

【国民经济】

环境管制对中国环境污染的影响 ——基于隐性经济的视角

余长林¹, 高宏建²

(1. 厦门大学宏观经济研究中心, 福建 厦门 361005;
2. 中国银行福州中心支行, 福建 福州 350003)

[摘要] 现有对环境管制如何影响环境污染的研究往往忽略了隐性经济的存在及其影响。隐性经济作为制度弱化的一个重要指标,在带来环境污染的同时,会影响到环境管制的政策效果。为此,本文将隐性经济活动纳入考虑,从理论上研究了环境管制和隐性经济对环境污染的影响。理论研究表明,环境管制对环境污染存在两种相反的效应:一方面,环境管制通过减少官方经济活动降低了环境污染;另一方面,环境管制通过扩大隐性经济规模提高了环境污染。环境管制对环境污染的影响依赖于上述两种效应以哪一种效应为主导。在此基础上,基于1998—2012年中国省际层面的面板数据,本文运用固定效应模型和系统GMM方法实证考察了环境管制强度、隐性经济规模及其二者的交互作用对中国环境污染的影响。计量结果表明,环境管制强度对中国的环境污染具有显著负向作用,但环境管制强度与隐性经济规模的交互作用对中国的环境污染具有显著正向作用。总体而言,中国目前的环境管制不利于环境质量的改善。隐性经济对中国的环境污染具有显著正向作用,环境管制强度越高,隐性经济对中国环境的负面影响也越大。

[关键词] 环境管制; 隐性经济; 环境污染

[中图分类号]F124.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)07-0021-15

一、问题提出

改革开放以来,中国在保持经济高速增长的同时也面临环境不断恶化的压力。美国耶鲁大学和哥伦比亚大学每两年联合发布的世界各国环境绩效排名显示,2008年中国在149个国家和地区中排名第105位,2014年在178个国家和地区中排名第118位。中国的环境绩效排名在一定程度上显示了当前中国政府对环境的管制强度相对较弱。因此,中国必须在达到生态环境承载门槛之前,

[收稿日期] 2015-05-28

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“经济持续健康发展与收入倍增计划的实现路径研究”(批准号13&ZD029);国家社会科学基金青年项目“知识产权保护对我国对外贸易的影响及政策研究”(批准号11CJY073);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“地方债发行机制与监管研究”(批准号14JZD011)。

[作者简介] 余长林(1976—),男,河南信阳人,厦门大学宏观经济研究中心副教授,经济学博士;高宏建(1990—),男,福建福州人,中国银行福州中心支行工作人员,经济学硕士。通讯作者:余长林,电子邮箱:changlinyu@xmu.edu.cn。

及时提高环境管制强度^[1]。那么,当前中国的环境管制对于减少环境污染是否有效?环境管制对环境污染的影响依赖于哪些因素?研究这些问题不仅有助于理解环境管制对于降低中国环境污染的有效性,而且对于中国环境管制政策的制定具有重要的现实意义。

长期以来,各国政府主要通过限制排污量、制定排污标准以及对污染行为征税等行政管制手段减少环境污染。从宏观层面而言,环境管制对于降低环境污染的有效性主要依赖于现存的制度框架^[2]。隐性经济(Hidden Economy)^[3]作为制度弱化的一个重要指标,可能会影响环境管制对于降低环境污染的政策效果。由于从事隐性经济活动的参与者总是存在逃避政府管制的行为,这就使得隐性经济活动具有很大的隐蔽性^[6]。因此,隐性经济的存在增加了政府监管的难度,在一定程度上会削弱环境管制的绩效,甚至可能使得环境管制不再有效。因为当政府部门对官方经济活动进行环境管制时,可能会促使官方经济部门将部分经济活动转入隐性经济,反而不利于环境污染的减少。如果企业遵守环境管制会降低生产效率,那么,当政府提高环境管制强度时,隐性经济规模则可能会相应提高^[7]。隐性经济的存在本身可能会带来环境污染^[8,9],因为隐性经济的生产活动往往使用的是已经淘汰或污染密集型生产投入、不符合环境管制要求的生产技术,而且包含众多无营业执照的污染性生产企业,如黑煤窑、危险品化工、制砖厂等。当政府的环境管制强度提高时,企业往往会通过隐性经济来规避污染管制。在发展中国家,隐性经济部门是环境污染的一个主要来源,政府对隐性经济部门进行环境管制将面临巨大的挑战,对官方经济采取环境管制的实施效果往往会由于隐性经济的存在而变得并不理想^[7,10-12]。因此,为了研究环境管制对于降低环境污染的有效性,不能忽略隐性经济活动所产生的影响。

目前,针对环境管制、隐性经济与环境污染三者之间关系的研究较少,主要以理论研究为主^[7,12,13]。这些理论研究均表明,严格的环境管制可以促使企业生产活动由官方经济部门向隐性经济部门转移^[2],环境管制虽然可以减少官方经济污染,但同时也会增加隐性经济污染。现有研究仍然没有对环境管制、隐性经济与环境污染之间的关系给予足够的关注。已有研究均一致表明中国确实存在巨大的隐性经济规模^[14,15],不难想象,中国的巨大隐性经济规模在带来环境污染的同时,在一定程度上还会削弱环境管制对于降低环境污染的有效性。与现有研究相比较,本文主要有如下几点特色:①已有关于环境管制如何影响环境污染的研究多数忽略了隐性经济的存在及其影响。为此,为了研究环境管制对于降低中国环境污染的有效性,本文将隐性经济纳入考虑。②从理论上深入刻画了环境管制对环境污染的作用机制。③运用1998—2012年中国省际层面的面板数据实证考察了环境管制强度、隐性经济规模及其二者的交互作用对中国环境污染的影响。

二、理论模型

本节以现有研究关于环境管制、隐性经济与环境污染之间关系的认知为基础^[7,13,16,17],构建一个基于生产部门污染的理论模型,从理论上探讨环境管制和隐性经济对环境污染的影响。其中,生产部门分为官方经济部门和隐性经济部门,两个部门均能够产生污染,环境污染表现为生产过程的副产品。假定一个代表性企业的产出 y 能够同时在官方经济部门和隐性经济部门生产,即 $y=y_F+y_I$ 。其中, y_F 和 y_I 分别表示官方经济部门和隐性经济部门的产出。由于生产会产生负的环境外部性,政府

-
- ① 隐性经济也称为非官方经济、影子经济或地下经济等,通常是指与官方经济相对应,不受政府管制或观测的经济活动^[3-5]。
 - ② 本文通过测算隐性经济的主要影响因素发现,环境管制强度每提高一个百分点,中国隐性经济规模将提高4.3%—10.9%,这充分说明当政府提高环境管制强度时,隐性经济规模会相应提高。

试图监督官方经济部门和隐性经济部门的生产。两个生产部门最基本的差别就是,官方经济部门遵守政府对污染实施的环境管制,而隐性经济部门由于经济活动的不可直接观测性则不受政府环境管制的约束。

