

地方环境约束目标对经济增长的影响效应

李媛,张同斌*,齐鹏飞 (东北财经大学经济学院,辽宁 大连 116025)

摘要: 从 2003~2017 年中国 283 个地级市的政府工作报告中,收集了各年度各城市的环境保护约束目标,考察了各类环境约束目标对经济增长的影响。研究发现,对于 SO₂ 等工业污染物的直接约束能够在促使政府提升环境治理力度的同时,释放经济增长红利;关于空气质量优良天数和 PM_{2.5} 浓度的间接约束不足以刺激污染型企业转型,且导致经济增长速度放缓。无环境约束将产生正向经济增长效应,但会以环境污染为代价。中间机制检验结果显示,产业结构和环境治理是环境约束影响经济增长的主要传导渠道。在环境保护约束的特征方面,约束目标“加码”将抑制经济增长,设定污染物减排区间更有利于发挥经济增长效应。经济与环境协调度方面,对环境污染物设定约束目标有助于促进经济与环境协调发展,无约束则不利于经济增长和环境保护双重目标的实现。地方政府应在明确设定污染物排放目标的基础上,遵循渐进原则对环境保护约束目标进行调整。

关键词: 环境保护目标; 经济增长; 经济与环境协调度

中图分类号: X196,F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-6923(2020)10-4617-14

Research on the impact of the local government's environmental protection constraint target on economic growth. LI Yuan, ZHANG Tong-bin*, QI Peng-fei (School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China). *China Environmental Science*, 2020,40(10): 4617~4630

Abstract: The environmental protection constraint targets were collected from the reports on the work of 283 prefecture-level governments in China from 2003 to 2017, and the effects of different environmental constraint targets on economic growth were examined systematically. Both the environmental governance was strengthened by government and economic growth dividends were released, which were attributed to the direct constraints on industrial pollutants such as sulfur dioxide (SO₂). The polluting enterprises were not encouraged by the indirect constraints on days of good air quality and PM_{2.5} to transform, and the economic growth was faced with a slowdown. A positive economic effect was made by no environmental constraint at a cost of environmental pollution however. The intermediate mechanism test reveals that industrial structure and environmental governance were the main channels through which environmental constraints affected economic growth. In terms of the characteristics of environmental protection constraints, the economic growth was restrained by the amplification of constraint targets while setting a pollutant emission reduction interval was more conducive to economic growth. In the aspect of the coordination between economy and environment, making constraints on environmental pollutants promoted economic and environment to develop coordinately, and no environmental constraint was not beneficial for economic growth and environmental protection. Local governments should adjust the environmental protection constraint targets gradually on the basis of specific pollutant emission goals.

Key words: environmental protection constraint target; economic growth; the coordination between economy and environment

在处理经济发展和环境保护关系的过程中,环境的公共品属性导致仅依靠市场手段难以达到理想效果,政府干预显得尤为重要。通常情况下,政府会对环境污染物排放设定约束目标以完成环境治理任务。在国家层面上,“九五”计划首次提出污染物排放总量控制要求,“十一五”计划明确设定了主要污染物排放约束性指标。从地方政府层面分析,2003 年起,各级地方政府陆续将污染物排放目标写入政府工作报告。环境保护约束目标体现了地方政府治理环境的决心和努力,是促使政府提高环境规制强度实现环境质量改善的有效途径。

影响环境质量的因素可分为政府性因素和市

场性因素,其中,政府性因素强调政府在环境污染治理中发挥的积极作用,如环境保护投资^[1],征收环境税等环境规制手段^[2],以及制定环境保护法规等;市场性因素是指经济系统中能够对环境污染产生影响的因素,包括产业结构^[3-4]、要素配置^[5]、外商投资^[6]等。在政府性因素中,国内外学者主要研究了环境治理效应和环境规制效果,考虑政府环境保护约束目标对经济增长影响的研究尚不多见。

近年来,随着经济增长和环境保护的矛盾日益

收稿日期: 2020-03-03

基金项目: 辽宁省“兴辽英才计划”青年拔尖人才项目(XLYC1907115)

* 责任作者, 教授, tongbinzhang@126.com

突出,越来越多学者证实环境污染和经济发展具有紧密的相关性^[7-8].一些学者认为,政府的环境规制是一把“双刃剑”,尽管降低了污染排放水平或达到了降污效果,但同时约束了污染型企业的生产活动,制约了经济增长^[9-10].相反,部分学者基于波特假说^[11]的实证检验认为,合理的环境规制有利于刺激技术革新,有效提高企业的生产率和竞争力,从而抵消由于环境规制产生的经济成本,提高企业产出水平并达到促进经济增长的效果^[12-15].

除了讨论环境治理对经济增长的影响方向之外,一些学者还研究了环境治理对经济增长的作用路径,如涂正革等^[16]、Jalil 等^[4]发现,环境约束有助于优化产业结构并提高全要素生产率,进而抑制了其经济增长的负向影响;Currie 等^[17]、Zivin 等^[18]认为,优质的生态环境有助于提升劳动者的健康水平,进而提高劳动者的生产效率并促进经济增长;Tombe 等^[19]、韩超等^[20]认为,约束性污染控制指标的设定有助于优化资源配置,从而推动经济高质量发展.

由此可见,有关环境治理与经济增长关系的研究较为充分完善,但环境保护约束目标对经济增长及经济与环境协调度影响的研究较少.余泳泽等^[21]利用工具变量法,基于地方政府工作报告中关于经济增长目标的数据,研究了经济高速增长与服务业升级滞后并存问题;刘淑琳等^[22]同样利用地级市政府工作报告公布的经济增长目标数据,研究了经济增长目标投资驱动作用.参考余泳泽等^[21]、刘淑琳等^[22]的研究方法,本文收集并整理了 2003~2017 年我国 283 个地级市政府工作报告中的环境保护约束目标,分析不同环境约束目标的经济增长效应,以及政府在经济增长和环境污染两个方面中发挥的调节作用,为地方政府处理好经济发展和环境保护的关系提供参考.

1 研究设计

1.1 基础回归模型

为考察地方政府的环境保护约束目标对经济增长、经济与环境协调度的影响,分别构建计量经济模型如下:

$$\text{Rgdp}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \sum_{j=2}^m \alpha_j \text{Control}_{it}^j + \delta_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{Develop}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \sum_{j=2}^m \alpha_j \text{Control}_{it}^j + \delta_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:Rgdp 代表经济增长,Develop 代表经济与环境协调度, i 和 t 分别代表城市和年份, D_{it} 代表环境保护约束情况,采用直接约束($D1_{it}$)、间接约束($D2_{it}$)和无约束($D3_{it}$)分别进行度量;Control_{it} ^{j} 代表控制变量; δ_{it} 代表年份固定效应, μ_{it} 代表城市固定效应, ε_{it} 是随机扰动项.

2010 年我国经济出现拐点,表现为 GDP 增长速度由原来的两位数降至个位数.据此,以 2010 年作为时间节点,将 2003~2017 年样本区间划分为 2003~2009 年和 2010~2017 年两个时间段,进一步考察环境保护约束目标对经济增长、经济与环境协调度的差异化影响.

为缓解模型中的内生性问题,将内生变量的滞后项作为工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)对上述模型进行估计.

