

DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2017.1063

环境规制工具对中国经济增长的影响 ——基于环境分权的门槛效应分析

黄清煌¹, 高明¹, 吴玉²

(1.福州大学 经济与管理学院, 福州 350110; 2.福州软件职业技术学院, 福州 350003)

摘要: 基于环境分权体制,使用2001—2012年中国30个省份的面板数据,运用系统广义矩估计考察环境规制工具的经济增长效应,并基于不同环境分权检验了环境规制工具与经济增长的非线性关系。研究结果表明:(1)环境分权下,命令控制型和公众参与型规制工具的经济促进效应由负转正,而市场激励型规制工具则由正转负;(2)三类环境规制工具对经济增长的影响均存在双重门槛效应,只有环境分权越过特定临界值时才能引致正向的经济增长效应;(3)在命令控制型规制工具上,有15个省份处于合理水平,而在市场激励型和公众参与型规制工具上,有8个省份处于合理水平。因此,为实现环境保护和经济协调发展,政府应合理优化规制工具组合和深化改革环境分权结构。

关键词: 环境规制工具; 经济增长; 环境分权; 门槛效应

中图分类号: F205

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2017)03-0033-10

一、文献综述

改革开放以来中国经济快速增长,然而,繁荣背后的环境问题同样值得深思。面对资源约束趋紧和生态环境恶化的严峻形势,中国政府已明确提出了“科学发展观”和“构建和谐社会”的发展理念,把建设资源节约型、环境友好型社会作为经济结构调整和经济发展方式转变的重要抓手,把资源节约和环境保护作为一项基本国策。因此,未来的经济增长速度将在节能减排目标下放缓。鉴于环境产品的公共物品属性、环境问题的负外部性以及微观经济主体机会主义的存在,使得单靠市场难以实现污染减排的目标,从而需要环境规制来弥补“市场失灵”的缺陷。环境规制在改善环境绩效的过程中,一方面可能出现导致企业治污成本上升的“遵循成本效应”^[1],从而束缚企业经济绩效;另一方面可能会刺激企业主动进行环境管理创新和环保技术改造的“创新补偿效应”^[2],从而促进企业转型升级。因此,环境规制工具的经济增长效应实际上取决于两种效应孰优孰劣^[3]。

环境规制与经济增长关系的假说大致可以归纳为以下3种:一是“制约论”,即在技术资源条件不变的前提下,为实现环境效益的规制工具,将不可避免地加重企业的生产成本,导致企业竞争力下降^[4]。由于该假说未考虑环保意识增强使得微观经济主体行为改变的可能性,即企业竞争力在内涵和外延上发生实质性的转变,从而使其普适性招致怀疑^[5]。二是“双赢论”,以波特为代表的学者们在上述静态分析框架的基础上,进一步引入动态创新机制,形成第二种观点“双赢论”。该假说认为,适度的环境规制可以引致企业进行技术创新的积极性,从而部分弥补甚至超过企业的遵循成本,实现环境保护和经济增长共赢的局面^[6]。然而,“双赢论”假设企业本身的“无效率”与传统企业追求利润最大化的假设相冲突,致使该假说仍存在一定的局限性。Timo等(2009)^[7]就认为,若存在双赢的可能,逐利的企业为何还等环境规制来引导?因此,环境规制与经济发展的关系实际上取决于创新补偿效应的大小,从而为第三种观点“不确定论”的形成奠定理论基础。三是“不确定论”,该假说认为,环境规制对经济增长的影响受规制质量、环境壁垒、产业特点、产业水平等因素的影响,导致其关系难以有明确的结论^[8-9]。

收稿日期: 2016-06-10

基金项目: 福建省社科规划项目资助“环境规制服务污染减排与经济协调发展的评价及优化对策研究”(FJ2015C232);福建省科学技术协会科技思想库研究项目资助“新常态下发展福建省大气污染防治产业路径与对策研究”(FJKX-A1502);福建省软科学研究项目资助“福建省大气污染防治产业技术路线图制定与升级路径研究”(2015R0047)

作者简介: 黄清煌(1987—),男,博士研究生,E-mail:huangqh2014@163.com;高明(1965—),男,管理学博士,教授,E-mail:gaoming65@163.com;吴玉(1990—),女,讲师,E-mail:15980210627@163.com

纵观国内外环境规制的实践,其工具分为以下3种^①:一是命令控制型规制工具,包括环境标准、执行标准、技术标准及“三同时”制度等;二是市场激励型规制工具,包括排污收费制度、可交易许可证制度及减排“押金—退款”政策;三是公众参与型规制工具,包括环境听证制度、环境信息公共制度及环境认证制度等。然而,现有从规制工具视角研究环境政策经济效应的文献相对较少,仅有的研究也集中在探讨环境规制工具与技术创新的关系。Rehfeld等(1997)^[12]指出,公众参与型规制工具虽在一定程度上能够推动产品创新,但在绿色产品向全球市场扩展过程中,就需要命令控制型和市场激励型规制工具的有效扶持。马富萍等(2011)^{[13]87-92}发现,命令控制型规制工具对技术创新的影响不显著,而市场激励型和公众参与型规制工具对技术创新均呈现显著正向影响。王小宁和周晓唯(2015)^[14]指出,命令控制型和市场激励型环境规制工具对西部地区的技术创新均产生正向影响,其中命令控制型环境规制工具的效果更为显著,而公众参与型规制工具对技术创新有显著的抑制作用。可见,上述的研究结论并未达成一致。为此,Geels等(2007)^[15]认为,推动经济增长或技术创新的最优环境规制工具是不存在的,不同规制工具能否有效发挥取决于所处的环境。

然而,当前少有文献将环境规制及其规制工具与经济增长关系的探讨置于环境分权背景下。事实上,分权治理结构下规制工具除了“遵循成本效应”和“创新补偿效应”的权衡,还取决于规制主体和客体的行为机制。具体到中国,分权治理结构和政绩考核机制导致的地方政府层面的政策制定未必以环境保护为唯一目标,环境规制政策的制定与实施往往受制于地方政府发展经济、增加税收以及稳定就业的需要。由于政治激励和财政激励的存在,政府有动机通过弱化环境规制强度来降低企业的“合规成本”,各地区可能形成“为增长而竞争”的格局会导致地方政府为追求短期经济增长,而忽视教育、卫生、环保等民生问题。随着“十一五”规划把主要污染物的减排作为约束性指标纳入到政府环保绩效考核、实施环境执法责任追究制中,环境规制的制定和实行不仅要为经济发展留有适当空间,更要以生态环境的持续改善为终极目标^②。在执政理念的转变过程中,地方政府间环境规制的“逐底竞争”是否依然存在,还是改进为“竞相向上”?