假定1单位产出产生1单位污染^①,政府设定的环境管制强度为 $r \in [0, 1]$,提高环境管制强度会带来环境污染的减少。假定当政府对污染实施环境管制时,每单位产出带来的环境污染为 $1-r$ 。因此, r 越大,表示环境管制强度越大。当 $r=0$ 时,表示政府对污染没有实施任何环境管制,污染不会减少;当 $r=1$ 时,表示政府对污染实施完全的环境管制,不会产生污染。对企业而言,为了遵守政府实施的环境管制必须努力降低污染水平,因此环境管制强度提高会增加企业的减排成本。假定企业生产每单位产出的减排成本为 a , a 为环境管制强度 r 的递增函数,即 $a=a(r)$,且满足 $\frac{da}{dr} > 0, \frac{d^2a}{dr^2} > 0$ 。

假设企业的生产成本为 c ,生产成本函数为 $c=c(y)=c(y_F+y_I)$,且满足 $\frac{dc}{dy} > 0, \frac{d^2c}{dy^2} > 0$ 。产品的价格标准化为1。

企业的减排成本可能诱使生产者将官方经济部门的生产转移到隐性经济部门。由于隐性经济部门不受政府实施的环境管制的制约,随着环境管制强度的提高,为了节省减排成本,企业会将一部分官方经济部门的生产转移到隐性经济部门。然而,政府意识到企业将生产转移到隐性经济部门而规避环境管制的这种动机,会对企业的生产过程进行监督,因此,企业将生产从官方经济部门转向隐性经济部门也面临着被发现的风险。假定企业规避环境管制被政府发现的概率为 p , p 依赖于隐性经济部门的生产规模 y_I ,且 $p(y_I)$ 为隐性经济部门产出的递增函数,即假定 $\frac{dp}{dy_I} > 0, \frac{d^2p}{dy_I^2} \geq 0$,

$p(0)=0, \frac{dp}{dy_I}|_{y_I=0}=0$ 。一旦企业将生产转向隐性经济部门而规避环境管制的行为被发现,企业将面临惩罚。为简化起见,本文假设企业被发现规避环境管制的行为而遭受的惩罚为所有隐性经济部门的产出,即假设企业面临的惩罚成本为 $PC(y_I)=y_I$ 。

企业通过选择官方经济部门和隐性经济部门的产出 y_F 和 y_I 以最大化其利润。企业的销售总收入 $TR=y_F+y_I$ 。企业生产面临三种成本:一是环境管制所产生的减排成本 $a(r) \times y_F$;二是隐性经济部门生产被政府发现所面临的惩罚成本 $p(y_I) \times y_I$;三是企业的生产成本 $c=c(y_F+y_I)$ 。所以,企业的利润函数为:

$$\pi = y_F + y_I - a(r) \times y_F - p(y_I) \times y_I - c(y_F + y_I) \quad (1)$$

企业实现利润最大化的一阶条件为^②:

$$\frac{\partial \pi}{\partial y_F} = 1 - a(r) - \frac{dc}{dy} = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial y_I} = 1 - p(y_I) - \frac{dp}{dy_I} \times y_I - \frac{dc}{dy} = 0 \quad (3)$$

由式(2)和(3)可得:

$$a(r) = p(y_I) + \frac{dp}{dy_I} \times y_I \quad (4)$$

(2)式描述了企业实现利润最大化的总产出所满足的条件:官方经济部门生产的边际收益净额

① 本文假定隐性经济和官方经济一样都能产生环境污染。

② 为简化起见,本文没有考虑所有生产发生在隐性经济部门的极端情况。

$1-a(r)$ 必须等于生产的边际成本 $\frac{dc}{dy}$ 。(4)式描述了企业实现利润最大化的总产出在官方经济部门和隐性经济部门之间分配所满足的条件:官方经济部门减排的边际成本 $a(r)$ 必须等于隐性经济部门规避环境管制被发现而面临惩罚的边际成本 $p(y_I) + \frac{dp}{dy_I} \times y_I$ 。

为了考察环境管制 r 对 y, y_F, y_I 的影响, 分别对(2)和(3)式进行全微分, 可得:

$$\frac{dy}{dr} = -\frac{da/dr}{d^2c/dy^2} < 0 \quad (5)$$

$$\frac{dy_I}{dr} = \frac{da/dr}{2dp/dy_I + y_I \times d^2p/dy_I^2} > 0 \quad (6)$$

(5)式和(6)式表明环境管制对总产出 y 和隐性经济部门产出 y_I 产生相反的效应。因此, 提高环境管制强度, 会引起 y 和 y_F 下降, y_I 上升。由此, 本文可以得到:

命题 1: 存在隐性经济部门的情形下, 提高环境管制强度降低了总产出和官方经济部门的产出规模, 而提高了隐性经济部门的产出规模。

为了考察环境管制对环境污染的影响, 可以计算出企业污染的总排放量:

$$TE = (1-r)y_F + y_I \quad (7)$$

通过(7)式两边关于环境管制强度 r 求微分, 考察提高环境管制强度对环境污染的影响:

$$\frac{\partial TE}{\partial r} = -y_F + (1-r) \times \frac{dy}{dr} + r \times \frac{dy_I}{dr} \quad (8)$$

根据(5)和(6)式可知, (8)式右边的前两项为负, 第三项为正。一方面, 提高环境管制强度导致总产出下降, 进而降低了环境污染, 即 $(1-r) \times \frac{dy}{dr} < 0$; 同时, 提高环境管制强度使得官方经济部门的每单位产品以更清洁的技术进行生产, 从而污染会减少, 即 $-y_F < 0$, 上面两种效应说明提高环境管制强度通过官方经济减少了环境污染, 这是环境管制对环境污染的直接效应。另一方面, 提高环境管制强度会增加隐性经济部门的产出规模, 即 $\frac{dy_I}{dr} > 0$, 而隐性经济部门通过规避环境管制会带来环境污染, 因此提高环境管制强度通过隐性经济部门而提高了环境污染, 即 $r \times \frac{dy_I}{dr} > 0$, 这是环境管制对环境污染的间接效应。所以, 提高环境管制强度对环境污染的影响依赖于上述直接和间接两种效应以哪一种效应为主导。由此, 本文可以得到:

命题 2: 存在隐性经济部门的情形下, 提高环境管制强度通过减少官方经济活动降低了环境污染, 但也通过扩大隐性经济规模提高了环境污染, 提高环境管制强度对环境污染的总体净效应依赖于上述两种效应以哪一种效应为主导。

三、计量模型和数据

1. 计量模型

根据前文的理论分析, 为了考察环境管制、隐性经济对环境污染的直接影响以及环境管制通过隐性经济给环境污染带来的间接影响, 本文基本的计量模型具体设定如下:

$$ep_u = \alpha_0 + \alpha_1 er_u + \alpha_2 se_u + \alpha_3 er_u \times se_u + \Theta C_u + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_u \quad (9)$$