1.2 中介效应模型

不同的环境保护约束目标对经济增长和经济与环境协调度的影响存在明显差异,为进一步解释差异产生的原因,本文将验证环境保护约束目标对经济增长、经济与环境协调度影响的中间机制.参考潘彬等^[23]的研究方法,构建回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \sum_{j=2}^m \alpha_j \text{Control}_{it}^j + \delta_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$X_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \sum_{j=2}^m \alpha_j \text{Control}_{it}^j + \delta_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 X_{it} + \sum_{j=3}^m \alpha_j \text{Control}_{it}^j + \delta_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中: Y_{it} 代表经济增长(Rgdp)和经济与环境协调度(Develop); X_{it} 代表机制变量,依次选择第二产业增加值占 GDP 比重(Str)和 SO₂ 去除率(Elimrate)作为代理变量分别进行检验.

2 指标选取及描述

2.1 被解释变量

经济增长变量:收集并计算了各城市的地区生产总值实际增长率,作为经济增长的代理变量,记为 Rgdp_{it}.

经济与环境协调度:借鉴徐盈之等^[24]的研究,选取地区生产总值和工业 SO₂ 排放量指标计算各城市经济与环境协调度 Develop_{it}(由于篇幅限制,经济与

环境协调度的计算方法、计算过程及计算结果并未列出).

2.2 核心解释变量

2.2.1 环境保护约束目标的分类 环境污染物增长水平是衡量环境治理成效的显性指标.为了完成上级政府下达的环境保护任务并表达污染治理的决心,地方政府通常在政府工作报告中公布下一年度的环境污染物排放目标.不同城市环境约束目标的设定方式存在一定差异,如大连市 2010 年的政府工作报告中要求“SO₂ 排放量控制在 3.96 万 t 以内”,秦皇岛市在 2014 年工作报告确定“SO₂ 和 NO_x 分别削减 2.1%、1.5%”的目标;延安市于 2013 年工作报告提出“确保城区空气优良天数达到 312d 以上”,漯河市在 2017 年工作报告中明确“PM_{2.5} 浓度均值控制在 67μg/m³ 以下”的任务.

根据各地方政府是否对 SO₂、NO_x 等污染物设定明确排放指标,将环境保护约束目标划分为直接约束、间接约束和无约束 3 种类型.其中,若有明确 SO₂、NO_x 约束性指标,制定详细的污染物削减量或下降百分比,则是直接约束;若无明确的 SO₂、NO_x 指标,但有空气质量优良天数、PM_{2.5} 或 PM₁₀ 浓度指标,则是间接约束;若无上述指标,则是无约束.划分依据是,SO₂ 和 NO_x 属于工业生产直接排放,而导致空气质量较差的污染源头包括但不限于工业污染排放,还包括汽车尾气、秸秆焚烧等,除了限制企业

污染排放以外,政府还可以通过单双号限行等方式达到提高空气质量目的.因此,对 SO₂ 和 NO_x 设定目标是直接约束工业排放,对空气质量优良天数、PM_{2.5} 或 PM₁₀ 浓度提出要求属于间接约束工业排放.

据此,将各个城市的环境保护约束目标分为直接约束(D1)、间接约束(D2)和无约束(D3)3 种情况.针对某一城市而言,若属于直接约束情况则 D1=1,相应的,间接约束和无约束情况均为 0,即 D2=D3=0;若属于间接约束情况则 D2=1,相应的,直接约束和无约束情况均为 0,即 D1=D3=0;若属于无明确的环境约束情况则 D3=1,相应的,直接约束和间接约束情况均为 0,即 D1=D2=0.

环境保护目标调整幅度:当本年度环境约束目标高于上一年度时,即为加约束(D4),设定 D4 为 1,其他情况设定 D4 为 0;

环境保护目标约束强度:当环境约束目标无副词修饰,直接采用“削减至”、“下降至”等词时,则认为是硬约束(D5),设定 D5=1,其他情况设定 D5=0.

2.2.2 环境保护约束目标的描述 收集了 2003~2017 年全国 283 个地级市的政府工作报告(鉴于儋州、毕节、铜仁、嘉峪关、金昌、海东、拉萨数据缺失较为严重,故在实证分析中将其删除),逐一查阅了各城市各年度工作报告中关于环境保护约束目标的描述,并对约束目标进行归纳整理,如表 1 所示.

表 1 283 个地级市政府工作报告中关于环境保护约束目标的统计

Table 1 Statistics on environmental protection constraints in the reports on the work of 283prefecture-level governments

年份	约束情况			调整幅度		约束强度		
	有明确 SO ₂ 约束指标	有 PM _{2.5} 、空气质 量优良天数指标	无环境污染 物约束指标	目标加码	目标减码	无副词修饰	采用“以内” 用语修饰	采用“上下” 用语修饰
2003	0	3	280	—	—	—	—	—
2004	0	5	278	—	—	—	—	—
2005	0	5	278	—	—	—	—	—
2006	1	12	270	0	1	1	0	0
2007	36	10	237	0	36	33	2	1
2008	92	3	188	11	81	82	9	1
2009	85	8	195	21	64	74	8	3
2010	87	6	190	23	64	58	20	9
2011	25	21	237	9	16	25	0	0
2012	25	17	241	9	16	25	0	0
2013	17	15	251	7	10	16	1	0
2014	19	22	242	8	11	19	0	0
2015	13	30	240	3	10	13	0	0
2016	7	45	231	6	1	7	0	0
2017	2	70	211	2	0	1	0	1

注:“—”表示当年没有明确的环境约束目标,不存在调整幅度特征和约束强度特征.

基于表 1,本文得到了在地方政府环境目标设定中普遍存在的 3 个统计规律:

(1)大部分城市没有公布环境目标,无环境约束情况居多.2017 年,在可查阅范围内的 283 个城市中,仅太原市和济宁市公布了明确的 SO₂ 等污染物约束性指标,占比仅为 0.71%;有 70 个城市公布了空气优良天数或 PM_{2.5} 浓度控制指标,占比为 24.73%;有 211 个城市未公布环境约束指标,占比高达 74.56%.从时间上分析,设定直接约束目标的年份多集中在 2008 年、2009 年和 2010 年,3 个年度中设定直接约束的城市占比分别为 32.51%、30.04%和 30.74%.在约束类型方面,2014~2017 年,设定间接环境约束的城市由 22 个增加至 70 个,说明越来越多的城市选择设定间接环境约束目标.

(2)在有明确环境约束目标的城市中,环境约束“加码”现象并不多见.例如,2008 年,在设定直接约束的 92 个城市中,仅有 11.96%的城市对环境保护

约束目标加码,其余 88.04%的城市均采用与上一年度持平或减码的方式设定环境约束目标.2010 年,在设定直接约束的 87 个城市中,约有 26.44%的城市选择对污染物排放指标加码.2015 年之后,经济下行压力加大,坚持设定直接约束且加码的城市数量不断减少.

(3)多数城市倾向于采用硬约束的方式制定环境保护目标.例如,2009 年,85 个城市设定了大气污染物排放约束指标,其中多达 87.06%的城市明确表述各类污染物的削减目标;2016 年,7 个设定直接约束的城市全部采取硬约束目标形式.在设定软约束目标的城市中,相对于采用“上下”副词修饰,多数城市选择规定污染物排放总量上限.

2.2.3 环境保护约束目标的制度特征 结合各地方政府环境保护约束目标的设定情况,分析环境保护约束目标对经济增长、环境质量及两者协调度的影响机制,如图 1 所示.

