

市场类环境工具对经济增长的影响效应与作用机制 ——基于产业结构的视角

史长宽

(河南工学院经济贸易系, 河南新乡, 453003)

摘要: 基于2001—2016年我国30个省的面板数据, 首先测算出各省的技术创新指数和绿色技术创新指数作为重要控制变量, 然后采用空间Sobel-Goodman方法检验产业结构在环境规制市场类系列政策工具影响经济增长的中介效应, 最后以2SLS方法进行稳健性检验并以空间Threshold双固定模型进行平稳性检验, 对中国市场类政策工具通过产业结构影响经济增长的直接和间接关系进行理论分析和实证研究。研究表明: 市场类各政策工具对于经济增长影响效应及传导机制具有较强的互补性和异质性, 提高市场类政策工具总体强度能够持续促进经济增长, 这主要是由企业污染治理设备投资运行和政府排污费征收共同作用的, 两大市场类政策工具结合使用能够实现环境保护和经济增长的“双赢”。对中国各级政府的政策启示有: 更为坚定地组合使用市场类环境规制政策工具; 进一步破除体制性障碍, 增加资源配置效率; 适度提高环保税税率。

关键词: 环境规制; 经济增长; 产业结构; 中介效应

中图分类号: X196

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2019)02-0078-11

“环保”与“经济”这两大主题始终被舆论所关注, 我们既要“青山绿水”, 也要“温饱工作”, 所以十九大报告对于“绿色发展”高度重视, 要实现“绿色发展”必须正确处理经济增长与环境保护的关系, 实现两者的良性循环, 所以探究两者之间的影响效应和作用机制就成为相关政策研究的重中之重。基于相关学者的研究基础, 为进一步观察环境规制对经济增长的影响及作用机制, 本文拟从理论与实证层面研究环境规制市场类系列工具影响经济增长的效应及通过产业结构的传导机制, 以丰富环境经济学相关理论, 为中国各级政府解决环境与增长的“共赢”矛盾, 实现“绿色发展”提供决策参考。

一、文献综述

国内外的众多研究者针对环境规制这一非传统意义因素对经济增长的影响效应已经做了大量研究并取得了丰硕的研究成果, 目前大致有以下两种观点: 第

一种, 环境规制对经济增长有抑制作用^[1-5], 学者们虽然是从不同角度展开研究和论证, 但基本上都是围绕“遵循成本”理论展开的; 第二种, 环境规制对经济增长有促进作用^[6-12], 以Porter为代表的一批学者证明了环境规制政策通过技术创新实现环境改善与经济增长“双赢”目标的可能性。无论是“抑制论”还是“促进论”都表明了环境规制对经济增长确实存在着现实影响, 出现差异性结果的主要原因是空间及政策工具等异质性影响。由于多元异质性的存在, 影响效应需要依情况而定, 研究两者之间的作用机制更为根本也更具有普遍意义。近几年来, 已有部分学者开始针对技术创新在环境规制与中国经济增长之间的传导机制进行研究, 并取得了一定成果^[13], 技术创新是产业结构高度化的根本动力, 在环境规制影响中国经济增长的作用机制中具有举足轻重的地位。但是需要指明的是, 环境规制除了可以通过“创新补偿”中介效应影响中国经济增长之外, 还可能通过产业结构中介变量影响经济增长。产业结构合理化是产业结构优化升级的另一个重要方面, 环境规制可以改变污染行业

收稿日期: 2018-10-29; 修回日期: 2019-02-21

基金项目: 河南省哲学社会科学规划项目“河南省环境规制驱动绿色技术创新的路径研究”(2018BJJ019); 河南省软科学研究计划项目“科技创新视角下河南省大气污染防治与经济增长协同发展研究”(182400410046)

作者简介: 史长宽(1981—), 男, 河南新乡人, 博士, 河南工学院经济贸易系副教授, 主要研究领域: 环境经济和开放经济; 联系邮箱: sck@hait.edu.cn

要素价格推动资源产业间转移，或者带动针对污染行业的相关服务业发展等途径促进产业结构合理化，进而影响经济增长，目前鲜见针对中国经济增长考虑多元异质性的相关专门研究。