其中, i 表示省份, t 表示时间; ep_u 表示第 i 个省份在 t 年的工业环境污染指标; er_u 表示第 i 个省

份在 t 年的环境管制强度; se_{it} 表示第 i 个省份在 t 年的隐性经济规模; c_{it} 表示影响环境污染的其他控制变量, 包括各地区的人均实际 GDP 及其平方项、贸易开放度、工业化、能源效率、城市化水平和研发强度; μ_i 为地区固定效应变量, ν_t 为时间固定效应变量, ε_{it} 为随机误差项。

为了考察环境管制通过隐性经济对环境污染产生的间接影响, 本文同时在计量模型中引入环境管制与隐性经济的交互项 $er_{it} \times se_{it}$ 形式, 如果对(9)式的两边关于环境管制 er 求偏导, 得到:

$$\frac{\partial(ep)}{\partial(er)} = \alpha_1 + \alpha_3 se \quad (10)$$

(10) 式中, α_1 表示环境管制对环境污染的直接影响, α_3 表示环境管制通过隐性经济给环境污染带来的间接影响。根据前文理论模型中的命题 2, 本文预期 $\alpha_1 < 0, \alpha_3 > 0$ 。若 $\frac{\partial(ep)}{\partial(er)} > 0$, 即当 $se > -\frac{\alpha_1}{\alpha_3}$ 时, 表示环境管制强度通过隐性经济对环境污染产生的间接效应占主导; 若 $\frac{\partial(ep)}{\partial(er)} < 0$, 即当 $se < -\frac{\alpha_1}{\alpha_3}$ 时, 则表示环境管制对环境污染的直接效应占主导。

如果不考虑遗漏变量、测量误差等内生性问题, 对(9)式进行固定效应模型估计, 结果将是有偏的和非一致的。此外, 诸如二氧化硫等环境污染指标具有一定的滞后效应, 环境污染具有动态持续变化特征^[18,19], 即前一期的环境污染往往会对后一期的环境污染产生影响, 因此本文在计量模型中引入滞后项 ep_{it-1} , 同时设定如下的动态面板数据模型:

$$ep_{it} = \alpha_0 + \eta ep_{it-1} + \alpha_1 er_{it} + \alpha_2 se_{it} + \alpha_3 er_{it} \times se_{it} + \Theta C_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

2. 变量与数据

(1) 环境污染(ep)。为了衡量中国各地区环境污染的程度, 本文选取人均工业二氧化硫排放量(SO_2)、人均工业废水排放量(ww)和人均工业固体废弃物排放量(sw)来度量中国各地区的环境污染程度^①, 人均工业“三废”排放量均选取对数形式进入估计方程。各地区人均工业“三废”排放量的计算数据来源于《中国环境统计年鉴》和 CEIC 数据库。

(2) 环境管制强度(er)。环境管制强度是本文的核心解释变量, 目前该变量的相关数据难以获得且数据质量相对较弱^②。基于指标的相对完善性和数据可得性的考虑, 本文参照张成等^[10]度量环境管制强度的方法^③, 运用各省份工业污染治理投资额与工业增加值的比值($er1$)作为度量环境管制强度的指标。中国工业污染治理投资体现了政府意愿, 反映政府在该地区环境管理上付出的努力和决心^[20], 因而代表了该地区实际环境管制的程度。通常一个地区的环境管制越严格, 其对于环境治理的投资额也会越大, 即较高的环境管制强度要求导致更多地投资于污染治理。根据命题 2, 环境管制强度对环境污染的直接效应为负, 因此, 本文预期 $\alpha_1 < 0$ 。环境管制强度的计算数据来源于历年《中国环境年鉴》和《中国统计年鉴》。

(3) 隐性经济规模(se)。由于隐性经济活动具有很大的隐蔽性, 因此, 要获取隐性经济活动的准确信息是很困难的^[5]。尽管隐性经济规模的测算难度较大, 但是许多国内外学者还是通过采用不同的方法对隐性经济的规模进行了测算, 其中, 多指标多原因方法 (Multiple Indicators and Multiple

^① 中国统计机构并没有直接公布二氧化碳的排放数据, 需要根据化石能源消耗(煤、石油和天然气等)所产生的碳排放来计算二氧化碳排放量。而基于此方法估算的二氧化碳排放只包含官方经济部门所产生的环境污染, 而没有包括隐性经济部门所产生的, 因此, 本文放弃了选用二氧化碳排放量这一环境污染指标。非常感谢评审专家指出了这一点。

^② 张成等^[10]总结了度量环境管制强度的 6 种方法。

Causes,简称 MIMIC)整合了因素分析和回归分析两大统计技术的特点,其信息覆盖面较为广阔,因此得到了广泛的应用。MIMIC 方法的基本思想最早由 Frey and Weck-Hannemann^[21]提出,他们通过对外生变量(隐性经济的原因变量)和内生变量(包含一定隐性经济信息的指标变量)结构关系的描述来估算隐性经济的相对规模。徐蔼婷和李金昌^[14]运用 MIMIC 方法研究发现,中国 1985—2005 年的隐性经济规模(隐性经济占 GDP 的比例)介于 13%—18% 之间;杨灿明和孙群力^[15]运用 MIMIC 方法测度发现,1998—2007 年中国隐性经济规模介于 10.5%—14.6% 之间。本文也采用 MIMIC 方法测算中国 30 个省份的隐性经济规模,在 MIMIC 模型中,税收负担、政府管制、失业率、个人可支配收入和自我就业率作为隐性经济的原因变量,实际 GDP 增长率和劳动参与率增长作为隐性经济的指标变量^①。本文测算结果表明(如图 1 所示),1998—2012 年全国平均隐性经济规模介于 11.14%—15.37% 之间;东部地区平均隐性经济规模介于 11.45%—16.93% 之间,中部地区介于 9.77%—14.34% 之间,西部地区则介于 11.65%—15.79% 之间。本文预期隐性经济规模对环境污染的影响为正,预期 $\alpha_2 > 0$ 。由命题 2,本文预期 $\alpha_3 > 0$ 。因此,环境管制可能加剧了隐性经济对环境质量的恶化效应。用于测算中国各省份隐性经济规模的数据来源于历年 CEIC 数据库、《中国财政年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》等。