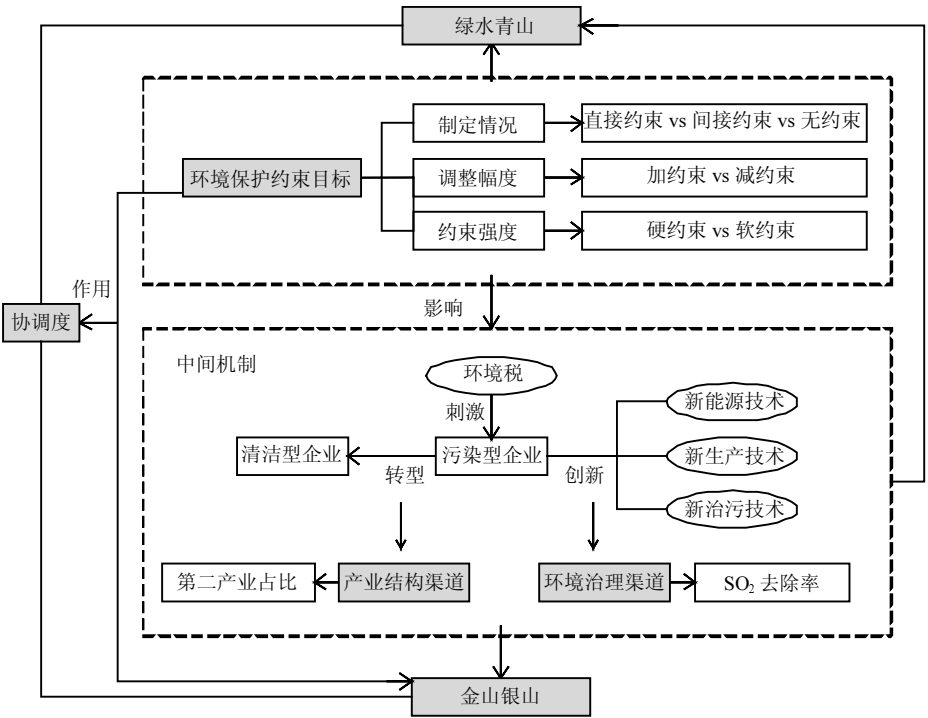


图 1 环境保护约束目标对经济、环境及两者协调度的影响机制

Fig.1 The effect mechanism of the environmental protection constraints on economy, environment and coordination between them

从制定情况、调整幅度和约束强度 3 方面对约束目标的制度特征展开讨论.在制定情况方面,全国有不到 40%的城市选择公布环境约束目标.与之相对,几乎所有城市均会确定下一年度的经济增长目标.原因在于,长期以来,我国实行以经济增长为主的

地方政府官员绩效考核机制.经济增长和环境保护之间具有非协调性,地方政府优先考虑经济发展,因而尽可能避免提及环境约束目标.

基于调整幅度视角的分析可得,在经济增长考核目标的压力下,地方政府往往不会对环境治理目

标加码,而是谨慎设定当年的环境保护约束目标.中国经济增长存在“要素驱动”和“路径依赖”特征^[25],如果政府对环境保护约束目标“加码”,易于导致政府无法完成 GDP 增长目标.

从约束强度来看,我国环境治理实行“行政首长负责制”,这使得地方政府倾向于采取硬约束方式确保减排任务的完成.同时,我国环境约束目标的制定呈现“自上而下”层级式结构,地方政府设定环境保护硬约束,是向上级释放“能力信号”,以激励其加大环境治理力度,从而改善经济与环境的协调程度.

2.3 机制变量

产业结构:产业结构是影响经济增长和环境质量的重要因素,本文选取第二产业增加值占 GDP 比重作为产业结构的代理变量,记为 Str_{it} ;

环境治理: SO_2 去除率是环境治理成效的外在表现,与经济增长和环境质量具有高度相关性.本文采用 SO_2 去除量除以 SO_2 产生量计算得到 SO_2 去除率,作为环境治理的代理变量,记为 $Elimrate_{it}$.由于 2011 年之后不再报告 SO_2 去除量,本文利用 SO_2 产生量与排放量的差值作为代替.

2.4 其他控制变量

城市化程度:利用非农业人口数与年末总人口数的比值代表城市化程度,记为 $Urban_{it}$.需要说明的是,自 2009 年起,部分城市的非农业人口数统计数据出现缺失,本文利用线性插值法进行补充;城市经济发展程度:计算了各城市人均实际地区生产总值(2000 年不变价),表示城市经济发展程度,记为 $Pgdp_{it}$;投资率:利用固定资产投资额与地区生产总值之比代表投资率,记为 $Invest_{it}$;对外开放程度:按当年平均汇率对实际使用外资金额进行折算,并计算了当年实际使用外资金额与地区生产总值的比值以表示对外开放程度,记为 $Open_{it}$;政府干预:以财政支出占 GDP 的比重代表政府对经济的干预程度,记为 $Fiscal_{it}$.

所有数据源于政府工作报告、EPS 中国城市数据库和各城市统计年鉴.

3 实证分析

3.1 环境约束目标对经济增长的实证分析

3.1.1 环境约束目标对经济增长的影响 表 2 显示,针对工业污染物的直接约束(D1)对经济增长的

影响系数显著为 1.087,说明制定直接约束目标有利于经济增长.政府环境约束目标对经济增长的影响方向取决于遵循成本效应和创新补偿效应的相对大小.遵循成本效应是指通过将企业环境污染的外部成本内部化,增加企业减排的经济成本从而抑制污染物排放^[26],但同时将迫使企业调整原有的要素投入结构,致使其无法获得最大化利润,最终抑制经济增长.创新补偿效应指的是合理的环境约束目标有助于倒逼污染型企业进行技术创新、提高全要素生产率并完善减排方案,由此产生的技术创新红利足以弥补前期的环境遵循成本,这也是波特假说的重要内容^[11].根据新古典经济增长理论,技术进步是实现经济可持续发展的源泉^[27],因而环境治理将推动技术进步并促进经济的长期增长.表 2 中环境保护直接约束对经济增长的影响效应为正,说明与遵循成本效应相比,创新补偿效应对经济增长的影响更加显著.

2003~2009 年和 2010~2017 年两个时段直接约束变量(D1)前的估计系数分别是-4.084、3.570,直接约束对经济增长的作用由负转正,体现了在污染存量“消化期”和污染流量“控制期”的叠加作用下,经济效应由“短期损失”到“长期收益”的转变.在现实中,制定环境保护直接约束的城市其 GDP 增速也呈现上升态势,2003~2017 年,在设定直接约束的 159 个城市中,120 个城市 GDP 也实现了加快增长.例如,朔州市自 2007 年起连续五年制定直接约束,2010 年其经济增速回升至 13.8%,2011 年上升至 16.4%,在一定程度上表明创新补偿效应占据主导地位,直接约束的产出红利逐渐释放.除朔州市以外,在直接约束目标下,晋中市、舟山市等城市的 GDP 增速均表现出稳中有升的增长趋势.

由表 2 中的实证结果可以得出,针对空气质量优良天数、 $PM_{2.5}$ 的间接约束(D2)对经济增长的影响系数显著为负,表明该种约束设定方式对经济增长产生了一定的消极影响.分时段检验结果显示,2003~2009 年,间接环境约束对经济增长的影响系数为正,2010~2017 年,这一系数符号为负,说明间接约束对推动经济发展呈现出短期收益明显、长期贡献不足的特点.结合地级市经济增长的事实可得,在设定间接约束的 133 个城市中,73.68%的城市经济增速出现了下降特征.

如前所述,波特假说很好地解释了直接约束经济效应的合理性,与之相对,在间接环境约束目标下,创新补偿效应并未得到释放.相比于直接约束,间接约束未将矛头明确指向工业污染物排放规模,导致政府对制造业、重工业等部门的管制力度不足,其对污染型企业的弱约束性不足以刺激其改进生产技术导致其生产效率难以显著提升.因此,间接约束下的经济增长不具有可持续性.