鉴于此,本文试图从环境分权这一视角,考察不同规制工具的经济增长效应。本文可能的边际贡献在于:第一,研究对象上,将命令控制型、市场激励型和公众参与型纳入环境规制评价体系,并引入到既定的模型中,分别考察不同规制工具的经济效果,以期优化规制工具组合。第二,研究视角和逻辑上,以往文献大都将环境分权作为规制工具影响经济增长的内部条件,并通过设定空间面板模型探究规制工具的策略互动特征。而本文将规制工具影响经济增长的外部条件,考察是否存在环境分权的合理区间使得环境规制工具的经济增长效应最优。第三,研究方法上,为避免传统主观判定环境分权区间导致估计结果的偏误,采用 Hansen 提出的门槛模型,根据数据自身的特征内在地确定门槛值,以期获得不同规制工具下引致最优经济增长的环境分权区间。

二、变量选取与模型构建

(一)模型与方法

在参照赵霄伟(2014)^{[16]105-113}和 Sohn等(2015)^[17]关于环境规制与经济增长关系模型的基础上,基于环境分权思路检验环境规制工具的经济增长效应。首先,式(1)为环境规制与经济增长的预估计,初步考察不同规制工具对经济增长的作用方向和强度。鉴于模型本身可能存在的内生性及因变量的滞后效应;式(2)通过引入因变量的滞后项,运用系统广义矩估计来缓解上述问题。上述2个模型作为现有多数文献研究环境规制工具与经济增长关系所采用的实证框架,然而,仅凭上述模型的 β 系数来判别环境规制工具对经济增长影响方向是不充分的,模型中均无法体现环境分权所带来的地区间环境决策的博弈行为。为体现这一点,本文在式(3)引入环境分权和环境规制工具的双乘项作进一步检验。

$$\ln \text{pgdp}_i = a_k \text{er}_{ki} + \chi X_i + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\ln \text{pgdp}_i = \sigma \ln \text{gdp}_{i-1} + \beta_k \text{er}_{ki} + \theta X_i + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\ln \text{pgdp}_i = \rho \ln \text{pgdp}_{i-1} + \delta_k \text{er}_{ki} + \tau_k \text{er}_{ki} \times \text{es}_i + \omega X_i + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

^①基于经济主体排污行为采取的不同约束方式划分,规制工具传统上可以区分为命令控制型和市场激励型规制工具,伴随公众对环境质量的需求,规制工具得以创新,出现了生态标志、自愿协议等一系列公众参与型规制工具。Xepapadeas(1999)^[10]也指出,环境规制不仅仅取决于政府指令和市场激励,还取决于公众的环保意识,这一划分标准也得到李斌和彭星(2013)^{[11]88-47}的支持。

^②2010年2月9日,第一次全国污染源普查情况和成果新闻公报:<http://news.hexun.com/2010-02-09/122656238.html>。

其中, i 和 t 分别表示省份和年份; $pgdp_{it}$ 表示第 i 个省份第 t 期人均GDP; $pgdp_{it-1}$ 表示滞后一期的人均GDP(后文将以 $L.lnpgdp_{it}$ 表示); er_{kit} 表示环境规制工具, k 的取值范围为1~3; er_{lit} 表示命令控制型规制工具(cer); er_{mit} 表示市场激励型规制工具(mer); er_{pit} 表示公众参与型规制工具(per); es 表示环境分权程度; X 包括了环境规制外其他一些影响经济增长的重要因素,诸如人力资本、技术创新、贸易开放度和外商直接投资; α_k 、 β_k 和 δ_k 分别度量不同环境规制工具对经济增长的作用方向; χ 、 θ 和 ω 衡量控制变量对经济增长的作用方向; μ 和 λ 分别表示地区和时间固定效应; ε 为残差项。

(二)数据说明及变量选取

根据上述设定的实证框架,本文选取2001—2012年来自国内30个省(市、自治区)构成的面板数据进行实证检验,西藏地区由于数据缺失严重而未纳入模型。相关数据均来自历年《中国统计年鉴》《中国环境科学年鉴》《中国工业经济统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》,所有货币计量的变量均按2001的物价指数进行调整。为控制地区规模导致经济总量异质性,本文选取人均地区生产总值作为被解释变量。核心解释变量环境规制工具:命令控制型规制工具(cer)是立法或行政部门根据相应的法律、法规和技术标准,直接规范和干预企业的排污行为。结合国家统计局的统计口径,选用各地区单位工业产值的“三同时”项目投资^①来度量。市场激励型规制工具(mer)旨在通过“看不见的手”为排污企业提供各种市场信号,激励企业从实施技术创新中获益。排污收费制度作为中国最重要的环境规制手段以及国内外学者倾向于将其作为环境规制的度量指标,本文使用各地区单位工业产值的排污收费来表示。公众参与型规制工具(per)是社会公众为防止损害自身或公共环境权益而进行的揭露和诉讼行为,包括新闻舆论对排污企业的监督和职能部门的压力等,根据数据的可得性,选取各地区环境信访中单位工业产值的上访批次群众来衡量。

为了尽可能降低其他变量遗漏对估计结果产生偏误,本文简要回顾已有关于经济增长决定因素的相关文献。古典经济增长理论认为,资本、劳动等要素都是促进经济增长的重要因素。新古典经济理论则进一步指出,经济增长得益于内生因素而非外生因素,即生产要素和条件的新组合以实现技术进步。此外,Barro和Martin(1997)^[18]指出,贸易有利于技术溢出和扩散,从而影响经济增长的收敛速度。最后,FDI作为集资本、管理和技术于一体的资源同样不可忽视,技术扩散模型中论述FDI将通过竞争效应、关联效应、人力资本流动和模仿效应等渠道增强区域经济的供给能力。基于上述分析,本文拟选择除环境规制外的其他4个控制变量,即人力资本hc、技术创新ti、贸易开放度td、外商直接投资fdi。本文采用6岁及以上人口的平均教育年限来衡量人力资本,用进出口总额来度量贸易开放度,用国内3种发明专利的申请量表示技术创新,用当年实际利用外资规模代表外商直接投资。表1统计变量的基本统计量、计算方法和数据来源。