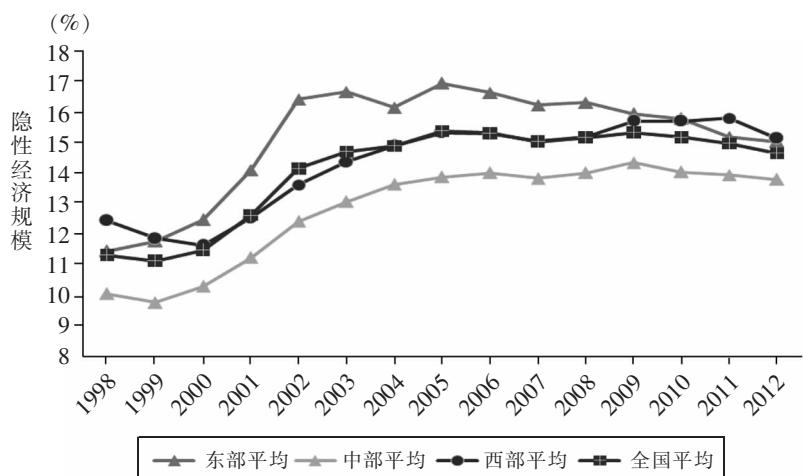


图 1 全国、东部、中部和西部地区平均隐性经济规模

资料来源:作者计算绘制。

(4)控制变量。为考察估计结果的稳健性,本文还纳入了如下控制变量:^①①人均实际 GDP(y)。为验证环境污染与人均收入之间的环境库兹涅茨曲线(以下简称 EKC)^②假设,本文用人均实际 GDP 表示人均收入水平,在模型中引入人均实际 GDP(y)及其平方项(y^2),人均实际 GDP 以自然对数形式进入估计方程。如果 EKC 假设成立,则预期 y 的估计系数为正, y^2 的估计系数为负。为保证可比性,本文以 1998 年为基期,通过 GDP 平减指数进行平减得到中国各地区 1998—2012 年的实际 GDP,GDP 和人口数据来源于历年的《中国统计年鉴》。^②贸易开放度($open$)。理论上,贸易开放对环

① 限于篇幅,中国各省份隐性经济规模的详细测算方法省略,欢迎向作者索取,也可参阅杨灿明和孙群力^[15]的估算方法。

② EKC 是指随着收入水平的增加,环境污染将会逐渐增加,但当收入水平达到一定临界点以后,环境污染将随着收入水平的增加而减少,即环境污染与收入水平之间呈现倒“U”型曲线的关系^[22]。

境污染的影响是双面的：贸易开放可能使得一国获得环境友好型技术而降低了环境污染^[23]；但是相反的效应也可能发生，根据“污染天堂假说”，贸易开放会使得污染密集型工业从环境标准较高的发达国家或地区向环境标准较低的国家或地区转移，进而增加了环境污染^[24]。因此本文预期贸易开放度对环境污染的影响是不确定的，其估计系数需要通过计量结果判断。本文运用各地区进出口总额占GDP的比重来表示贸易开放度，数据来源于历年的《中国统计年鉴》。^③工业增加值占GDP的比重(*manu*)。经济体的产业结构可能影响污染，且不同产业结构对环境污染产生不同影响。本文采用各地区的工业增加值占GDP的比重来反映产业结构对环境污染的影响。一般而言，工业增加值比重越高，伴随着污染的排放量也会越高^[25]。因此，本文预期工业增加值占GDP的比重对环境污染的影响为正。数据来源于历年《中国统计年鉴》。^④能源效率(*ee*)。能源效率提高意味着更好的能源使用，对于一个给定的生产水平，改善能源效率将会降低污染。本文采用各地区的能源使用量与实际GDP的比值来表示能源效率，该比值越低，代表能源效率越高，因此本文预期利用单位GDP能耗表示的能源效率对环境污染的影响为正。数据来源于《中国能源统计年鉴》。^⑤城市化水平(*urban*)。城市化对环境产生影响：一方面，城市化水平提高与公共和私人交通的密集使用相关，因此增加了化石燃料的消费^[26]；另一方面，随着城市化进程的加快，城市基础设施和房地产市场需求不断膨胀，进而会带来钢铁、建材、水泥等高能耗行业的不断增长，因而城市化对环境污染产生重要影响^[18]。本文采用各地区的非农人口占总人口的比重来表示城市化，预期其估计系数为正，数据来源于历年的《中国人口和就业统计年鉴》。^⑥研发强度(*rd*)。技术进步和科技创新对于改善一国的能源消费结构、提高节能效率具有重要影响^[18]。一般而言，研发能力越强，生产相同的产出所需的资源投入就越少，单位产出的能耗也越低，因而SO₂等环境污染相应也越少。本文采用各地区的研发经费内部支出占GDP的比重来表示研发强度，本文预期研发强度对环境污染的影响为负。数据来源于《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

本文采用的样本数据为1998—2012年中国30个省份的省级面板数据(不含西藏)^①。

四、实证结果与分析

1. 静态面板的固定效应模型估计

表1报告了对计量模型(9)采用固定效应模型的估计结果^②，所有设定均控制了地区和时间固定效应。表1中的估计组合(1)—(3)报告的是仅将本文最为关注的环境管制强度变量、隐性经济规模变量及其二者交互项作为解释变量的回归结果。结果显示，无论是以人均工业二氧化硫排放量还是以人均工业废水和固体废弃物排放量来度量环境污染，环境管制强度(*er1*)的回归系数值均为负且至少在10%的显著性水平下对环境污染存在显著影响。上述回归结果意味着在不考虑其他变量的作用下，提高环境管制强度可以有效地对官方经济的排污行为进行限制，从而在一定程度上减少了官方经济活动的环境污染，因而环境管制强度对环境污染的直接效应为负。环境管制强度与隐性经济规模的交互项(*er1×se*)的估计系数值均为正，并且在1%的显著性水平下对环境污染存在显著影响。这一结果意味着提高环境管制强度通过扩大隐性经济规模而提高了中国的环境污染，因而环境管制通过隐性经济规模对环境污染产生的间接影响为正。因此，本文初步的计量结果与理论分析结果相吻合。实际上，环境管制对环境污染的影响包括两个方面：一方面，提高环境管制强度将使得官方经济减少其排污行为而降低了环境污染，这是环境管制对环境污染影响的直接效应；另一方

^① 限于篇幅，变量的描述性统计结果略，感兴趣的读者可向作者索取。

^② 本文通过Hausman检验进行固定效应或随机效应模型选择，结果表明固定效应模型较为合适。

表 1 静态面板的固定效应模型估计结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnSO ₂	lnnew	lnsw	lnSO ₂	lnnew	lnsw
er1	-1.2891*** (-2.8402)	-1.0672** (-2.0325)	-1.0364* (-1.9436)	-0.8192*** (-3.3714)	-0.8362** (-2.3837)	-0.7834** (-2.2137)
se	2.0311** (2.1502)	2.2362** (2.2804)	2.3813** (2.3731)	2.0272** (2.3624)	2.1634** (2.4918)	2.2714** (2.4247)
er1×se	11.7692*** (3.4202)	9.8153*** (3.5108)	9.5631*** (4.7125)	8.4271*** (4.4213)	9.4283*** (4.4738)	8.9214*** (3.8136)
y				1.7331** (2.3202)	2.0162* (1.9531)	1.8394** (2.3348)
y ²				-0.0753** (-2.4131)	-0.0523** (-2.4806)	-0.0612** (-2.2617)
open				0.2313* (1.9204)	0.2064* (1.8927)	0.1823* (1.9836)
manu				0.8162** (2.2721)	0.9523*** (3.3124)	0.8350*** (4.6128)
ee				0.1271* (1.8514)	0.1064 (0.9403)	0.0921 (0.3647)
urban				1.3173*** (5.2702)	1.6382*** (5.7108)	1.4381*** (4.8626)
rd				-5.3283** (-2.4601)	-2.8413* (-1.9404)	-3.0271* (-1.8827)
常数项	16.2364*** (5.3704)	15.3921*** (7.2405)	18.2381*** (8.2703)	11.5211*** (3.2404)	14.2841*** (4.2214)	21.2483*** (3.6603)
F 检验	738.2424 (0.0000)	706.2816 (0.0000)	682.1548 (0.0000)	624.1604 (0.0000)	722.6102 (0.0000)	693.1535 (0.0000)
With-R ²	0.8312	0.7962	0.7034	0.8623	0.8164	0.7371
样本数	450	450	450	450	450	450