无环境约束变量(D3)对经济增长影响的估计系数显著为正,说明政府并未对高污染排放企业实行严格监管或监管力度较低,此类企业仍采用原有的生产模式获得最大化产出.对于经济发展严重依赖第二产业的城市而言,传统工业比重过高将导致产业转型困难,政府降低对污染型企业的治理力度,有助于维持经济的高速发展;对于经济欠发达地区而

言,经济增长目标的强约束性使得政府避免提及明确的污染物减排要求,通常允许污染型企业向本地迁移,甚至提供税收优惠或财政补贴吸引外地企业投资,从而提高地区经济增长水平,同时,这也为污染型企业“污而不倒”现象提供了合理的解释^[28].

需要注意的是,无约束下的经济增长与直接约束下的产出红利不同,无约束下的经济增长本质上仍是依靠能源消耗拉动经济增长,而直接约束倒逼企业实现了生产率的大幅提升,创新补偿效应得到充分发挥.根据表 2 可得,无环境约束目标变量(D3)对经济增长影响的估计系数是 1.307.与 2003~2009 年相比,2010~2017 年,无环境约束对经济增长的影响系数由大变小,再次验证了无环境约束仅能产生短期经济增长效应,并不能实现经济可持续发展的事实.

表 2 环境保护约束目标对经济增长影响的实证结果

Table 2 The empirical results of the impact of environmental protection constraints on economic growth

参数	全样本(2003~2017)			第 I 阶段(2003~2009)			第 II 阶段(2010~2017)		
	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp
D1	1.087** (0.461)			-4.084*** (0.587)			3.570*** (1.195)		
D2		-3.244*** (0.938)			2.270** (1.132)			-2.470*** (0.922)	
D3			1.307* (0.751)			2.904*** (0.529)			1.131* (0.602)
Pgdp	-0.817*** (0.069)	-0.808*** (0.636)	-0.837*** (0.066)	0.229* (0.119)	0.032 (1.108)	0.170 (0.116)	-0.460*** (0.070)	-0.473*** (0.069)	-0.307*** (0.061)
Fiscal	-11.778*** (1.496)	-12.529*** (1.436)	-12.735*** (1.477)	-9.683*** (1.938)	-9.887*** (1.976)	-9.740*** (1.921)	-7.789*** (1.250)	-7.596*** (1.269)	-6.344*** (1.181)
Invest	-0.584* (0.341)	-0.276 (0.331)	-0.487 (0.341)	6.215*** (0.527)	5.493*** (0.491)	6.053*** (0.521)	0.566 (0.406)	0.539 (0.394)	1.655*** (0.407)
Open	0.347*** (0.069)	0.415*** (0.064)	0.393*** (0.071)	-0.010 (0.162)	-0.020 (0.143)	-0.051 (0.152)	0.268*** (0.059)	0.309*** (0.055)	0.294*** (0.054)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3396	3962	3679	1698	1698	1698	1981	1981	1698
R ²	0.176	0.180	0.166	0.035	0.091	0.057	0.034	0.056	0.052

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著;括号内为标准误.由于常数项并不是本文分析重点,故实证分析中未列出该结果.下同.

3.1.2 中间机制检验 以产业结构为中间机制的估计结果列于表 3.第二产业占比对经济增长的影响系数为正,表明工业发展是实现经济增长的重要推动力.我国正处于工业化中后期阶段,今后很长一段时间内仍需依靠工业拉动经济增长.间接环境约束对污染型企业要求较为宽松,其作用对象包括但不限于污染型企业,并未对工业的生产规模产生明显

的约束作用.直接环境约束和无环境约束对第二产业占比影响的估计系数均为正,表明两种约束均通过产业结构机制影响经济增长.

中国经济已经由高速增长阶段转向高质量发展阶段,优化要素配置结构、提高资源利用效率是供给侧结构性改革的内容之一.在无环境约束情况下,污染型企业沿用传统的生产模式,尽管产出增长成

效显著,但背离了高质量发展方向.相反,直接环境约束促使政府利用环境规制手段倒逼污染型企业创新生产技术、提高生产效率,从而产生了创新补偿效应.相比于重在“稳增长”的无环境约束目标而言,直接环境约束将增加企业的减排经济成本,导致短期内其对第二产业增加值的促进作用弱于无约束情况.但是,从长远角度分析,直接环境约束下企业的创新补偿收益会高于减排经济成本,进而保证了“稳增长”与“治污染”双重目标的实现.

地方政府环境保护约束目标影响经济增长的另一重要机制是环境治理,对 SO₂ 等污染物施以约束,实际上是要求工业企业在各个环节利用多种方式控制污染物的产生和排放,提高 SO₂ 去除率是实现约束目标的有效办法,约束目标的差异性将影响 SO₂ 去除率的水平.进一步地,提高 SO₂ 去除率意味着企业减排经济成本的增加,进而影响企业产出规模和宏观经济增长.以 SO₂ 去除率为中介变量时,对式(3)~式(5)进行重新估计,结果如表 4 所示.

表 3 环境保护约束对经济增长影响的中间机制检验:第二产业占比

Table 3 Intermediate mechanism test of the impact of environmental protection constraints on economic growth: proportion of the secondary industry

参数	直接约束组			间接约束组			无约束组		
	Rgdp	Str	Rgdp	Rgdp	Str	Rgdp	Rgdp	Str	Rgdp
D1	1.087** (0.461)	0.068*** (0.012)	-0.087 (0.436)						
D2				-3.244*** (0.938)	0.016 (0.022)	-3.365*** (0.924)			
D3							1.307* (0.751)	0.115*** (0.027)	1.055*** (0.405)
Str			7.461*** (0.765)			7.554*** (0.745)			7.786*** (0.761)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3396	3962	3962	3962	3962	3962	3679	3396	3962
R ²	0.176	0.224	0.212	0.180	0.229	0.206	0.166	0.029	0.208

表 4 环境保护约束对经济增长影响的中间机制检验:SO₂ 去除率

Table 4 Intermediate mechanism test of the impact of environmental protection constraints on economic growth: removal ratio of sulfur dioxide

参数	直接约束组			间接约束组			无约束组		
	Rgdp	Elimrate	Rgdp	Rgdp	Elimrate	Rgdp	Rgdp	Elimrate	Rgdp
D1	1.087** (0.461)	0.346 (0.284)	0.923** (0.419)						
D2				-3.244*** (0.938)	0.216*** (0.058)	-2.292*** (0.889)			
D3							1.307* (0.751)	-0.145*** (0.028)	-0.042 (0.388)
Elimrate			-4.645*** (0.250)			-4.420*** (0.254)			-4.616*** (0.250)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3396	3679	3962	3962	3962	3962	3679	3962	3962
R ²	0.176	0.136	0.266	0.180	0.196	0.259	0.166	0.195	0.262

一般而言,工业 SO₂ 从产生到排放需要经历前端、中端和后端 3 个阶段,其中,前端即 SO₂ 产生端,

中端是 SO₂ 去除端,后端则是 SO₂ 的排放端.提高 SO₂ 去除率属于中端减排方式,相比于前端减排,中端减排容易实现.由表 4 可得,直接环境约束通过提高 SO₂ 去除率途径以促进经济增长的效果并不明显.这一结果反映出在直接环境约束目标下,中端减排途径不成立.地方政府主要从前端和后端 2 个环节入手,严格控制工业污染物排放,引导污染型企业调整清洁要素的投入规模,减少 SO₂ 的产生量,既保证了环境约束目标的完成,又实现了经济的可持续增长.