表1 变量的描述性统计与数据来源

变量	均值	标准差	最小值	最大值	解释说明及数据来源
lnpgdp	9.136	0.483	7.948	10.340	人均实际GDP ^{bc}
cer	0.010	0.032	0.000	0.500	三同时项目环保投资/工业总产值 ^{ab}
mer	8.863	7.419	0.231	69.983	排污费征收总额/工业总产值 ^{ab}
per	0.786	1.100	0.008	7.543	各地区环境信访中群众上访批次/工业总产值 ^{ab}
lnhc	2.105	0.114	1.799	2.471	(16×大专及以上学历+12×高中+9×初中+6×小学)/6岁及以上人口 ^a
lntd	6.947	1.724	2.797	10.827	各地区货物进出口总额 ^a
lnti	8.929	1.533	4.820	13.066	国内三种发明专利的申请量 ^a
lnfdi	7.411	1.433	3.982	10.405	分地区外商直接投资总额 ^a
es	0.033	0.026	0.003	0.098 4	环境分权: $\left[\frac{(LEPP_{it})/POP_{it}}{(NEPP_{it})/POP_{it}} \right] \times [1 - (GDP_{it}/GDP_{it-1})]^{bc②}$

注:(1)所有变量都包含360个样本数;(2)数据来源历年统计年鉴简写如下:a为中国统计年鉴,b为中国环境科学年鉴,c为中国人口统计年鉴;(3)对相应的变量进行对数处理^③。

①建设项目“三同时”制度是指一切新建、改建和扩建的基本建设项目、技术改造项目、自然开发项目,以及可能对环境造成损害的工程建设,其中需要配套建设的防治污染和其他公害的环境保护设施,必须与主体工程同时设计、同时施工、同时投产使用,是中国目前提高环境准入门槛、防止新污染源产生的有力手段。

②环境分权借鉴黄清煌和高明(2016)^[19]利用不同层级政府部门人员分布特征来描述。公式中,LEPP代表地区环保系统人员数;NEPP代表全国环保人员数;POP代表人口规模。

③本文对变量取对数化,主要是为了避免异方差和多重共线性问题。由于cer存在0值,故不取对数,es值均小于1,也不取对数。

三、实证结果与分析

(一)系统 GMM 回归结果

表 2 普通面板回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
L.lnpgdp				0.747*** (36.520)	0.726*** (22.790)	0.697*** (24.220)	0.598*** (11.520)	0.780*** (21.950)	0.672*** (28.480)
lnceer	0.019 (1.360)			0.027*** (6.000)			-0.138*** (-3.420)		
lnmer		-0.005 (-0.530)			0.044*** (7.090)			0.100*** (7.980)	
lnper			-0.067*** (18.190)			-0.040*** (-13.140)			-0.083*** (-3.790)
lnhc	1.940*** (15.980)	1.931*** (15.220)	1.593*** (13.110)	0.440*** (11.980)	0.489*** (16.650)	0.281*** (9.190)	0.299*** (6.380)	0.413*** (8.490)	0.293*** (8.690)
lntd	0.170*** (10.100)	0.176*** (10.470)	0.070*** (3.110)	0.059*** (7.280)	0.053*** (8.240)	0.092*** (10.190)	0.123*** (7.920)	0.067*** (7.620)	0.090*** (11.560)
lnti	0.102*** (4.160)	0.099*** (4.180)	0.199*** (11.700)	-0.055*** (-6.150)	-0.099*** (-7.660)	-0.125*** (-16.760)	0.075*** (2.600)	-0.113*** (-8.010)	-0.124*** (-13.850)
lnfdi	0.063*** (5.140)	0.059*** (4.780)	0.040*** (3.320)	0.040*** (6.080)	0.045*** (4.300)	0.029*** (1.770)	0.063*** (7.250)	0.064*** (5.810)	0.016*** (1.210)
lnexes	—	—	—	—	—	—	0.151*** (3.910)	-0.073*** (-3.980)	0.038*** (1.920)
-cons	5.738*** (14.780)	5.694*** (14.640)	6.409*** (17.810)	1.214*** (8.370)	0.780*** (3.050)	1.665*** (11.060)	4.007*** (5.340)	-0.104 (-0.290)	2.103*** (7.630)
AR(1)	—	—	—	-4.368 (0.000)	-4.275 (0.000)	-4.121 (0.000)	-4.075 (0.000)	-4.118 (0.000)	-4.010 (0.000)
AR(2)	—	—	—	-1.595 (0.111)	-1.491 (0.136)	-1.101 (0.271)	-1.144 (0.253)	-1.573 (0.116)	-1.011 (0.312)
sargan	—	—	—	29.662 (0.987)	29.665 (0.993)	28.802 (0.995)	29.421 (0.839)	28.934 (0.993)	28.789 (0.993)
wald	—	—	—	18 600.5 (0.000)	18 033.6 (0.000)	6 315.3 (0.000)	13 611.3 (0.000)	44 466.1 (0.000)	6 772.8 (0.000)

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上变量显著。

由表 2 所示,了不同环境规制工具影响经济增长的回归结果,模型(1)~模型(3)采用普通最小二乘法,然而规制工具与经济增长可能存在双向因果关系,即“环境分权模式下,政治上的晋升锦标赛会引致地方政府放低环境标准以吸引资本、技术和劳动力等要素的流入,从而促进经济增长^{[16]105-113};与此同时,随着经济的不断增长,居民对环境治理的要求不断提高,开始重视政府环境规制的制定和实施”。因此,在环境分权下研究规制工具的经济效应考虑这种关系引致的内生性问题,普遍的处理方法是选择合适的工具变量。为此,Arellano 和 Bond(1991)^[9]提出了一阶差分 GMM 估计法,其基本思路是先对方程进行差分,进而采用水平值的滞后项作为差分变量的工具变量。一阶差分 GMM 估计法虽能有效地处理解释变量的内生性问题,但有可能产生弱工具变量问题,Blundell 和 Bond(1998)^[20]通过构建系统 GMM 来弥补上述缺陷,并得出“有限样本下系统 GMM 比一阶差分 GMM 估计法更有效”的结论。模型(4)~模型(6)为采用系统 GMM 检验所得的估计结果,其显著性效果优于 OLS 估计,说明滞后项作为工具变量可以有效地缓解内生性问题。模型(7)~模型(9)进一步引入环境分权和规制工具的交乘项,考察环境分权是否对规制工具与经济增长之间的关系产生影响。

由表 2 所示,模型(4)~模型(9)估计结果中系数联合显著性的 Wald 检验 P 值均为 0,拒绝了解释变量系数全部为零的原假设,表明模型整体显著。而 Sargan 检验的 P 值均大于 0.8,表明系统 GMM 新增工具变量是有效的,不存在过度识别问题。由 AR(1)和 AR(2)的 P 值可知,随机扰动项只存在一阶系列相关但不存在二阶系列相关。模型(4)~模型(9)经济增长的一阶滞后变量系数均通过了 1%显著性检验,说明前期的经济增长影响当前的水平,即经济增长具有显著的累积效应。