注:括号内为各系数的 t 统计值,方差为稳健标准差。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

资料来源:作者计算整理。

面,提高环境管制强度在一定程度上加大了企业的排污成本,使得企业有激励将具有环境污染的官方经济转为隐性经济,进而增加了隐性经济规模,因此提高环境管制强度通过扩大隐性经济规模而增加了环境污染,这是环境管制通过隐性经济对环境污染影响的间接效应。环境管制对环境污染的总体净效应依赖于隐性经济规模的大小^①。此外,估计结果还显示,隐性经济规模的回归系数值为正,并且在 5% 的显著性水平下对环境污染具有显著影响,因而中国隐性经济规模的增加将对中国环境污染产生正向影响,这与本文理论分析的假设相吻合。由于环境管制强度与隐性经济规模的交互项的系数显著为正,这在一定程度上说明了提高环境管制强度进一步加剧了隐性经济对中国环境质量的负面影响。

^① 当然,由于上述估计结果只是初步的,因此,本文将在下文进一步讨论环境管制对环境污染的总体净效应。

表 1 中的估计组合(4)—(6)是在计量模型中纳入其他控制变量后回归所得的结果。结果表明,纳入其他控制变量后,本文的核心解释变量环境管制强度、隐性经济规模及其二者的交互项的系数估计值大小虽有所变化,但它们的系数符号及其显著性水平并未发生较大改变,这在一定程度上说明了上述估计结果的稳健性。由表 1 中的估计(4)—(6),根据(10)式,本文可以计算出三种环境污染指标所对应的隐性经济规模的临界值分别为 9.72%($\ln SO_2$)、8.87%($\ln w_w$)、8.78%($\ln s_w$)。由于本文测算的 1998—2012 年中国平均隐性经济规模介于 11.14%—15.37% 之间,均高于三种环境污染指标所对应的隐性经济规模临界值,因此,这在一定程度上说明了提高环境管制强度虽然可以减少官方经济造成的环境污染,但由于隐性经济的存在,最终会增加环境污染,即环境管制对环境污染的总体净效应为正,因而中国目前的环境管制总体上不利于环境质量的改善。

就其他控制变量而言,人均 GDP 的估计系数至少在 10% 的水平下均显著为正,其平方项的估计系数在 5% 的水平下均显著为负,因此,人均 GDP(人均收入)与三种环境污染指标之间呈现显著的倒“U”型关系,这验证了 EKC 假说,即随着经济(人均收入)的增长,环境质量呈现先恶化后改善的变化趋势。贸易开放度($open$)的估计系数在 10% 的水平下均显著为正,说明三种不同环境污染指标与贸易开放度之间呈现正相关关系,因此贸易开放度对中国环境污染的促进作用大于抑制作用,国际贸易整体上不利于中国环境质量的改善,这与李锴和齐绍州^[18]的研究结果一致。以工业增加值占 GDP 的比重代表的工业化水平($manu$)的估计系数均为正,并且至少在 5% 的显著性水平下与环境污染正相关,说明随着工业化水平的高速增长,三种不同污染物的排放量也会增长,这与本文的理论预期相吻合。作为能源效率(ee)替代变量的能源消费强度对人均工业二氧化硫排放量的影响在 10% 的水平下显著为正,这在一定程度上说明中国能源效率越高(能源消费强度越低),大气污染物的排放量就越少,从而有利于中国环境质量的改善。城市化水平($urban$)的估计系数均为正,并且在 1% 的显著性水平下对三种不同环境污染指标具有显著影响,说明中国的环境污染与城市化水平显著正相关,符合本文的理论预期。研发强度(rd)的估计系数均为负,并且至少在 10% 的显著性水平下对环境污染产生显著影响。这说明研发支出的增加确实有利于中国三种工业环境污染指标排放量的减少,从而有利于中国环境质量的改善,这与张克中等^[19]的研究结果一致。

2. 动态面板的系统 GMM 估计结果

计量模型(11)属于动态面板数据模型,由于解释变量中包含有被解释变量的一阶滞后项,采用普通面板数据回归方法所得结果将是有偏的和非一致的。因此,本文将采用广义矩估计方法(GMM)对计量模型(11)进行估计。GMM 估计方法主要有两种:一阶差分 GMM 和系统 GMM。一阶差分 GMM 估计方法仅对差分方程进行估计,利用样本的信息有限,而且多数情况下采用变量的滞后值作为一阶差分方程的工具变量并不太理想;而系统 GMM 估计方法则同时对水平方程和差分方程进行估计,利用了更多的样本信息,一般比一阶差分 GMM 估计方法更为有效,因此本文采用系统 GMM 方法进行估计。系统 GMM 方法分为“一步法”和“两步法”两种估计,一般而言,“一步法”系统 GMM 估计方法更为有效^[27],故本文选择“一步法”系统 GMM 进行估计。在进行系统 GMM 估计时,首先要检验工具变量的有效性,本文采用 Sargan 检验来判断工具变量的有效性^[28]。为保证系统 GMM 估计的一致性,还需要检验残差项是否存在一阶和二阶自相关,如果模型估计结果显示 AR(1)统计量显著,而 AR(2)统计量不显著,则说明水平方程误差项不存在序列相关问题。在进行系统 GMM 估计过程中,本文将环境管制强度、隐性经济规模以及二者的交互项视为内生变量,其他变量视为外生变量。