与直接约束不同,间接环境约束对 SO₂ 去除率产生了显著的正向影响,说明间接约束显著提高 SO₂ 去除率.一个可能的解释是,由于间接约束并未对企业的污染物排放提出明确要求,企业偏向选择更易于操作的减排方式,在中端提高 SO₂ 去除率.无

环境约束对 SO₂ 去除率的影响系数显著为-0.145,约束不足导致 SO₂ 去除率降低,这也与现实情形相符.然而,表 4 中的估计结果显示,无论是何种类型的环境约束目标包括无约束目标下,SO₂ 去除率对经济增长的影响系数均显著为负,这充分表明提高 SO₂ 去除率对于企业而言是一种紧约束,能够在较高程度上约束企业的生产活动,进而对于经济增长产生了不利影响.

3.1.3 分组检验和异质性分析 将 283 个地级市分成沿海和非沿海城市、南方和北方城市 2 种情况,分组进行实证检验.表 5 显示了各种类型的城市中环境保护约束目标对经济增长影响的估计结果.显然,不同类型城市环境约束的经济增长效应呈现出典型的异质性.

表 5 不同城市环境保护约束对经济增长影响的实证结果

Table 5 The empirical results of the impact of different urban environmental protection constraints on economic growth

参数	沿海城市			内陆城市			南方城市			北方城市		
	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp	Rgdp
D1	-0.654 (0.739)			1.208** (0.556)			1.944*** (0.593)			1.622** (0.730)		
D2		-5.281 (6.356)			-2.886*** (0.943)			-3.184** (1.560)			-2.821** (1.202)	
D3			0.898 (0.784)			1.746** (0.851)			-0.998* (0.594)			1.235** (0.590)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	616	616	616	2868	3346	3107	2128	2128	2128	1441	1834	1834
R ²	0.259	0.239	0.260	0.187	0.188	0.164	0.166	0.160	0.160	0.163	0.207	0.203

基于表 5 可得,环境保护约束对内陆城市经济增长的影响与全国的情况一致,沿海城市的环境约束对经济增长的影响均不显著.相对于内陆城市,沿海地区的地理位置决定了其具有更高的对外开放水平和更自由的经济发展环境,而国际贸易和外商直接投资是对外开放影响经济增长的主要渠道^[29].国际贸易方面,我国呈现从内陆到沿海的垂直分工结构,内陆地区的国际贸易参与度不高,出口对其经济增长的拉动有限.外商直接投资层面,外商投资通过促进沿海地区产业结构升级,进而加速其经济增长^[30-31],外商直接投资还有助于提高第三产业占比,从而降低制造业、重化工业对环境的损害.因此,沿海城市经济增长中受环境因素的影响较小,政府的

环境约束对其经济发展影响的显著性不足.

南方和北方城市经济增长方程的回归结果显示,直接约束将促进两类城市的经济增长,且对南方城市的促进作用更明显,这一点可以从产业结构差异方面得以解释.我国南北方工业整体上呈现“南轻北重”的格局^[32],同时北方城市的工业发展具有轻重失衡的特点.对于经济长期依赖工业的北方城市而言,传统工业占比过高导致市场经济缺乏活力,企业转型面临体制、技术、资金等多重阻碍,政府对 SO₂ 等污染物的直接管制,将放大污染型企业的减排成本效应^[33].与北方城市不同,南方城市经济体制机制改革较早且市场环境更灵活,环境治理政策的实施能够有效引导污染型企业向清洁化方向转型、激发

创新补偿效应的形成与累积,直接约束对南方城市经济增长的正向影响程度更高。

3.1.4 讨论 本文以有明确 SO₂、NO_x 排放限制等直接约束目标的城市为样本,从环境保护目标调整幅度、约束强度等方面展开讨论。

表 6 不同环境保护约束特征对经济增长影响的实证结果

Table 6 The empirical results of the impact of different environmental protection constraints on economic growth

参数	Rgdp		
D4	-7.761 [*] (4.131)		
D5		-3.716 ^{**} (1.474)	
D4×D5			0.151 (11.474)
Pgdp	0.204 (0.239)	-0.303 (0.238)	-0.725 ^{***} (0.176)
Fiscal	-29.676 ^{**} (12.443)	-4.934 (10.246)	-11.265 (8.738)
Open	-1.224 ^{**} (0.564)	1.172 ^{***} (0.319)	0.455 (0.532)
Invest	-4.156 (2.957)	1.811 (2.648)	0.182 (2.201)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R ²	0.071	0.188	0.114

表 6 中,地方政府的环境保护加约束(D4)对经济增长的估计系数为-7.761,说明约束目标“加码”不利于经济增长.可能的原因在于,政府为了达到既定的高约束目标,将加大对工业污染排放的惩罚力度,过度的惩罚不仅高度约束了企业的生产行为,而且无法刺激企业的技术创新,易于导致企业形成生产惰性的同时还会放大企业的环境治理遵循成本效应,加约束对经济增长呈现出“过犹不及”的特点.环境约束目标“加码”增加了政府治理环境压力,尤其是在经济增长与环境保护尚未实现协调发展的情形下,一味追求环境治理成效将阻碍地方经济发展。

当政府采用硬约束的方式制定环境保护目标时,该类约束(D5)的估计系数是-3.716,说明硬约束对经济增长也具有显著的负向影响.创新补偿效应的获得并非是一蹴而就的,企业需在前期付出较高的减排经济成本.在环境治理硬约束目标压力下,政府加大对污染型企业的整治力度,导致企业为了短时间内完成政府下达的排污指标,不得不缩减生产

规模,造成产出水平下降.此外,尽管在地方政府工作报告公布的多项指标中经济指标是最为核心的目标,但是环境约束硬目标一旦公布也面临着重要的考核压力.因此,相对于硬约束而言,环境目标软约束为政府的环境治理行为“留有余地”,给予了政府更多的环境治理自主权且有助于实现经济增长目标。

3.2 环境约束目标对经济与环境协调度的实证分析

3.2.1 环境约束目标对经济与环境协调度的影响 在表 7 中,对于 SO₂ 等污染物排放的直接约束(D1)对经济与环境协调度影响的估计系数显著为 0.054,表明政府的环境保护目标能够显著提高经济与环境协调程度.对于设定直接目标约束的城市而言,政府在经济建设过程中努力提升环境治理能力,缓解污染对经济增长的抑制作用,使得生态环境能够满足经济发展需求,从而提升两者的协调水平.另外,结合表 2 的估计结果可得,直接约束能够显著促进经济增长,政府的各项环境规制方案的实施能够持续优化经济发展质量,良好的经济环境为环境污染的治理工作提供了保障。

2003~2017 年,在设定直接约束的 159 个城市中,136 个城市的经济与环境协调度呈上升趋势,说明在现实中,直接环境目标约束下经济增长和环境保护呈现出相辅相成、相互促进的特点.在公布直接环境约束的城市中,昆明市 2008~2010 年的经济与环境协调度由 0.54 上升至 0.69,威海市 2007~2013 年的协调度由 0.31 增加到 0.68,青岛市、嘉兴市等城市经济与环境协调度均出现不同程度的上升,再次证实了政府对工业污染物制定明确约束的方式,对于提升经济与环境协调度具有重要的推动作用。

对于 PM_{2.5} 或空气质量优良天数的间接约束(D2)对经济与环境协调度的影响显著为正,说明间接约束也有助于促进经济与合作的协调发展.分时段检验结果显示,2003~2009 年,间接约束对经济与环境协调度无显著影响,2010~2017 年影响显著为正.基于各城市的协调度情况可以得出,在设定间接约束的 133 个城市中,84.21%的城市协调度有所提升.主要原因在于,间接约束并未针对 SO₂、NO_x 等做出明确排放要求,使得政府可以适度放宽对污染物排放的治理力度,因而这种环境约束方式对协调度的影响存在不确定性.2010 年以后,随着经济发展重心

