265 0)	-1.678 4*** (0.275 7)
<i>L.HE</i>	0.8443*** (0.208 0)	0.772 4 (0.472 1)	2.572 7*** (0.491 3)
<i>L.ER · HE</i>	-0.164 5*** (0.045 5)	-0.171 0* (0.096 4)	-0.587 1*** (0.100 3)
<i>L.Y</i>	-0.798 7*** (0.168 3)	-0.471 6 (0.356 3)	-0.839 8** (0.370 8)
<i>L.Y²</i>	0.175 3** (0.069 5)	0.134 9 (0.147 1)	0.612 8*** (0.153 0)
<i>L.OPEN</i>	0.034 9 (0.034 4)	0.264 0*** (0.072 8)	0.174 3** (0.075 8)
<i>L.INDUSTRY</i>	2.612 9*** (0.813 5)	-4.074 0** (1.722 4)	5.600 0*** (1.792 3)
<i>L.URBAN</i>	-0.763 5 (1.074 0)	1.163 6 (2.273 8)	-6.949 4*** (2.366 2)
<i>L.TECHN</i>	-0.034 14 (0.766 7)	-0.258 0 (0.243 0)	-0.328 0 (0.252 9)
常数项	3.629 8*** (0.766 7)	6.678 3*** (1.623 3)	10.853 5*** (1.689 2)
F 检验	20.02***	9.25***	13.30***
With-R ²	0.399 0	0.278 8	0.403 2
样本数	143	143	143
市州数	13	13	13

注:括号内数值为各对应系数的稳健性标准误差;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;为了减缓内生性造成的影响,各个经济结构控制变量和解释变量均滞后1期。

综合表1、表2,可以发现不论是仅将环境规制强度变量、隐性经济规模变量及二者交互项作为解释变量,还是引入人均地区生产总值、对外开放程度等其他控制变量,或是对所有解释变量滞后一期进行估计,结果均显示 $\beta_0 < 0$, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ 。这说明环境规制对于工业环境污染的直接效应为负,其强度的适当增强有助于改善工业环境污染;隐性经济对于工业环境污染的效应为正,隐性经济的增加会加剧工业环境污染;环境规制对于工业环境污染的间接效应为负,说明环境规制增强可通过降低隐性经济规模而降低工业环境污染,这与客观事实相符。 $\frac{\partial(EP)}{\partial(ER)} < 0$,说明环境规制对工业环境污染的总效应为负。总之,环境规制对于工业环境污染的直接效应和间接效应均为负,综合效应也为负,这说明增强湖南省环境规制有利于改善环境质量,加强隐

性经济控制有助于降低工业环境污染。

五、结 语

笔者从理论上分析了隐性经济视角下环境规制对工业环境污染的影响,并运用湖南省的面板数据实证研究了环境规制、隐性经济与工业环境污染的关系。结论如下:理论显示隐性经济部门的产出和利润均为环境规制强度的减函数,工业环境污染为环境规制强度的减函数和隐性经济的增函数;实证表明环境规制强度对工业环境污染的直接效应及间接效应均显著为负,除人均工业二氧化硫排放量外,隐性经济对于环境污染具有显著正向影响,人均地区生产总值、贸易开放程度、产业结构、城市化水平及技术创新能力等对工业环境污染有不同程度影响。

由此,从环境规制和隐性经济方面提出政策建议:第一,政府应科学设计环境规制强度。适度增加对企业的排污限制,充分考虑不同行业、不同地区的污染现状,因地制宜制定差异化的行业环境规制强度,并进行动态优化,限制污染产业的地区转移,倒逼企业进行技术创新,促使污染减排机制长效化^[25-26]。第二,综合利用多种环境规制手段加快推进“营改增”和“费改税”政策。充分考虑排污费、环境税及环境标准等经济激励型环境规制手段,取消不合理收费,加大对偷税、逃税行为的惩罚力度,为降低隐性经济营造良好税收环境。第三,建立和完善企业动态激励机制,规范劳动力市场。在供给侧结构性改革的背景下,加大与企业污染减排相关技术的研发投入及人力资本投入,引导和鼓励私人资本研发污染减排技术,优化就业结构,加大职业培训和就业服务力度,拓宽就业渠道,降低隐性经济规模。

参考文献:

[1] SMITH P. Assessing the size of the underground economy: the Canadian statistical perspectives [J]. Canadian Economic Observer, 1994(11):16-33.