表 2 报告了动态面板数据模型的系统 GMM 估计结果。结果显示,AR(2)统计量均不显著,说明

表 2 动态面板的系统 GMM 估计结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnSO ₂	lnww	lnsw	lnSO ₂	lnww	lnsw
ep(-1)	0.7532*** (3.2814)	0.6281*** (4.2648)	0.5314*** (3.8926)	0.4263*** (6.2724)	0.3813*** (5.6138)	0.3124*** (4.2925)
er1	-0.7162*** (-6.3102)	-0.5323*** (-4.7206)	-0.6412** (-2.4125)	-0.5213*** (-4.2741)	-0.3273** (-2.3147)	-0.4261* (-1.9521)
se	3.7412*** (7.3824)	4.2653*** (6.1302)	2.8131** (2.1348)	1.6314*** (3.4702)	1.4282** (2.1628)	1.1641** (2.1247)
er1×se	7.1282*** (8.4202)	6.1423*** (6.2827)	6.5231*** (3.4736)	4.8632*** (4.8314)	3.1863*** (5.2418)	4.0923*** (5.8147)
y				2.3162** (2.3304)	1.9263** (2.1508)	1.6172* (1.8324)
y ²				-0.0373** (-2.4102)	-0.0521* (-1.9347)	-0.0632** (-2.3931)
open				0.1364** (2.1601)	0.1093** (2.3117)	0.0921* (1.8725)
manu				0.5313*** (5.2402)	0.4221*** (4.8604)	0.3864*** (3.3126)
ee				0.0612** (2.1132)	0.0921 (1.3427)	0.0823 (1.5316)
urban				0.8372*** (4.7102)	0.6254*** (5.5241)	0.4271*** (6.3127)
rd				-1.5122** (-2.2931)	-1.0314** (-2.3106)	-0.9123* (-1.9217)
常数项	-3.4311** (-2.3142)	-2.1652*** (-3.5103)	-5.1673** (-2.2618)	2.3174* (1.9031)	1.5281** (2.3948)	3.6384*** (4.7702)
样本数	420	420	420	420	420	420
Wald 检验	53167.52 (0.00)	54319.83 (0.00)	51731.61 (0.00)	36127.20 (0.00)	37129.63 (0.00)	31781.52 (0.00)
Sargan 检验	312.2404 (0.5312)	298.5227 (0.4283)	286.3418 (0.7312)	221.3521 (0.6381)	193.2116 (0.7241)	184.1727 (0.8361)
AR(1)(P 值)	0.0422	0.0752	0.1246	0.0612	0.0839	0.1163
AR(2)(P 值)	0.7812	0.8142	0.8617	0.8124	0.7916	0.8014

注:括号内的数字为 z 统计量,误差为稳健性标准误差。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。在进行系统 GMM 估计过程中,将环境管制强度、隐性经济规模及其二者的交互项设定为内生变量; Sargan 检验的原假设为“工具变量过度识别”,若接受过度识别检验的原假设,则表明工具变量的选择是合理的; AR(1) 和 AR(2) 的原假设为“扰动项不存在自相关”,系统 GMM 的估计结果要求差分方程不存在二阶自相关,但允许存在一阶自相关。下同。

资料来源:作者计算整理。

这些模型均没有发现水平方程误差项存在自相关问题; Sargan 检验结果表明接受了“工具变量过度识别”的原假设,因而工具变量的选取总体上是有效的。表 2 中的估计组合(1)—(3)是仅考虑核心

解释变量时进行估计所得的结果,估计组合(4)—(6)是在纳入其他控制变量后进行估计所得的结果。从表2各列的回归结果中,本文可以总结出几点基本结论:①所有估计结果均显示,作为解释变量的滞后一期环境污染变量对当前环境污染的影响显著为正,这一结果说明了环境污染的确存在动态持续变化特征。②所有估计结果均表明,环境管制强度对三种工业环境污染指标的影响显著为负,说明环境管制通过减少官方经济活动的污染行为而降低了环境污染,因而环境管制对环境污染的直接效应为负。同时,环境管制强度与隐性经济规模的交互项对三种工业环境污染指标的影响显著为正,说明环境管制通过扩大隐性经济规模而提高了环境污染,因而环境管制对环境污染的间接效应为正。总体而言,环境管制对三种工业环境污染指标的总体净效应均为正^①,换言之,提高环境管制强度增加了中国的环境污染,因而中国的环境管制总体上并没有改善环境质量。③隐性经济规模对三种工业环境污染指标的影响显著为正,说明隐性经济活动本身带来了环境污染。同时,由于环境管制与隐性经济的交互项对环境污染的影响显著为正,这一结果意味着环境管制强度越高,隐性经济对环境质量的负面影响也越大。④三种工业环境污染指标与人均收入水平之间呈现出明显的倒“U”型关系,满足EKC假说。当人均收入水平较低时,人们为了获取收入而牺牲环境质量,因而环境质量随着人均收入水平的提高而逐步恶化;随着人均收入水平提高到某一临界点,人们对环境质量的需求相应也会提高,进而人们会愿意放弃部分收入用于改善环境质量,因而环境质量随着人均收入水平的提高而逐步改善。⑤贸易开放度对三种环境污染指标的影响均显著为正,说明贸易开放度总体上增加了中国的环境污染,意味着贸易开放度对中国环境污染的促进作用(污染天堂假说)大于抑制作用(环境友好型技术)。⑥工业化和城市化对中国三种工业环境污染指标均存在显著的正向影响,能源消费强度对SO₂排放量的影响也显著为正,说明这些传统因素对中国的环境污染产生重要影响。⑦研发强度对三种工业环境污染的影响均显著为负,说明创新和研发对于中国的环境质量改善具有重要作用。

3. 稳健性分析

环境管制强度是本文的核心解释变量,环境管制强度变量的测算对于模型的估计结果至关重要。为了进一步考察估计结果的可靠性,本文分别采用各省份工业污染治理投资额与规模以上工业企业的主营成本的比值(er2)和各地区排污费用与工业总产值的比值(er3)来测算环境管制强度,进行进一步的稳健性分析。表3报告了基于两种环境管制强度的稳健性估计结果^②。

表3中的估计组合(1)—(3)是采用环境管制强度(er2)进行估计所得的结果,估计组合(4)—(6)则是采用环境管制强度(er3)进行估计所得的结果。所有估计结果均显示,环境管制强度对三种工业环境污染的影响至少在10%的水平下均显著为负,环境管制强度与隐性经济规模的交互项对三种环境污染指标的影响在1%的水平下显著为正,隐性经济规模对三种环境污染指标的影响至少

^① 由表2中的估计(4)—(6)可得,三种环境污染指标所对应的隐性经济规模的临界值分别为10.72%(lnSO₂)、10.27%(lnww)、10.41%(lnsw)。由于本文测算的1998—2012年中国平均隐性经济规模介于11.14%—15.37%之间,均高于三种环境污染指标所对应的隐性经济规模的临界值。因此,环境管制通过扩大隐性经济规模对环境污染的间接效应占主导,中国当前的环境管制强度不利于环境质量的改善。

^② 此外,根据评审专家的建议,控制变量的选择必须满足“控制变量不是环境管制强度的‘结果’”,所以通常都会对控制变量滞后一期。为此,本文在(11)式中除人均GDP及其平方项外,对其他所有控制变量滞后一期进行回归。结果显示,环境管制强度、隐性经济及其二者的交互项的显著性并未发生较大变化,这在一定程度上也验证了前述估计结果的稳健性。限于篇幅,本文没有报告估计结果,感兴趣的读者可向作者索取。