由“速度”向“质量”的转变,各级政府充分意识到环境保护的紧迫性,间接环境约束对经济与环境协调度的作用开始显现。

2003~2017 年,无环境目标约束(*D3*)对经济与环境协调度的影响系数显著为-0.124,说明无约束显著加剧了经济增长和环境保护的矛盾.2003~2009 年和 2010~2017 年,无约束对协调度影响的估计系数分别是-0.155 和-0.113,体现了在经济发展的各个阶

段,当政府没有环境保护目标约束的压力时,经济和非协调性的非协调性会持续凸显.环境治理目标的完成情况与官员政绩挂钩时,地方政府官员向上级和公众做出污染物减排承诺的同时,肩负着完成该目标任务的责任和压力.在无环境目标约束情况下,地方政府的环境治理压力明显降低,对污染型企业的排放要求适当放宽,易于导致经济增长与环境保护之间关系的失衡即协调度降低。

表 7 环境保护约束对经济与环境协调度影响的实证结果

Table 7 The empirical results of the impact of environmental protection constraints on the coordination between economy and environment

参数	全样本(2003~2017)			第 I 阶段(2003~2009)			第 II 阶段(2010~2017)		
	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop
<i>D1</i>	0.054 [*] (0.029)			0.204 ^{***} (0.034)			-0.088 (0.063)		
<i>D2</i>		0.278 ^{***} (0.062)			-0.056 (0.095)			0.246 ^{***} (0.061)	
<i>D3</i>			-0.124 ^{***} (0.027)			-0.155 ^{***} (0.031)			-0.113 ^{**} (0.044)
Pgdp	0.068 ^{***} (0.005)	0.065 ^{***} (0.005)	0.067 ^{***} (0.005)	0.042 ^{***} (0.006)	0.054 ^{***} (0.006)	0.045 ^{***} (0.006)	0.018 ^{***} (0.003)	0.027 ^{***} (0.004)	0.014 ^{***} (0.003)
Fiscal	0.963 ^{***} (0.075)	0.883 ^{***} (0.074)	0.941 ^{***} (0.073)	0.575 ^{***} (0.120)	0.629 ^{***} (0.122)	0.584 ^{***} (0.119)	0.219 ^{***} (0.063)	0.340 ^{***} (0.069)	0.061 (0.066)
Open	-0.016 ^{***} (0.005)	-0.018 ^{***} (0.004)	-0.018 ^{***} (0.004)	-0.031 ^{***} (0.008)	-0.031 ^{***} (0.008)	-0.033 ^{***} (0.008)	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.0003 (0.003)
Urban	-0.064 ^{**} (0.027)	-0.076 ^{***} (0.027)	-0.073 ^{***} (0.027)	-0.051 [*] (0.029)	-0.064 ^{**} (0.030)	-0.063 ^{**} (0.030)	0.051 (0.033)	0.016 (0.034)	0.066 ^{**} (0.030)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3962	3962	3962	1698	1698	1698	1698	1981	1132
<i>R</i> ²	0.247	0.240	0.246	0.094	0.102	0.105	0.034	0.032	0.040

3.2.2 中间机制检验 本文同样从第二产业占 GDP 比重(Str)和 SO₂ 去除率(Elimrate)两个维度进行中间机制的检验,其中以第二产业占比为中间机制的检验结果列于表 8. 直接约束对第二产业占比的影响系数为 0.072,且在 1%的显著性水平下通过了检验,说明在直接环境约束下,政府为完成环境治理任务,对污染型企业加强规制、优化产业结构的同时,实现了经济增长和环境保护的双重目标.间接约束对第二产业占比的影响系数显著为-0.050,表明间接约束会通过推动高污染企业的转型以提高经济与环境协调度.无约束对第二产业占比的估计系数显著为 0.119,即无约束下第二产业特别是高耗能、高污染行业的产出没有受到约束,说明无约束不足以刺激污染型企业向清

洁化方向转型,仍以牺牲环境为代价换取高产出,经济与环境之间的协调度降低。

对 SO₂ 去除率为中间机制的检验结果如表 9 所示. 直接环境约束、间接环境约束对 SO₂ 去除率的影响系数均显著为正,分别为 0.122 和 0.280.在直接和间接环境约束下,地方政府将此目标分配至高排放企业,有效提高了此类企业的 SO₂ 去除率. SO₂ 去除率对经济与环境协调度影响的估计系数均显著为正,进一步验证了环境约束还可以通过环境治理途径改善经济与环境协调水平.与上述两类约束相比,无环境约束不能提高经济增长和环境保护的协调性,不利于实现经济的绿色可持续发展,这与产业结构作用机制的结果是一致的。

表 8 环境保护约束对经济与环境协调度影响的中间机制检验:第二产业占比

Table 8 Intermediate mechanism test of the impact of environmental protection constraints on coordination between economy and environment: proportion of the secondary industry

参数	直接约束组			间接约束组			无约束组		
	Develop	Str	Develop	Develop	Str	Develop	Develop	Str	Develop
D1	0.054 [*] (0.029)	0.072 ^{***} (0.012)	-0.063 (0.510)						
D2				0.278 ^{***} (0.062)	-0.050 ^{**} (0.022)	0.282 ^{***} (0.062)			
D3							-0.124 ^{***} (0.027)	0.119 ^{***} (0.028)	-0.133 ^{***} (0.028)
Str			-0.168 (0.395)			-0.112 ^{**} (0.046)			-0.141 ^{***} (0.047)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3962	3962	3679	3962	3962	3962	3962	3396	3962
R ²	0.247	0.194	0.168	0.240	0.038	0.240	0.246	0.012	0.246

表 9 环境保护约束对经济与环境协调度影响的中间机制检验:SO₂去除率

Table 9 Intermediate mechanism test of the impact of environmental protection constraints on coordination between economy and environment: removal ratio of sulfur dioxide

参数	直接约束组			间接约束组			无约束组		
	Develop	Elimrate	Develop	Develop	Elimrate	Develop	Develop	Elimrate	Develop
D1	0.054 [*] (0.029)	0.122 ^{***} (0.031)	0.006 (0.026)						
D2				0.278 ^{***} (0.062)	0.280 ^{***} (0.064)	0.170 ^{***} (0.052)			
D3							-0.124 ^{***} (0.027)	-0.174 ^{***} (0.029)	-0.056 ^{**} (0.024)
Elimrate			0.399 ^{***} (0.015)			0.383 ^{***} (0.016)			0.392 ^{***} (0.016)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3962	3962	3962	3962	3962	3962	3962	3962	3962
R ²	0.247	0.159	0.392	0.240	0.152	0.389	0.246	0.154	0.392

3.2.3 分组检验及异质性分析 本文将样本划分为沿海和非沿海城市、南方和北方城市,进行环境保护约束对经济与环境协调度影响的分组检验,结果如表 10 所示。

由表 10 可得,政府的环境约束并未影响沿海城市的经济与环境协调度,但是显著提高了内陆地区经济与环境协调水平。徐盈之等^[24]研究发现,一个地区的经济增长与其环境的协调性呈现正向关系。沿海地区良好的经济建设水平为环境治理提供了物质基础,实现了经济增长与环境保护协调发展。此外,沿海城市坚持走集约型发展道路,经济发展模式

多为人力资本驱动型,对环境消耗程度较低,而内陆地区的经济增长更多依赖物质资本投入^[31]。因而,政府的环境目标约束将改变内陆地区的要素投入和配置情况,影响当地经济与环境的协调水平,而对沿海城市经济与环境协调度的影响并不明显。

南方和北方城市协调度的回归结果显示,直接环境目标约束对南方城市的经济与环境协调度无显著影响,对北方城市协调度的影响系数显著为 0.093,说明直接约束将促进北方城市经济与环境协调度的提升。如前所述,我国的产业布局呈现“南轻北重”的特征,且南方的高新技术产业、互联网经济

等正稳步推进,新兴经济对资源和环境的依赖程度较低,使得政府的直接环境约束对北方城市的协调度作用尤为显著.无约束抑制了两类城市经济与环境的协调发展,与全国的情况一致.