规制政策工具具有较强的异质性，一般认为市场类的环境政策工具相比命令型工具更为有效，最主要的环境规制工具，但当前中国的环境市场体系还不健全，排污权和排污税等工具不能有效地发挥作用，而污染设备投资运行和征收排污费制度实施较早，连续稳定，两者相对独立又相互补充，能够有效代理一个地区的环境规制市场类工具强度。基于上述分析，我们借鉴 Managi^[14]的思路，使用各地区污染设备投资运行费、排污费及两者之和，作为度量市场激励型环境规制强度水平及政策执行情况的三个指标，同时考虑到 Baron^[15]因果逐步回归分析法的有效性和 GDP 空间溢出效应^[16]，我们采用空间 Sobel-Goodman 方法对环境规制与经济增长的“双赢”关系中的“产业结构”中介效应进行深入检验。

二、实证分析

(一) 计量模型

本文依据柯布一道格拉斯生产函数，借鉴 Muller^[17]的思路构建下面三个回归模型，用于实证研究产业结构在市场类政策工具与经济增长两者之间的中介效应，其中，模型(1)测度政策工具影响经济增长的主效应，模型(2)和(3)进一步检验产业结构的中介效应，Ln 表示对变量取自然对数。

$$\text{LnGDP}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 \text{LnCAP}_{it} + \alpha_3 \text{LnEMP}_{it} + \sum \text{Control}_{it} + \mu_i + \text{ROOM}_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{VV}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 \text{LnCAP}_{it} + \alpha_3 \text{LnEMP}_{it} + \alpha_4 \text{TC}_{it} + \sum \text{Control}_{it} + \mu_i + \text{ROOM}_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{LnGDP}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_5 \text{VV}_{it} + \alpha_2 \text{LnCAP}_{it} + \alpha_3 \text{LnEMP}_{it} + \alpha_4 \text{TC}_{it} + \sum \text{Control}_{it} + \mu_i + \text{ROOM}_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， GDP_{it} 为被解释变量，表示各省级单位 i 在第 t 年的地区生产总值； R_{it} 为核心解释变量，表示各省级单位 i 在第 t 年的环境规制市场类系列工具强度； CAP_{it} 、 EMP_{it} 为重要解释变量，分别表示各省级单位 i 在第 t 年的资本存量和就业人数；控制变量包括经济开放度 OPEN_{it} 、营商软环境 GOV_{it} 和硬环境

HROAD_{it} ； TC_{it} 表示各省级单位 i 在第 t 年的技术创新指数； VV_{it} 是待检验中介效应的各省级单位 i 在第 t 年的产业结构指数； μ_i 、 δ_t 分别表示城市和年份固定效应； ROOM_{it} 表示各省受邻近省 GDP 影响的空间溢出效应； ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 指标选取

1. 被解释变量

本文被解释变量经济增长采用各省地区生产总值来反映，为了剔除价格因素的影响，本文用平减指数对地区 GDP 原值加以平减，取自然对数得到 LnGDP_{it} 。

2. 核心解释变量

各地区污染治理投资运行费用与排污费既相对独立又相互补充，本文采用各地区污染治理投资运行费用、排污费及两者之和与地区生产总值的比值，分别代表地区污染治理投资运行强度、排污费征收强度和总支出强度三个市场类工具二级指标 $R12$ 、 $R3$ 、 $R123$ ，以考察市场类规制工具影响经济增长可能存在的异质性作用规律^[18]。

3. 中介变量

本文选择了各省区的产业结构 VV_{it} 作为中介变量，在现有文献中常常采用地区服务业占生产总值比重、地区第二产业劳动力占比等。考虑到环境规制主要影响第二产业，我们选择各省级单位第二产业增加值占生产总值比重来衡量产业结构 VV_{it} 。

4. 控制变量

考虑到各省级单位的经济增长还会受到一些自身条件的影响，本文还设置了一系列控制变量。

(1) 技术创新指数 TC 。对于环境规制影响经济增长过程中与产业结构具有同等重要地位的技术创新我们给予格外重视，主要通过测算基于松弛模型 SBM 的 $\text{Malmquist-Luenberer}$ 生产率指数再加以分解度量，具体计算如下。