在 10% 的水平下显著为正;环境管制对三种工业环境污染的总体净效应为正^①,意味着环境管制通过扩大隐性经济规模对环境污染的间接效应占主导;提高环境管制强度加剧了隐性经济对环境质量的负面影响。这些结果在一定程度上说明了前述估计结论的稳健性。

表 3 稳健性估计结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnSO ₂	lnww	lnsw	lnSO ₂	lnww	lnsw
ep (-1)	0.3072*** (5.0841)	0.2941*** (4.6315)	0.2513*** (3.5404)	0.4127*** (4.0316)	0.3218*** (3.2451)	0.3602*** (3.6316)
er	-0.7413** (-2.3824)	-0.7392** (-2.0545)	-0.6284* (-1.8617)	-0.6831** (-2.1621)	-0.7216** (-2.3612)	-0.6132* (-1.9142)
se	1.1061*** (3.6642)	1.2641** (2.2416)	0.9821* (1.8835)	1.1341*** (3.2718)	1.2216** (2.1628)	0.9428* (1.8129)
er×se	7.3392*** (7.1240)	7.0813*** (6.1142)	6.1241*** (3.6817)	6.3291*** (6.2413)	7.1392*** (4.1326)	6.0213*** (3.4169)
y	4.1352*** (3.4902)	3.9216** (2.0748)	2.4163** (2.3526)	3.2752*** (3.1346)	3.6391** (2.3617)	2.3671** (2.0681)
y ²	-0.0423** (-2.0431)	-0.0173* (-1.9471)	-0.0462 (-1.2346)	-0.0329** (-2.3618)	-0.0152 (-1.5216)	-0.0524 (-1.1384)
open	0.1364** (2.0834)	0.1092* (1.8735)	0.0931 (0.9421)	0.1421* (1.9316)	0.1346* (1.8219)	0.0824 (0.8613)
manu	0.2513** (2.3624)	0.2041** (2.4436)	0.3092** (2.1828)	0.2319** (2.1527)	0.2241** (2.2641)	0.3527** (2.4714)
ee	0.0912 (0.8702)	0.1254 (1.3137)	0.1372 (1.4716)	0.0716* (1.9024)	0.1326 (1.0216)	0.1281 (1.3824)
urban	0.0363** (2.2703)	0.0823 (1.0647)	0.0912 (1.4528)	0.0352** (2.3102)	0.0728 (1.2371)	0.0869 (1.3281)
rd	-0.9233* (-1.9302)	-0.6241 (-1.1527)	-0.7312** (-2.3716)	-0.8137** (-2.1625)	-0.5316 (-1.2784)	-0.6813* (-1.8612)
常数项	5.2371** (2.4542)	8.3342*** (3.0916)	6.2571** (2.1607)	4.7126** (2.1452)	7.4211*** (3.8317)	5.9327** (2.3671)
样本数	420	420	420	420	420	420
Wald 检验	15923.26 (0.00)	31629.84 (0.00)	51823.66 (0.00)	14742.27 (0.00)	30629.37 (0.00)	49261.33 (0.00)
Sargan 检验	148.6626 (0.6821)	173.9142 (0.7393)	152.1427 (0.6641)	132.7124 (0.6318)	168.9102 (0.7014)	146.8176 (0.6827)
AR(1)(P 值)	0.0367	0.0914	0.1528	0.0429	0.0736	0.1832
AR(2)(P 值)	0.7831	0.6813	0.4922	0.7327	0.6423	0.5327

资料来源:作者计算整理。

^① 由表 3 中的估计(1)—(3)及(4)—(6)可知,三种工业污染物所对应的隐性经济规模的临界值均低于中国 1998—2012 年平均的隐性经济规模,意味着中国当前的环境管制强度总体上不利于环境质量的改善。

五、结论与政策启示

传统观点认为,如果忽略隐性经济对环境污染的影响,政府提高环境管制强度通过减少企业生产经营活动中污染物的排放行为而降低了环境污染。但是,由于隐性经济的存在,对污染采取的环境管制越严格,反而可能提高了环境污染,这是因为环境管制通过隐性经济对环境污染的影响是正向的。因此,为了研究环境管制对环境污染的影响,需要考虑隐性经济的影响。为此,本文在考虑隐性经济存在的情况下,首先从理论上研究了环境管制和隐性经济对环境污染的影响,在此基础上,运用固定效应模型和系统 GMM 方法实证考察了环境管制、隐性经济及其二者交互作用对中国环境污染的影响。本文的基本结论如下:①理论研究显示,环境管制对环境污染存在两种相反的效果:一方面,环境管制通过减少官方经济活动而降低了环境污染;另一方面,环境管制通过扩大隐性经济规模而提高了环境污染。②计量结果表明,环境管制强度对中国的环境污染存在显著负向影响,环境管制强度与隐性经济规模的交互作用对中国的环境污染存在显著正向影响,总体而言,中国当前的环境管制不利于环境质量的改善。隐性经济规模对中国的环境污染存在显著正向影响,环境管制强度越高,隐性经济对中国环境质量的恶化效应也越大。③中国的环境污染与人均收入水平之间呈现倒“U”型关系,EKC 假说在中国显著存在。贸易开放度、工业化、城市化、能源效率和研发对中国环境污染产生重要影响。本文的政策启示如下:

(1)上述估计结果对于中国环境管制政策的制定和实施具有重要的启示意义。本文建议:①政府应当进一步提高环境管制强度。中国环境污染日益恶化的一个重要原因就是环境管制强度较弱,环境管制强度是否合理直接关系其对企业排污行为的制约是否有效。因此,政府应加强对企业污染性经济活动的限制,通过提高环境管制强度刺激企业进行治污和生产技术创新,使企业达到实现污染治理和生产效率提高的双重目的。②政府应当制定适宜的环境管制强度,注重对环境管制强度的动态调整。政府不能盲目提高环境管制强度,应循序渐进,根据不同地区、不同行业以及环境污染程度的现实特点,有针对性地采取差异化的环境管制强度,在企业的可承受范围内注重滚动修订,及时将环境管制强度调整至合理水平,避免固定在某一特定水平,这样才能对企业起到持续不断的约束与激励作用。③政府应灵活运用环境标准、排污费、可交易的污染许可证、环境税等多种环境管制手段,保证能够赋予企业一定的减排灵活空间。环境管制对企业的影响不仅与环境管制的严厉程度有关,还依赖于环境管制工具的选择^[29]。因此,政府应将“控制型”环境管制与“市场激励型”环境管制进行有效结合,增加环境管制工具的多样性和有效性,给予企业一定的减排灵活空间,激励企业寻求更先进的技术和手段降低污染排放。