1.命令控制型规制工具的检验

模型(4)报告了命令控制型规制工具的经济效应,回归结果中命令控制型规制工具系数显著为正,命令控制型规制强度每加强 10%将会提升经济增长 2.7%,反映了该类规制工具确实能够倒逼企业进行绿色创新而对经济产生积极影响。命令控制型规制工具作为政府强制性行政命令,短期内虽可能增加企业治污成本的压力,从而对技术创新和产业绩效产生不利影响。但从动态长期发展来看,企业为使自身在竞争中脱颖而出,将主动进行绿色技术创新以满足政府的排污标准,此时“创新补偿”所带来的正面效应能够有效抵消“遵循成本”所带来的负面影响,从而体现波特假说效应。这与李斌(2013)^{[11]38-47}得出命令控制型规制工具在长期内

难以通过绿色技术创新以实现良好节能减排的目标存在分歧,究其原因,可能在于本文未考虑环境分权下政府环境规制之间的博弈产生的影响。为验证这一点,模型(7)进一步引入规制工具与环境分权的交叉项, $\ln cer$ 的系数显著为负,而 $\ln cer \times es$ 的系数显著为正,表明命令控制型规制工具抑制经济增长,而在环境分权背景下,规制工具反而成为促进经济增长的重要因素。这一结论虽与赵霄伟(2014)^[16]105-113关于“地方政府的环境政策的非完全执行和逐底竞争”存在差异,但与周黎安(2009)^[21]认为当前环境政策发挥棘轮效应的结论不谋而合。在政治垂直体系中,随着环境问题开始明确进入地方官员晋升的考核体系,通过环境污染排放指标层层分解的行政包干制和政治锦标赛模式来激励环境规制强度的竞相向上,而这种“自上而下的标尺竞争”可以有效避免企业的机会主义,促使企业积极进行产业升级。

2. 市场激励型规制工具的检验

模型(5)报告了市场激励型规制工具的经济效应,回归结果中市场激励型规制工具系数显著为正,且系数大于命令控制型规制工具的回归系数,说明市场激励型规制工具具有比命令控制型规制工具更好的经济增长促进效应,而更为重要的是,它可以给予排污企业更大的灵活性和更多的激励去选择更先进的技术来实现产业优化升级。印证了 Kathuria 和 Vinish(2006)^[22]的研究结论,他们证实:市场化激励型规制工具相比命令控制型规制工具能够实现更大程度的经济增长。然而,在模型(8)引入规制工具与环境分权的交叉项后, $\ln cer$ 的系数显著为正,而 $\ln cer \times es$ 的系数却显著为负,表明市场型规制工具虽有利于倒逼产业升级以促进经济增长,但环境分权制度下,政府为吸引其余地区企业进驻而竞相提供环境优惠政策,规制强度的下降将增加本地区而降低其他地区的产出、利润和福利水平。这显然是不符合可持续发展理念的,任其发展,必将导致地方政府规制工具的逐底竞争,那么规制工具作为处理环境负外部性的作用将丧失。回顾规制工具的实践,似乎也能够在一些证据,命令控制型规制工具主要针对高污染、高能耗、低产出的中小型企业,随着国家明确提出了“科学发展观”和“构建和谐社会”的发展理念,环境保护势在必行,由于其污染属性使得这些中小型企业成为地方政府首要限制对象,因此命令控制型规制工具会形成竞争向上以防止这类企业的流入;而市场激励型规制工具目标的实现,主要受制于环境政策执行过程经济、政治、社会和文化等背景条件,从而给予政府非完全执行的动机,同时政治上的晋升锦标赛和环境分权加剧了地方政府逐底竞争以吸引投资的可能性。

3. 公众参与型规制工具的检验

模型(6)报告了公众参与型规制工具的经济效应,回归结果中公众参与型规制工具系数显著为负,公众参与型规制强度每加强 10%将会减缓经济增长 8.3%,这与马富萍等(2011)^[13]87-92得出自愿型规制工具对生产绩效存在促进效应的结论不一致。究其原因,可能是在环境意识不断增强和环境价值观念转变的环境下,公众与企业之间存在社会收益和私人成本的权衡,随着公众参与型规制强度的提升,公众具有更大的影响力与污染厂商进行协商或游说,对污染厂商的产品进行抵制,或通过媒体曝光、环境评级等手段影响厂商的信誉和公众形象,然而公众对于环境质量若存在信息不对称,则必然使得排污企业失去主动性与主导性,从而影响其经营绩效。模型(9)进一步引入规制工具与环境分权的交叉项后, $\ln cer$ 的系数显著为负,而 $\ln cer \times es$ 的系数却显著为正,表明公众参与型规制工具本身对经济产生阻碍效果,但环境分权与公众参与型规制工具的协同作用却有利于经济增长,表明该规制工具竞争也符合命令控制型规制工具的竞相向上,本地区公众环保意识的提升可以带动相邻地区的公众绿色理念,从而促进各地区产业升级发展。

4. 控制变量的检验

控制变量中,人力资本的回归系数显著为正,表明人力资本的积累有助于形成本地区有效的生产能力,为本地区经济增长提供有力的人力资本支撑。贸易开放度与经济增长呈显著正相关关系,这一结果在一定程度上表明,贸易的发展有助于促进地区先进技术的引进及产品的流动,从而带动地区产业结构和贸易模式变化。令人遗憾的是,技术创新成为遏制经济增长主要因素,这可能与技术创新的滞后效应有关。此外,科研经费的浪费同样值得关注,制度性浪费、决策性浪费和执行中浪费均会使得经费使用效率大打折扣^①。FDI 是促进经济增长的重要诱因,一致于贸易效应理论,且 Saini 等(2010)证实,FDI 会通过技术溢出和示范效应诱发经济转型升级^[23]。

(二) 门槛回归结果

前文已初步检验环境规制工具与经济增长的关系,也印证了环境分权确实能够通过政策竞争而对规制

^①http://news.xinhuanet.com/politics/2016-01/26/c_128669614.htm。

工具的经济效果产生影响。以往相关研究主要集中于环境分权下规制工具的空间溢出效应,检验环境规制竞争导致地区间的“逐底竞争”“标尺竞争”或“无差异竞争”,但并未给出规制工具实现最大化经济促进效应的最优环境分权区间。考虑到环境分权程度等方面在不同地区和不同时期存在的巨大差异,两者间可能存在非线性关系。因此,为验证上述关系,本文利用面板门槛回归模型检验环境规制工具与经济增长间的门槛效应,以期获得最优环境分权,为政府决策部门提供经验性的理论支持。