首先，设定模型。构造了生产单位 k' ($x_{k'}^t, y_{k'}^t, b_{k'}^t$)

在 t 时期包含非期望产出的非径向、非角度 SBM 方向性距离函数模型：

$$\overline{S}_c^t(x_{k'}^t, y_{k'}^t, b_{k'}^t) = \rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{x_n^{k'}}}{1 + \frac{1}{M+1} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{y_m^{k'}} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^b}{b_i^{k'}} \right)} \quad (4)$$

$$\text{s.t.} \sum_{k=1}^K z_k^t y_{k,m}^t - s_k^t = y_{k,m}^t \quad (5)$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t b_{k,i}^t + s_i^b = b_{k,i}^t \quad (6)$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t x_{k,n}^t + s_n^x = x_{k,n}^t \quad (7)$$

其中, $m=1, 2, \dots, M$; $i=1, 2, \dots, I$; $n=1, 2, \dots, N$; $k=1, 2, \dots, K$; $z_k^t \geq 0$, $s_m^y \geq 0$, $s_i^b \geq 0$, $s_n^x \geq 0$; N 表示投入要素的个数; M 表示期望产出的个数; I 表示非期望产出的个数; z_k 表示各个省份截面值的权重。目标函数 ρ^* 表示绿色全要素生产率, 分子测度投入无效率程度, 分母测度产出无效率程度; ρ^* 中投入冗余、期望产出不足和非期望产出冗余分别用 s_n^x 、 s_m^y 、 s_i^b 表示, 且关于 s_n^x 、 s_m^y 、 s_i^b 严格递减。

同时构造从 t 时期到 $t+1$ 时期基于非径向、非角度 SBM 方向性距离函数的 *Malmquist-Luenberger* 生产率指数。

$$ML(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) = \sqrt{\frac{S_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{S_c^t(x^t, y^t, b^t)} \times \frac{S_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{S_c^{t+1}(x^t, y^t, b^t)}} = \frac{S_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{S_c^t(x^t, y^t, b^t)} \times \sqrt{\frac{S_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{S_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \frac{S_c^t(x^t, y^t, b^t)}{S_c^{t+1}(x^t, y^t, b^t)}} = TEC(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) \times TP(x^t, y^t, b^t) \quad (8)$$

模型(8)可以分解为技术效率变化指数(*TEC*)和技术进步指数(*TP*)。*Malmquist-Luenberger* 生产率指数=技术效率变化指数(*TEC*) \times 技术进步指数(*TP*), 其中, *TP* 衡量各个省份在 t 到 $t+1$ 时期实际生产点向生产前沿面的逼近; *TEC* 衡量生产前沿面向外扩张的动态变化。其中, *ML*、*TP*、*TEC* 小于 1 分别表示全要素生产率的下降、前沿技术的退步和技术效率的恶化; 相反, *ML*、*TP*、*TEC* 大于 1 则分别表示全要素生产率的增长、前沿技术进步和技术效率改善。

其次, 设置投入变量与产出变量。

①劳动投入: 本研究以各个省份的从业人数作为劳动投入的指标。

②资本投入: 我们采用目前普遍使用的固定资本存量的测算方式永续盘存法:

$$K_{it} = \sum_{k=1}^t I_{ik} (1 - \delta_{ik})^{t-k} + K_0 (1 - \delta_{i0})^t \quad (9)$$

其中, K 为固定资本存量; I 为投资额; δ 为资本折旧率; K_0 为假设存在的基期。本研究选择 2001 年为资本存量的初期, 根据中国绝大多数的研究将中国省份的固定资本形成总额的经济折旧率设为 9.6%。

③合意产出: 采用各省份地区生产总值作为唯一的合意产出。

根据测量结果, 我们发现近十几年来, 我国技术创新路径发散剧烈, 只有浙江、福建、江苏等几个东部沿海省份技术创新水平明显提高, 其他大多数省份较为平缓甚至下降。

(2) 其他控制变量。

①资本投入。是促进经济增长不可或缺的因素之一, 本文采用永续盘存法来估算省级资本存量数据, 取对数得到 $\ln CAP_{it}$, 具体过程见上文; ②劳动力投