(2)隐性经济活动作为中国环境污染的一个重要来源,其存在为企业规避环境管制提供了巨大的可行空间,隐性经济在提高环境污染的同时,加大了环境管制的难度。所以,本文建议:①政府部门应加大对隐性经济的监督和管理,控制隐性经济规模,加大对隐性经济部门排放污染的监督和惩罚力度,减少隐性经济部门中的污染性企业密集度,降低污染密集型隐性经济部门比例,这不仅有利于减少隐性经济对环境质量的负面影响,而且在一定程度上有利于降低环境管制通过隐性经济对环境质量的恶化效应。②制定合理有效的隐性经济部门的税收政策,建立科学有效的隐性经济部门核算制度。本文在运用 MIMIC 方法测算影响中国隐性经济的主要因素时发现,税收负担也是隐性经济规模扩大的另一个重要原因。随着隐性经济规模的不断膨胀,其对中国环境质量的负面效应日益显现,因此政府应当制定合理有效的税收政策使隐性经济活动逐步“显性化”,同时辅之以科学有效的核算制度统计和监测隐性经济的规模和结构。③建立行之有效的污染减排奖惩机制,制定隐

性经济部门同行监察制度。中国当前的环境管制政策对抑制隐性经济部门的生产活动作用非常有限,政府应建立行之有效的惠及隐性经济部门的污染减排奖惩制度,同时鼓励隐性经济部门同行之间相互监督以避免企业将官方经济活动转入隐性经济活动,进而达到降低隐性经济活动对中国环境质量的负面影响的目的。

[参考文献]

- [1]张成,陆旸,郭路,于同申. 环境管制强度与生产技术进步[J]. 经济研究, 2011,(2):113-124.
- [2]Elgin, C., Mazhar, U. Environmental Regulation, Pollution and the Informal Economy [R]. Bogazici University Department of Economics Working Papers, 2012.
- [3]Hart, K. Informal Economy [A]. Steven N. Durlauf, and Lawrence E. Blume. The New Palgrave Dictionary of Economics[C]. Palgrave Macmillan, 2008.
- [4]Ihrig, J., Moe, K. Lurking in the Shadows: The Informal Sector and Government Policy [J]. Journal of Development Economics, 2004,(73):541-77.
- [5]Schneider, F., Enste, D. Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences [J]. The Journal of Economic Literature, 2000,38(1):77-114.
- [6]Schneider, F. Shadow Economies around the World: What Do We Really Know[J]. European Journal of Political Economy, 2005,(21):598-642.
- [7]Baksi, S., Bose, P. Environmental Regulation in the Presence of an Informal Sector [R]. Department of Economics, The University of Winnipeg, Working Paper, 2010.
- [8]Blackman, A. The Benefits and Costs of Informal Sector Pollution Control: Mexican Brick Kilns[J]. Environment and Development Economics, 2006,(11):603-627.
- [9]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):476-484.
- [10]Blackman, A., Bannister, G. J. Pollution Control in the Informal Sector: The Ciudad Juarez Brickmakers' Project[R]. Resources for the Future Discussion Paper, 1998.
- [11]Blackman, A. Alternative Pollution Control Policies in Developing Countries [J]. Review of Environmental Economics and Policy, 2000,4(2):234-253.
- [12]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.
- [13]Chattopadhyay, S., Banerjee, S., Millock, K. Pollution Control Instruments in the Presence of an Informal Sector[R]. Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), Centre D'économie De La Sorbonne Working Paper, 2010.
- [14]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,(9):30-36.
- [15]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.
- [16]Mazhar,U., and Elgin, C. Environmental Regulation, Pollution and the Informal Economy [J]. The State Bank of Pakistan(SBP) Research Bulletin, 2013,9(1):62-81.
- [17]Biswas, A. K., Mohammad, R. F., Marcel, T. Pollution, Shadow Economy and Corruption: Theory and Evidence[J]. Ecological Economics, 2012,(75):114-125.
- [18]李锴,齐绍州. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放[J]. 经济研究, 2011,(11): 60-72.
- [19]张克中,王娟,崔小勇. 财政分权与环境污染:碳排放的视角[J]. 中国工业经济, 2011,(10):65-75.
- [20]原毅军,刘柳. 环境管制与经济增长:基于经济型规制分类的研究[J]. 经济评论, 2013, (1):27-33.
- [21]Frey, B. S., and Week-Hannemann, H. The Hidden Economy as an "Unobserved" Variable [J]. European Economic Review, 1984,26(1):33-53.
- [22]Grossman,G., and A. Krueger. Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement [R].

- NBER Working Paper, 1991.
- [23]Cole, M. A. Trade, the Pollution Haven Hypothesis and the Environmental Kuznets Curve: Examining the Linkages[J]. Ecological Economics, 2004,(48):71–81.
- [24]李小平,卢现祥. 国际贸易、污染产业与中国工业CO₂排放[J]. 经济研究, 2010,(1):15–26.
- [25]Friedl,B., Getzner, M. Determinants of CO₂ Emissions in a Small Open Economy [J]. Ecological Economics, 2003,(45):133–148.
- [26]Panayotou, T. Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool[J]. Environment and Development Economics, 1997,(2):465—484.
- [27]Bond,S. R. Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro-Data Methods and Practice[J]. Portuguese Economic Journal, 2002,21(1):141–162.
- [28]Blundell, Richard, and Stephen Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Model[J]. Journal of Econometrics, 1998,87(1):115–143.
- [29]Sartzidakis, E. S., Constantatos, C. Environmental Regulation and International Trade [J]. Journal of Regulatory Economics, 1995,(8):61–72.

The Effect of Environmental Regulation on Environmental Pollution in China ——Based on the Hidden Economy Perspective

YU Chang-lin¹, GAO Hong-jian²

(1. The Center for Macroeconomic Research of Xiamen University, Xiamen 361005, China;
2. Fuzhou Central Branch of People's Bank of China, Fuzhou 350003, China)

Abstract: Researches on how does environmental regulation affect environmental pollution usually ignore the influence of hidden economy. The hidden economy as an important feature of the weakening of the existing system, not only brings about environmental pollution, but also affects the effectiveness of environmental regulation. Therefore, this paper takes the hidden economy into consideration in the model and studies theoretically the effect of environmental regulation on environmental pollution and how this effect depends on the size of the hidden economy. The theoretical results show that environmental regulation not only decreases environmental pollution through reduction of official economic activity, but also increases environmental pollution through the expansion of hidden economic activity. The net effect of environmental regulation on environmental pollution depends on which effect is dominant. Subsequently, based on the provincial panel data from 1998 to 2012, the paper used the fixed effect model and system GMM estimation method to examine the effect of environmental regulation strength, the size of the hidden economy and the interaction between them on environmental pollution in China. The empirical results show the effect of environmental regulation strength on environmental pollution in China is significantly negative and the effect of the interaction between environmental regulation strength and the size of the hidden economy on environmental pollution in China is significantly positive. In general, China's current environmental regulation is not conducive to the improvement of environmental quality. In addition, the paper confirms that the effect of the size of the hidden economy on environmental pollution is significantly positive, the higher environmental regulation strength, the greater the negative impact of hidden economy on environment in China.

Key Words: environmental regulation; the hidden economy; environmental pollution

JEL Classification: O17 Q53 Q58

[责任编辑:王燕梅]