1. 面板门槛模型的设定

根据上述的理论分析,环境规制工具与经济增长的关系可能会受环境分权的不同而呈现出非线性关系。为了避免主观判定环境分权区间造成估计的偏误,本文采用面板门槛回归模型,依据数据驱动的角度内生地分组。为此构建式(4)的单一门槛模型

$$\ln \text{pgdp}_{it} = \mu_i + \alpha_{1k} \text{er}_{kit} I(es_{it} \leq \gamma) + \alpha_{2k} \text{er}_{kit} I(es_{it} > \gamma) + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, er_{kit} 分别表示命令控制型、市场激励型和公众参与型规制工具; es_{it} 为门槛变量,即环境分权; γ 为特定的门槛值;当环境分权小于门槛值时,规制工具对经济增长的影响系数为 α_{1k} ;当环境分权大于门槛值时,相应的影响系数为 α_{2k} 。对于给定的门槛值 γ ,采用 OLS 估计得到残差平方和,并通过最小化 $S_1(\gamma)$ 来获得的 γ 估计值,即 $\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma)$ 。在得到门槛估计值后,通过构建似然比统计量 $LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\sigma^2}$,并依据 $LR_1(\gamma_0) \leq c(\alpha)$ 计算出置信区间。

上述模型中假说仅有一个门槛,但在多数情况下,门槛的个数不只一个。下面对双重门槛模型做简要分析,多重门槛则可在在此基础上进行扩展

$$\ln \text{pgdp}_{it} = \mu_i + \alpha_{1k} \sum_{k=1}^3 \text{er}_{kit} I(es_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_{2k} \sum_{k=1}^3 \text{er}_{kit} I(\gamma_1 < es_{it} \leq \gamma_2) + \alpha_{3k} \sum_{k=1}^3 \text{er}_{kit} I(es_{it} > \gamma_2) + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

首先,利用 OLS 估计得到残差平方和 $S_1(\gamma)$,并求出使 $S_1(\gamma)$ 最小的相应门槛值 γ_1 。其次,按照以下筛选标准得出第二个门槛值 $\hat{\gamma}_2$

$$S_2^y(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) & \text{若 } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1) & \text{若 } \hat{\gamma}_1 > \gamma_2 \end{cases} \quad \hat{\gamma}_2 = \arg \min_{\gamma_2} S_2^y(\gamma_2) \quad (6)$$

Bai(1997)^[24]指出, $\hat{\gamma}_2$ 是渐进有效的,而 $\hat{\gamma}_1$ 却不具有此性质。因为在估计 $\hat{\gamma}_1$ 的过程中,残差平方和中包含了所忽略的区间造成的影响。但由于 $\hat{\gamma}_2$ 是渐进有效的,所以可以固定 $\hat{\gamma}_2$,然后重新估计。多重门槛模型的假设检验与上面两种情况下相似,此处不再赘述。

2. 门槛变量的选择及检验

进行门槛回归分析前,首先需要确定样本数据是否存在门槛效应,以便设定模型的形式。其次,利用 Stata12.0 依次估计单一门槛、双重门槛和三重门槛效应,并通过使用自抽样方法获得 F 统计量的渐进分布和接受原假设的概率 P 值。表 3 估计结果显示,命令控制型规制工具的单一门槛和双重门槛均显著,相应的自抽样 P 值分别为 0.000、0.080,而三重门槛效果不显著。同理,市场激励型和公众

表 3 门槛检验效果

门槛检验	命令控制型规制工具(cer)			市场激励型规制工具(mer)			公众参与型规制工具(per)		
	单一	双重	三重	单一	双重	三重	单一	双重	三重
F 值	24.957***	10.099*	5.806	38.398***	35.868**	16.244	33.769***	17.234***	4.001
P 值	0.000	0.080	0.113	0.000	0.033	0.133	0.000	0.000	0.167
1%	12.595	16.290	12.209	13.300	38.429	26.774	29.335	12.762	14.300
5%	12.247	12.363	8.654	9.696	20.601	23.940	14.179	11.639	13.862
10%	8.718	8.541	6.197	7.995	16.131	20.157	13.028	11.338	8.262

注: P 值和临界值均为采用 Bootstrap 反复抽样 300 次得到的。

表 4 门槛估计值和置信区间

门槛值	命令控制型规制工具(cer)		市场激励型规制工具(mer)		公众参与型规制工具(per)		
	门槛估计值	95%置信区间	门槛估计值	95%置信区间	门槛估计值	95%置信区间	
单一门槛	0.003	[0.003,0.003]	0.003	[0.003,0.040]	0.003	[0.003,0.006]	
双重门槛	$\hat{\gamma}_1$	0.025	[0.018,0.083]	0.038	[0.023,0.039]	0.043	[0.005,0.043]
	$\hat{\gamma}_2$	0.003	[0.003,0.003]	0.003	[0.003,0.003]	0.003	[0.003,0.004]
三重门槛	0.026	[0.005,0.093]	0.005	[0.005,0.018]	0.036	[0.005,0.046]	

注:第一轮搜索单一门槛(结果见第 3 行);第 2 轮搜索双重门槛,首先搜索第 2 个门槛值(结果见第 5 行),固定第 2 个门槛值并重新搜索第 1 个门槛值(结果见第 6 行);第 3 轮搜索 3 重门槛,固定前两个门槛值,搜索第三门槛值(结果见第 7 行)。可以发现,第 3 个门槛值与第 1 个或第 2 个门槛值比较接近,也验证了门槛检验效果显示的三重门槛不显著的结论。

参与型规制工具也存在双重门槛效应。

表4列出各门槛估计值以及置信区间,为便于分析,图1~图6进一步展示了似然比值与门槛参数图。门槛估计值的95%置信区间是似然比统计量LR小于5%显著水平下的临界值7.35(对应各图中的虚线)所构成的区间。而LR检验曲线与水平虚线的交点构成表4中的置信区间,当门槛估计值位于该区间,同时LR值位于临界值之下,估计出的门槛值才是有效的。因此,可以判定命令控制型规制工具的双门槛模型中,较小的门槛值为0.003(图1),较大的门槛值为0.025(图2);市场激励型规制工具的双门槛模型中,较小的门槛值为0.003(图3),较大的门槛值为0.038(图4);公众参与型规制工具的双门槛模型中,较小的门槛值为0.003(图5),较大的门槛值为0.043(图6)。