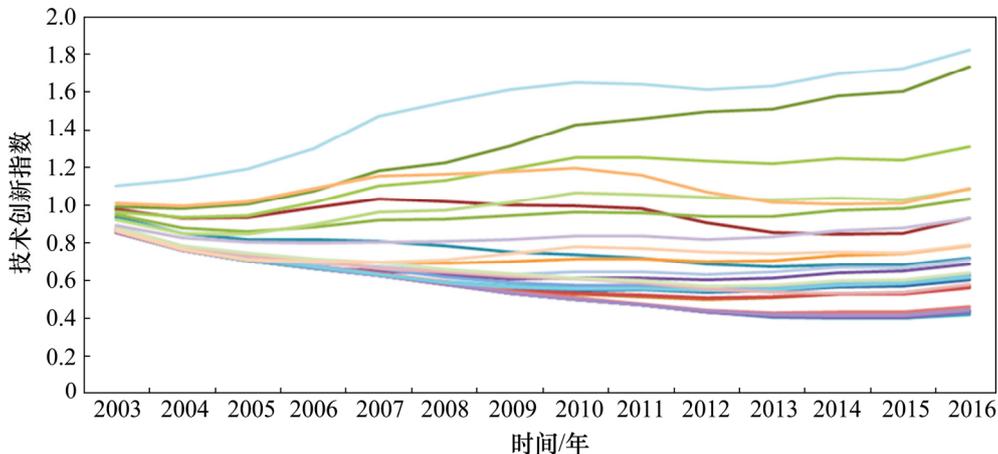


图1 2003—2016年中国30个省的技术创新趋势图

入。使用各个省份的每年从业人数，取对数得到 LnEMP_{it} ；③对外开放变量。国内外文献普遍以贸易开放或投资开放进行衡量，本文依据公式：进出口总额/各省地区生产总值计算得到对外开放度变量 OPEN_{it} ^[19]；④营商软环境 GOV_{it} 。营商软环境 GOV_{it} 计算公式：政府一般预算收入/各省地区生产总值^[20]；⑤营商硬环境 HROAD_{it} 。其计算公式为：等级公路长度/地区面积^[21]。

5. 数据来源

因西藏统计的数据不全，本文选择中国大陆其他 30 个省(市、区)2001—2016 年非平衡面板数据作为研究样本，其中固定资产投资和 GDP 采用相应的价格平减指数消除价格影响，在回归分析中除比值外均取对数处理。本文数据来源于相关年份的《中国统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国贸易外经统计年鉴》和《中国价格统计年鉴》，其中 GDP 平减指数来源于国际货币基金组织统计数据，汇率来源于世界

银行统计数据。

三、结果分析

图 2、图 3 和图 4 分别报告了 2001—2016 年中国大陆 30 个省的污染投资运行强度、排污费强度和总支出强度三个市场类规制工具变量与经济增长关系的散点图，显示中国市场类规制工具实施强度与经济增长可能具有某种相关关系，当然确切的关系还需要计量模型的进一步精准估计。

我们采用地区时间双固定效应模型对环境规制强度通过产业结构对经济增长的影响进行实证研究，同时构建各省相邻关系 GDP 空间溢出矩阵对空间效应进行控制。考虑到模型可能存在遗漏解释变量等引起的内生性问题，根据常用的滞后变量作为工具变量研究方法，本文引入所有解释变量数据的一阶滞后项作为工具变量，采用二阶段最小二乘法处理模型的内生