[2] PIGOU A C. The economic of welfare [M]. London: Macmilan Press, 1932.

[3] COASE R H. The problem of social cost [J]. Journal of Law and Economics, 1960(3):1-44.

[4] SCHNEIDER F, RACZKOWSKI K, MRÓZ B. Shadow economy and tax evasion in the EU [J]. Journal of Money Laundering Control, 2015, 18(1):34-51.

[5] CROITORU L, SARRAF M. Benefits and costs of the informal sector; the case of brick kilns in Bangladesh [J]. Journal of Environmental Protection, 2012, 3(6):476-484.

[6] 戚磊. 隐性经济产业关联的生产率效应 [J]. 中国工业经济, 2013(11):70-82.

[7] 李永海, 孙群力. 提高财政透明度抑制隐性经济规模了吗? ——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 经济问题探索, 2016(3):8-16.

[8] 李永海, 孙群力. 税收负担、税制结构对地区隐性经济的影响效应研究 [J]. 当代财经, 2016(5):22-32.

[9] BLACKMAN A. Alternative pollution control policies in developing countries [J]. Review of Environmental Economics and Policy, 2010, 4(2):234-253.

[10] CHAUDHURI S. Pollution and welfare in the presence of informal sector: is there any trade-off [J]. Keio Economic Studies, 2006, 43(1):21-42.

[11] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率: 基于中国工业企业数据的经验分析 [J]. 中国工业经济, 2014(3):44-56.

[12] 史青. 外商直接投资、环境规制与环境污染: 基于政府廉洁度的视角 [J]. 财贸经济, 2013(1):93-103.

[13] 王书斌, 徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应: 基于企业投资偏好的视角 [J]. 中国工业经济, 2015(4):18-30.

[14] 余长林, 高宏建. 环境管制对中国环境污染的影响: 基于隐性经济的视角 [J]. 中国工业经济, 2015(7):21-35.

[15] 徐蔼婷, 李金昌. 中国未被观测经济规模: 基于 MIMIC 模型和经济普查数据的新发现 [J]. 统计研究, 2007, 24(9):30-36.

[16] 杨灿明, 孙群力. 中国各地区隐性经济的规模、原因和影响 [J]. 经济研究, 2010(4):93-106.

[17] 李金昌, 徐蔼婷. 未被观测经济估算方法新探 [J]. 统计研究, 2005(11):21-26.

[18] COLE M A. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages [J]. Ecological Economics, 2004, 48(1):71-81.

[19] 张璐, 景维民. 技术、国际贸易与中国工业发展方式的绿色转变 [J]. 财经研究, 2015, 41(9):121-132.

[20] 王美昌, 徐康宁. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放的动态关系: 基于全球向量自回归模型的实证研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(11):52-58.

[21] 赵红, 陈雨蒙. 我国城市化进程与减少碳排放的关系研究 [J]. 中国软科学, 2013(3):184-192.

[22] 李鹏. 产业结构调整恶化了我国的环境污染吗? [J]. 经济问题探索, 2015(6):150-156.

[23] 陆铭, 冯皓. 集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究 [J]. 世界经济, 2014(7):86-114.

[24] 张可, 汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出 [J]. 中国工业经济, 2014(6):70-82.

[25] 董直庆, 焦翠红. 环境规制能有效激励清洁技术创新吗? [J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2015, 17(2):64-74.

[26] 池建宇, 赵家章. 短期经济波动如何影响长期增长? [J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2015, 30(2):8-17.

(责任编辑:高虹)