从表5的结果看,各模型在同方差估计(OLS)和异方差估计(White)下,各变量的系数值和显著性均保持一致,只有t值存在较小的差异,表明模型稳定性良好。进一步根据回归的系数值及显著性水平,可知:当环境分权程度低于0.003时,每提升1个百分点,命令控制型规制工具会减缓经济增长进步变化率9.5870个百分点;当环境分权程度位于0.003~0.025时,每

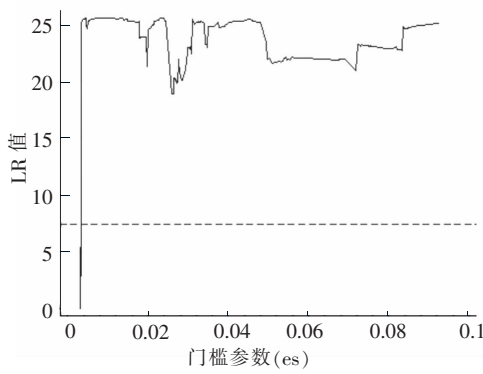


图1 搜索第一个门槛值(cer)

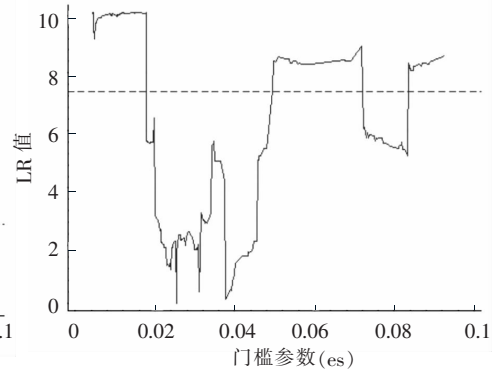


图2 搜索第二个门槛值(cer)

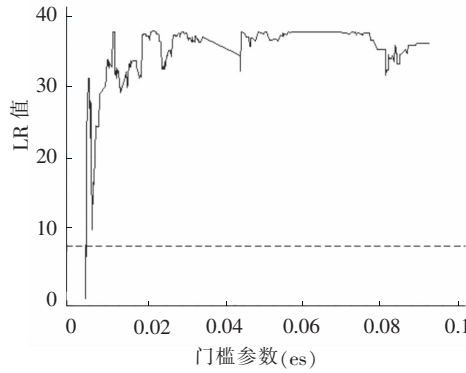


图3 搜索第一个门槛值(mer)

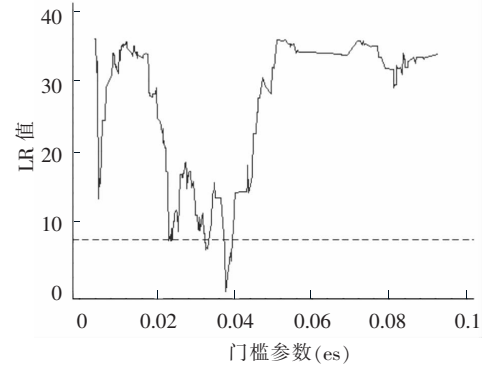


图4 搜索第二个门槛值(mer)

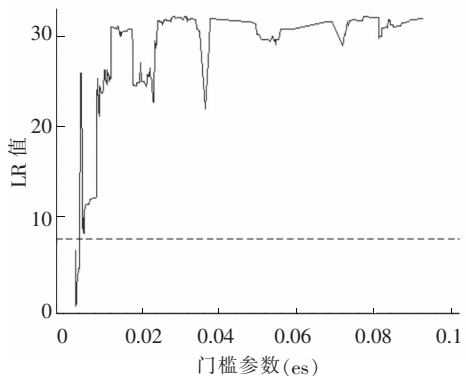


图5 搜索第一个门槛值(per)

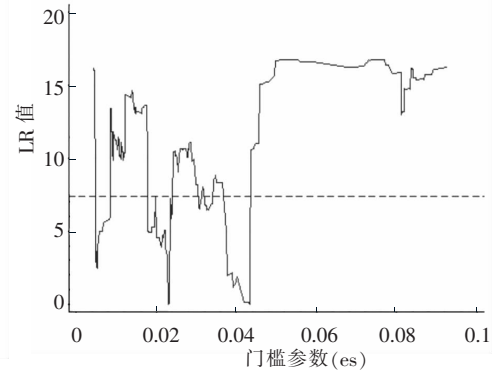


图6 搜索第二个门槛值(per)

表5 模型参数估计结果

变量	命令控制型规制工具(cer)		市场激励型规制工具(mer)		公众参与型规制工具(per)	
	tOLS	tWhite	tOLS	tWhite	tOLS	tWhite
lnhc	0.322 0** (2.230)	0.322 0* (1.980)	0.290 0** (2.130)	0.290 0* (2.040)	0.416 0*** (3.270)	0.416 0** (2.420)
lnti	0.106 0*** (6.900)	0.106 0*** (5.310)	0.072 0*** (5.850)	0.072 0*** (3.770)	0.033 7** (2.270)	0.033 7* (1.700)
lntd	0.071 7*** (5.570)	0.071 7*** (3.720)	0.084 2*** (5.870)	0.084 2*** (4.030)	0.082 1*** (7.240)	0.082 1*** (4.850)
lnfdi	-0.009 2 (-0.580)	-0.009 2 (-0.280)	0.010 6 (0.720)	0.010 6 (0.420)	-0.016 8 (-1.200)	-0.016 8 (-0.830)
er_x_es1	-9.587 0*** (-4.790)	-9.587 0*** (-10.450)	-0.015 2*** (-5.810)	-0.015 2*** (-7.750)	-0.119 0*** (-5.360)	-0.119 0*** (-11.360)
er_x_es2	-0.373 0*** (-2.530)	-0.373 0*** (-3.560)	-0.004 1*** (-4.680)	-0.004 1*** (-2.390)	-0.052 5*** (-9.070)	-0.052 5*** (-5.100)
er_x_es3	1.074 0*** (3.010)	1.074 0* (2.040)	0.006 9*** (5.680)	0.006 9*** (3.690)	0.033 0*** (3.880)	0.033 0*** (3.040)
-cons	7.154 0*** (29.450)	7.154 0*** (21.620)	7.241 0*** (32.210)	7.241 0*** (23.640)	7.456 0*** (34.770)	7.456 0*** (24.670)
R ²	0.642 7	0.642 7	0.645 7	0.645 7	0.630 1	0.630 1
F值	142.470	136.990	166.000	93.710	193.040	654.560