表 10 不同城市环境保护约束对经济与环境协调度影响的实证结果

Table 10 The empirical results of the impact of different urban environmental protection constraints on coordination between economy and environment

参数	沿海城市			内陆城市			南方城市			北方城市		
	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop	Develop
D1	0.077 (0.052)			0.068 [*] (0.034)			0.016 (0.045)			0.093 ^{**} (0.039)		
D2		0.793 (0.505)			0.237 ^{***} (0.063)			0.423 ^{***} (0.153)			0.223 ^{***} (0.070)	
D3			-0.114 ^{**} (0.053)			-0.129 ^{***} (0.031)			-0.105 ^{**} (0.050)			-0.143 ^{***} (0.035)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	616	616	616	3346	3346	3346	2128	2128	2128	1834	1834	1834
R ²	0.301	0.132	0.299	0.253	0.249	0.253	0.276	0.243	0.272	0.222	0.222	0.224

3.2.4 讨论 从环境保护约束目标的调整幅度和约束强度两方面,考察不同的约束特征对经济与环境协调度的影响,如表 11 所示.

表 11 不同环境保护约束特征对经济与环境协调度影响的实证结果

Table 11 The empirical results of the impact of different environmental protection constraints on coordination between economy and environment

参数	Develop		
D4	-0.445 [*] (0.268)		
D5		-0.191 ^{***} (0.045)	
D4×D5			0.127 (0.144)
Pgdp	0.111 [*] (0.067)	0.081 ^{***} (0.024)	0.093 ^{**} (0.038)
Fiscal	1.411 (1.094)	0.839 (0.633)	2.610 ^{***} (0.763)
Open	-0.076 (0.075)	0.018 (0.023)	0.215 ^{**} (0.085)
Urban	-0.710 (0.832)	-0.489 ^{***} (0.188)	-1.253 ^{***} (0.455)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R ²	0.341	0.254	0.522

在调整幅度层面,加约束(D4)对经济与环境协调度影响的估计系数显著为负,说明环境目标约束加码并不利于经济与环境协调度的提高.对于严重

依赖重工业发展的城市而言,加强对 SO₂ 等工业污染物的减排要求,很可能增大了企业的环境遵循成本并限制了企业的技术创新,难以刺激污染型企业转型升级,加剧经济与非协调性^[33].对于经济欠发达地区而言,即使设定了明确的环境目标,GDP考核的强制性导致地方政府仍优先发展经济,因而,通过加约束方式提高经济与环境协调度是无效的.

基于约束强度的视角分析,硬约束(D5)的估计系数为-0.191 且高度显著,说明这种目标设定方式并不能促进经济与环境协调发展.硬性规定工业污染物的减排额度或削减幅度,将增大地方政府的环境治理压力.为完成环境保护目标,地方政府官员往往会增大环境规制强度,如加大污染处罚力度、提高环境税征收标准等,导致环境治理方面短期成效明显但对经济产生了一定的损害,经济与环境协调度难以提升.与之相对,软约束为政府的环境治理预留了适度空间,将有助于同时促进经济增长和环境保护双重红利的实现.

综上,为确保经济增长和环境保护双重目标的顺利实现,政府应在环境约束目标设定方面进行改革.环境保护约束目标的设定应以对污染物排放的直接、明确约束为主,并规定必须将环境目标纳入政府工作报告中,形成对政府的有效激励.同时,注重政府的外在环境约束对企业内在技术革新作用,强化环境治理与技术创新的紧密联系,充分发挥技术

创新效应并提高绿色生产效率.在环境保护目标设定的过程中,对于产业结构重型化较为突出的部分北方城市和内陆城市而言,还应遵循“循序渐进”原则,以经济与环境的协调发展为标准,避免对经济运行造成较大冲击,稳步推进环境治理和产业转型,进而实现经济高质量发展.

4 结论

4.1 经济增长方面,关于污染排放物的直接约束在短期内将增加企业技术创新成本和污染治理成本,然而,随着环境约束红利逐渐释放,短期成本被逐步抵消,创新补偿效应高于遵循成本效应,经济实现可持续增长,这也符合波特假说的基本内容.间接约束不足以刺激污染型企业转型,因而不利于经济长期发展.无约束将产生正向经济增长效应,但经济的高产出是以高投入、高污染为主要特征的,同样不具有可持续性.

4.2 直接约束通过激发企业改进生产效率,实现了产业结构优化从而促进经济增长;间接约束通过提高 SO_2 去除率的中端减排方式,增加了减排的经济成本并对经济增长产生负向影响;在未针对任何环境污染物设定目标的情况下,则是以产业结构重型化实现了总产出的增加.约束目标“加码”显著抑制了经济增长;相比于严格规定减排规模的硬约束目标设定方式,软约束的目标设定方式更有利于发挥经济增长效应.

4.3 经济与环境协调度方面,政府的环境约束能够显著改善经济增长和环境保护的协调水平,关于环境污染物设定约束目标有助于促进经济增长和环境保护的良性循环,即经济增长能够为环境治理提供充足的物质保障,优良的生态环境反之能够满足经济发展需求.与之相对,在无目标约束情况下,政府减排压力较小且对污染型企业的治理力度较弱,导致经济增长仍以环境污染为代价,经济和环境的矛盾愈加突出.

参考文献:

- [1] 徐 辉,韦斌杰,张大伟.环保投资占比最优化:基于生态效率的考量[J]. 中国环境科学, 2019,39(8):3530-3538.
Xu H, Wei B J, Zhang D W. Optimizing the ratio of environmental protection investment: based on the eco-efficiency [J]. China Environmental Science, 2019,39(8):3530-3538.
- [2] 林思宇,陈佳斌,石 磊,等.环境税征收对小微企业的影响——基于湖南省小微工业企业实证数据分析 [J]. 中国环境科学, 2016,36(7):2212-2218.
- [3] Lin S Y, Chen J B, Shi L, et al. Impact of environmental taxes on small and micro businesses— an empirical research in Hunan Province [J]. China Environmental Science, 2016,36(7):2212-2218.
- [4] Grossman G M, Krueger A B. Economic growth and the environment [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995,110(2):353-377.
- [5] Jalil A, Feridun M. The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: a cointegration analysis [J]. Energy Economics, 2011,33(22):284-291.
- [6] 阙大学,吕连菊.要素市场扭曲加剧了环境污染吗——基于省级工业行业空间面板动态数据的分析 [J]. 财贸经济, 2016,37(5):146-157.
- [7] Kan D X, Lv L J. Does the factor market distortion aggravate the environmental pollution— based on the provincial industrial spatial dynamic panel data [J]. Finance & Trade Economics, 2016,37(5):146-157.
- [8] 葛翔宇,周智敏,周艳丽.城市化、外商投资和产业结构因素对中国环境的影响 [J]. 中国环境科学, 2020,40(3):1374-1385.
- [9] Ge X Y, Zhou Z M, Zhou Y L. The impact of urbanization, FDI and industrial structure effects on China's environment [J]. China Environmental Science, 2020,40(3):1374-1385.
- [10] 李 茜,胡 昊,罗海江,等.我国经济增长与环境污染双向作用关系研究——基于 PVAR 模型的区域差异分析 [J]. 环境科学学报, 2015,35(6):1875-1886.
- [11] Li Q, Hu H, Luo H J, et al. Two-way coupling relationship between economic growth and environmental pollution— regional difference analysis based on PVAR model [J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 2015,35(6):1875-1886.
- [12] 李 倩,鞠美庭,邵超峰,等.基于复杂系统理论的天津市环境与经济关系分析 [J]. 环境科学研究, 2013,26(1):109-114.
- [13] Li Q, Ju M T, Shao C F, et al. Study on the relationship between environment and economy in Tianjin city based on the system complexity [J]. Research of Environmental Sciences, 2013,26(1):109-114.
- [14] Boyd G A, McClelland J D. The impact of environmental constraints on productivity improvement in integrated paper plants [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1999,38(2):121-142.
- [15] Popp D, Newell R. Where does energy R & D come from? examining crowding out from energy R&D [J]. Energy Economics, 2012,51(1):46-71.
- [16] Porter M E, Linde C V. Toward a new conception of the environment—competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97-118.
- [17] Hamamoto M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries [J]. Resources & Energy Economics, 2006,28(4):299-312.
- [18] Becker R A. Local environmental regulation and plant-level productivity [J]. Ecological Economics, 2011,70(12):2516-2522.
- [19] 范 丹,梁佩凤,刘 斌,等.中国环境税费政策的双重红利效应——基于系统 GMM 与面板门槛模型的估计 [J]. 中国环境科学, 2018,38(9):3576-3583.
- [20] Fan D, Liang P F, Liu B, et al. Analysis on the double dividend effects

- of the environmental tax and fee policies in China— the estimation of the system GMM and the panel threshold model [J]. *China Environmental Science*, 2018,38(9):3576–3583.
- [15] 张同斌,李金凯,程立艳.经济结构、增长方式与环境污染的内在关联研究——基于时变参数向量自回归模型的实证分析 [J]. *中国环境科学*, 2016,36(7):2230–2240.
- Zhang T B, Li J K, Cheng L Y. Intrinsic correlation among economic structure, growth mode and environmental pollution— empirical analysis based on the TVP-VAR model [J]. *China Environmental Science*, 2016,36(7):2230–2240.
- [16] 涂正革,肖 耿.环境约束下的中国工业增长模式研究 [J]. *世界经济*, 2009,(11):41–54.
- Tu Z G, Xiao G. Research on China's industrial growth model under environmental constraints [J]. *The Journal of World Economy*, 2009, (11):41–54.
- [17] Currie J, Walker R. Traffic congestion and infant health: evidence from E-Zpass [D]. NBER Working Paper, No.15413, 2009.
- [18] Zivin J G, Neidell M. Environment, health, and human capital [D]. NBER Working Paper, No.18935, 2013.
- [19] Tombe T, Winter J. Environmental policy and misallocation: the productivity effect of intensity standards [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015,72(1):137–163.
- [20] 韩 超,张伟广,冯展斌.环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析 [J]. *中国工业经济*, 2017,(4):115–132.
- Han C, Zhang W G, Feng Z B. How does environmental regulation remove resource misallocation— an analysis of the first obligation control in China [J]. *China Industrial Economics*, 2017,(4):115–132.
- [21] 余泳泽,潘 妍.中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释 [J]. *经济研究*, 2019,(3):150–163.
- Yu Y Z, Pan Y. The mysterious coexistence of rapid economic growth and a lag in the service industry's upgrade in China: an interpretation based on the economic growth target constraints perspective [J]. *Economic Research Journal*, 2019,(3):150–163.
- [22] 刘淑琳,王贤彬,黄亮雄.经济增长目标驱动投资吗? ——基于 2001–2016 年地级市样本的理论分析与实证检验 [J]. *金融研究*, 2019,(8):1–19.
- Liu S L, Wang X B, Huang L X. Does economic growth goal drive investment?— theoretical analysis and empirical test based on the sample of prefecture-level cities from 2001 to 2016 [J]. *Journal of Financial Research*, 2019,(8):1–19.
- [23] 潘 彬,金雯雯.货币政策对民间借贷利率的作用机制与实施效果 [J]. *经济研究*, 2017,(8):78–91.
- Pan B, Jin W W. Transmission mechanism and effect of monetary policy on the interest rate of informal finance [J]. *Economic Research Journal*, 2017,(8):78–91.
- [24] 徐盈之,吴海明.环境约束下区域协调发展水平综合效率的实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2010,(8):34–43.
- Xu Y Z, Wu H M. Empirical study on the comprehensive efficiency of the level of regional coordinated development considering environmental factors [J]. *China Industrial Economics*, 2010,(8):34–43.
- [25] 范庆泉,周县华,张同斌.动态环境税外部性、污染累积路径与长期经济增长——兼论环境税的开征时点选择问题 [J]. *经济研究*, 2016, (8):116–127.
- Fan Q Q, Zhou X H, Zhang T B. Externalities of dynamic environmental taxation, paths of accumulative pollution and long-term economic growth [J]. *Economic Research Journal*, 2016,(8):116–127.
- [26] Barbera A J, McConnell V D. The impact of environmental regulation on industry productivity: direct and indirect effects [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1990,18(1):50–65.
- [27] Romer P. Endogenous technological change [J]. *Journal of Political Economy*, 1990,98(5):71–102.
- [28] 徐志伟,李蕊含.污染企业的生存之道:“污而不倒”现象的考察与反思 [J]. *财经研究*, 2019,45(7):84–94.
- Xu Z W, Li R H. Polluters' survival pathway: an investigation and rethink on “too polluted to fail” [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2019,45(7):84–94.
- [29] 毛其淋,盛 斌.对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率 [J]. *经济学(季刊)*, 2011,11(1):181–207.
- Mao Q L, Sheng B. Economic opening, regional market integration and total factor productivity [J]. *China Economic Quarterly*, 2011, 11(1): 181–207.
- [30] 张建辉,靳 涛.经济自由与可持续经济增长:中国的检验 (1978–2008) [J]. *中国工业经济*, 2011,(4):15–22.
- Zhang J H, Jin T. Economic freedom and sustainable economic growth: China's test (1978–2008) [J]. *China Industrial Economics*, 2011,(4): 15–22.
- [31] 张翠菊,张宗益.中国省域产业结构升级影响因素的空间计量分析 [J]. *统计研究*, 2015,32(10):33–37.
- Zhang C J, Zhang Z Y. Analysis on influence factors of China's provincial industrial structure upgrading from a spatial econometrics perspective [J]. *Statistical Research*, 2015,32(10):33–37.
- [32] 周民良.经济重心、区域差距与协调发展 [J]. *中国社会科学*, 2000, (2):42–53.
- Zhou M L. The economic center, regional disparities and coordinated development [J]. *Social Science in China*, 2000,(2):42–53.
- [33] 吴伟平,何 乔.“倒逼”抑或“倒退”?——环境规制减排效应的门槛特征与空间溢出 [J]. *经济管理*, 2017,39(2):20–32.
- Wu W P, He Q. “Forced pollution reduction” or “regressive”?— threshold characteristic and spatial spillover of pollution reduction effect from environmental regulation [J]. *Business Management Journal*, 2017,39(2):20–32.

作者简介: 李 媛(1994–),女,吉林榆树人,东北财经大学博士研究生,从事环境经济等方面研究.发表论文 3 篇.