注:er_x_es1、er_x_es2和er_x_es3是由双重门槛划分的三个区间,er_x_es1表示小于较小门槛值所构成的区间;er_x_es2表示大于较小门槛值且小于较大门槛值所构成的区间;er_x_es3表示大于较大门槛值所构成的区间。

提升1个百分点,命令控制型规制工具会减缓经济增长进步变化率0.373 0个百分点;而若环境分权程度提升幅度超过0.025时,则之前的负向抑制作用反而转化成显著正向促进作用。因此,随着环境分权程度由小至大,命令控制型规制工具会对经济增长带来先抑制后促进的“U形”影响轨迹。

类似地,市场激励型和公众参与型规制工具对经济增长的影响也都存在两个门槛值,门槛值分别为(0.003,0.038)和(0.003,0.043)。当环境分权程度小于0.003时,市场激励型和公众参与型规制工具均对经济增长带来显著的抑制作用;当环境分权程度跨过0.003的第一个门槛值,且小于0.038(0.043)的第二个门槛值时,市场激励型(公众参与型)规制工具对经济增长的负向作用有所减弱,但仍表现出统计意义上的显著;一旦环境分权程度跨过0.038(0.043)的第二个门槛值后,市场激励型(公众参与型)规制工具对经济增长的促进作用才开始呈现。可见市场激励型和公众参与型规制工具与经济增长也符合“U形”关系。

至于控制变量,人力资本、技术创新和贸易开放度在3个模型中均表现出显著的经济增长促进效应,体现了人力资本、技术创新和贸易开放度在区域经济上的中流砥柱作用。外商直接投资对经济增长的影响系数在命令控制型和公众参与型规制工具模型中为负,在市场激励型规制工具模型中为正,但该影响并未通过显著性检验。这说明外商直接投资并未成为促进经济增长的主要因素,这与理论分析预期不一致,但Yalta等(2013)也曾得出外商直接投资与中国的GDP增长之间并不存在显著关系的结论^[29]。

综上,环境分权程度只有达到特定节点才能引致规制工具发挥良好的经济增长效益,如表6所示,在命令控制型规制工具上,北京、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、河南、湖南和湖北等省的环境分权程度均处于合理区间^①,其他地区的环境分权程度均相对较低,未能达到最优区间水平。在市场激励型和公众参与型规制工具上,22个地区的环境分权程度偏低,只有河北、山西、辽宁、江苏、浙江、山东、广东、河南处于合理水平。

表6 以2001—2012年均值划分环境分权程度区间

省份	分权	cer	mer	per	省份	分权	cer	mer	per
北京	0.028	合理	偏低	偏低	河南	0.082	合理	合理	合理
天津	0.024	偏低	偏低	偏低	湖北	0.036	合理	偏低	偏低
河北	0.074	合理	合理	合理	湖南	0.034	合理	偏低	偏低
山西	0.045	合理	合理	合理	广东	0.083	合理	合理	合理
内蒙古	0.030	合理	偏低	偏低	广西	0.011	偏低	偏低	偏低
辽宁	0.060	合理	合理	合理	海南	0.005	偏低	偏低	偏低
吉林	0.027	合理	偏低	偏低	重庆	0.010	偏低	偏低	偏低
黑龙江	0.024	偏低	偏低	偏低	四川	0.025	偏低	偏低	偏低
上海	0.036	合理	偏低	偏低	贵州	0.005	偏低	偏低	偏低
江苏	0.083	合理	合理	合理	云南	0.012	偏低	偏低	偏低
浙江	0.053	合理	合理	合理	陕西	0.023	偏低	偏低	偏低
安徽	0.018	偏低	偏低	偏低	甘肃	0.010	偏低	偏低	偏低
福建	0.026	合理	偏低	偏低	青海	0.003	偏低	偏低	偏低
江西	0.016	偏低	偏低	偏低	宁夏	0.003	偏低	偏低	偏低
山东	0.091	合理	合理	合理	新疆	0.014	偏低	偏低	偏低

四、结论与政策建议

本文利用中国2001—2012年30个省份的面板数据进行经验分析,通过构建面板计量经济模型,检验了三类环境规制工具对经济增长的影响,并进一步采用门槛模型判定环境规制工具的经济增长效应中是否存在环境分权的门槛效应,得出以下主要结论:(1)命令控制型和市场激励型规制工具有利于促进经济增长,而公众参与型规制工具成为阻碍经济增长的主要因素。(2)三类环境规制工具与经济增长关系受到环境分权程度的影响,在引入环境分权与规制工具的交叉项后,规制工具的系数发生较大的变化,甚至符号也发生变化。因此,规制工具对经济增长的影响并非简单的单调递增或递减,其影响程度和方向在不同环境分权程度区间是有所差异的。(3)门槛回归结果显示,命令控制型、市场激励型和公众参与型3种规制工具对经济增长的影响均存在双重门槛效应,只有环境分权程度达到特定的临界点时,规制工具对经济增长的促进效果才能呈现,各自的临界点分别为0.025、0.038和0.043。从各省份的环境分权程度现状分析发现:命令控制型规制工具模型中,位于环境分权合理区间的省份占50%;而市场激励型和公众参与型规制工具中,位于环境分权合理区间的省份只占26.7%。此外,人力资本、技术创新和贸易开放度在一定程度上促进经济增长,而外商直接投资于并未成为促进经济增长的主要因素。立足本文结论,为政府制定和实施环境规制提供以下几点建议或启示:

①本文将环境分权程度处于“U形”曲线左端的情况视为“偏低”,将环境分权程度处于“U形”曲线右端的情况视为“合理”。

1. 优化规制工具组合

应逐渐由命令控制型转为市场激励型环境规制工具^①, 逐渐发挥市场机制本身在环境保护和经济增长方面的协调作用, 通过开展环境财政、排污交易、环境税收、绿色资本市场和生态补偿等政策的试点工作, 完善与市场经济体制相适应的环境经济政策体系, 促进企业灵活进行环境技术创新以实现环境和经济协调发展。就公众参与型规制工具而言, 若存在信息不对称, 则可能使得排污企业失去主动性与主导性, 从而影响其经营绩效。这就需要政府建立和拓宽环境信息的公开制度和渠道, 加强环境信息公开的广度和深度, 并将环境权益和公益诉讼纳入法律文本中。此外, 应进一步加强环保宣传教育, 提高公众和企业的环保意识, 使公众主动参与监督企业的污染行为, 也使企业自觉遵守环境政策和法规。

2. 改革环境事权结构

系统 GMM 估计中交互项表明环境分权有利于改善命令控制型和公众参与型对经济增长的负向效果, 而门槛回归结果进一步指出, 规制工具对经济增长的促进效应只有跨过特定环境分权临界点时才能发挥作用, 这也部分解释了以往研究结论不一致的原因^{[9]65-73}。而中国各省的环境分权现状要求环境管理进一步分权, 赋予地方政府在环境治理中更多的职责权限。考虑到的理由是, 让地方政府享有更多的环境管理权, 尤其在环保投资、环境行政法规、环境规划和环境教育等方面, 突出地方政府拥有本地区的信息优势, 根据各地产业特性和行业特点, 鼓励环保技术的补助试行方案, 提高企业生产率和国际竞争力; 让地方政府享有更多的环境监察权, 提升地方政府环境监察能力, 鼓励地方政府环境监察行为, 避免环境分权使得规则工具的逐底竞争以吸引外部投资, 同时中央政府也应在地方环境监察事务中起到协调和监督作用。

参考文献:

- [1] LEVINSOM A, TAYLOR M S. Unmasking the pollution haven effect[J]. *International Economic Review*, 2008, 49(1): 223-254.
- [2] RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the porter hypothesis from European manufacturing sectors[J]. *Energy Policy*, 2015, 83(3): 288-300.
- [3] 黄清煌, 高明. 环境规制对经济增长的数量和质量效应——基于联立方程的检验[J]. *经济学家*, 2016, 4(7): 53-62.
- [4] COLEA M A, ELLIOTTA R, OKUBOB T. Trade, environmental regulations and industrial mobility: an industry-level study of Japan[J]. *Ecological Economics*, 2010, 69(10): 1995-2002.
- [5] KORHONEN, TOPPINEN, TUPPURA. The role of environmental regulation in the future competitiveness of the pulp and paper industry: the case of the sulfur emissions directive in northern Europe[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 108(1): 864-872.
- [6] ASANO T, MATSUSHIMA N. Environmental regulation and technology transfers[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2014, 47(3): 889-904.
- [7] TIMO K, NIEL B, ROB D. Environmental cost-benefit analysis of alternative timing strategies in greenhouse gas abatement: a data environment analysis approach[J]. *Ecological Economics*, 2009, 68(6): 1633-1642.
- [8] RASSIERAL D G, EARNHARTB D. Effects of environmental regulation on actual and expected profitability[J]. *Ecological Economics*, 2015, 112(4): 129-140.
- [9] 张倩. 环境规制对技术创新的非线性影响研究——基于中国 2003—2011 年省际面板数据分析[J]. *北京交通大学学报(社会科学版)*, 2016, 15(1): 65-73.
- [10] XEPAPADEASA A, ZEEUWB A D. Environmental policy and competitiveness: the porter hypothesis and the composition of capital[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1999, 37(2): 165-182.
- [11] 李斌, 彭星. 环境规制工具的空间异质性效应研究——基于政府职能转变的空间计量分析[J]. *世界经济研究*, 2013(6): 38-47.
- [12] REHFELDA K M, RENNINGSB K, ZIEGLERB A. Integrated product policy and environmental product innovations: an empirical analysis[J]. *Ecological Economics*, 1997, 61(1): 91-100.
- [13] 马富萍, 郭晓川, 茶娜. 环境规制对技术创新绩效影响的研究——基于资源型企业的实证检验[J]. *科学学与科学技术管理*, 2011, 32(8): 87-92.
- [14] 王小宁, 周晓唯. 西部地区环境规制与技术创新——基于环境规制工具视角的分析[J]. *技术经济与管理研究*, 2014(5): 114-118.

^①由表 2 中模型(4)和模型(7)可以看出, 命令控制型规制工具对经济增长的正向作用主要由规制工具竞争贡献的, 而实际上命令控制型规制工具本身抑制了经济增长。

- [15] GEELS F W, SCHOT J. Typology of sociotechnical transition pathways[J]. *Research Policy*, 2007, 36(3): 399-417.
- [16] 赵霄伟. 地方政府间环境规制竞争策略及其地区增长效应——来自地级市以上城市面板的经验数据[J]. *财贸经济*, 2014(10): 105-113.
- [17] SOHN S Y, JEON J, HAN E J. A new cost of ownership model for the acquisition of technology complying with environmental regulations[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 100(1): 269-277.
- [18] BARRO R J, MARTIN X S. Technological diffusion, convergence, and growth[J]. *Journal of Economic Growth*, 1997, 2(1): 1-26.
- [19] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277-297.
- [20] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [21] 周黎安, 陶婧. 政府规模、市场化与地区腐败问题研究[J]. *经济研究*, 2007(1): 57-69.
- [22] KATHURIA V. Controlling water pollution in developing and transition countries—lessons from three successful cases[J]. *Journal of Environmental Management*, 2006, 78(4): 405-426.
- [23] SAINI A, ZUBAIDI B A, HOOK L S. Foreign direct investment, economic freedom and economic growth: international evidence[J]. *Economic Modelling*, 2010, 27(5): 1079-1089.
- [24] BAI J. Estimation of a change point in multiple regression models[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(4): 551-563.
- [25] YALTA A, YASEMIN. Revisiting the FDI-led growth hypothesis: the case of China[J]. *Economic Modelling*, 2013, 31(5): 335-343.

Impact of Environmental Regulation Tools on the Economic Growth of China

—Threshold Effect Analysis based on Environmental Decentralization

HUANG Qinghuang¹, GAO Ming¹, WU Yu²

(1. School of Economics and Management, Fuzhou University, Fuzhou 350110, China;

2. Fuzhou Software Vocational College, Fuzhou 350003, China)

Abstract: Based on the environmental decentralization system, this essay explores the economic growth effect of the environmental regulation tools and adopts the panel data from 30 Chinese provinces in 2001 to 2012. On the basis of applying the systemic GMM to examine the impact of the environmental regulation tools on the economic growth. The results show that: (1) under the environmental decentralization, the economic promotion effect of the command-and-control and the public-participatory regulation tools shifts from negative to positive, while that of the market-incentive regulation tools shifts from positive to negative. (2) the impact of these three kinds of environmental regulation tools on economic growth are all of dual threshold effects, and positive economic growth effect can only be achieved when the environmental decentralization exceeds the specific threshold. (3) there are 15 provinces with the data at the reasonable level for command-and-control regulation tools, and 8 provinces at the reasonable level for the market-incentive and the public-participatory regulation tolls. Therefore, the government shall reasonably optimize the combination of regulation tools and deepen the structure of powers in the reform environment, so as to achieve the environmental protection and harmonious economic growth.

Key words: environmental regulation tools; economy growth; environmental decentralization; threshold effect

[责任编辑:孟青]