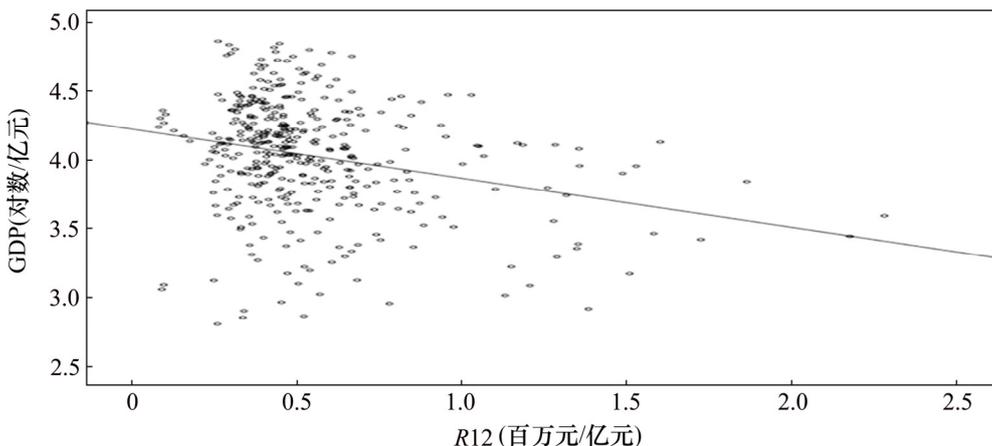


图 2 2001—2016 年中国 30 个省污染设备投资运行强度与经济增长关系的散点图

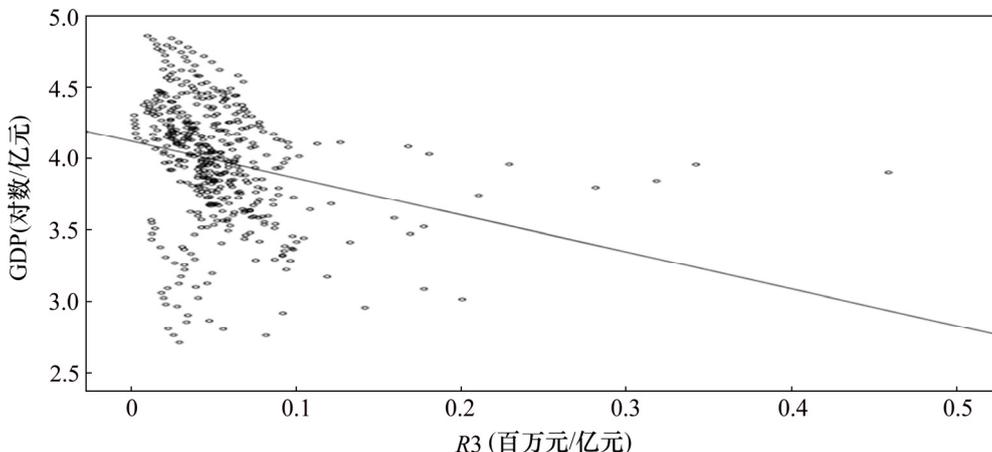


图 3 2001—2016 年中国 30 个省排污费强度与经济增长关系的散点图

性问题,同时使用异方差稳健标准误减弱可能存在的异方差干扰作为稳健性检验。表1报告了各参与回归变量的描述性统计指标。

(一) 初步检验结果

对 VV (产业结构)中介效应的初步检验结果见表2,回归(1)–(3)是依据模型(1)–(3)对于环境规制变量 $R12$ (污染设备投资运行强度)的回归结果,回归(4)–(6)是对于环境规制变量 $R3$ (排污费征收强度)的回归结果,回归(7)–(9)是对于环境规制变量 $R123$ (总支出强度)的回归结果。全变量回归方程中,空间溢出效应系数皆为正数,且均高度显著,表明 GDP 空间溢出效应确实存在,我们使用空间模型的设定是正确的。我们观察方程(1), $R12$ 对于 $\ln GDP$ 回归系数为0.016,中度显著,方程(2)中 $R12$ 对 VV 的回归系数为0.014,不显著,方程(3)中,将 VV 加入后, $R12$ 对 $\ln GDP$ 的回归系数变为低度显著,且系数也由0.016减少到0.011,相应的 Sobel-Goodman 检验结果见表3,方程

(1)和(2)分别是 $R12$ 影响经济增长过程中 VV 中介效应的 Sobel-Goodman 检验系数和采用随机抽样次数1000,置信区间95%的 Bootstrap 检验系数,我们观察无论是 Sobel 检验、Goodman-1 检验还是 Goodman-2 检验, Z 值均不显著,且 Bootstrap 检验中的间接效应 Z 值也不显著,说明 VV 在 $R12$ 与 $\ln GDP$ 之间的关系中不存在中介效应。

我们观察表2中关于环境规制变量 $R3$ 的方程(4)–(6)的回归结果,方程(4)显示, $R3$ 的回归系数为0.083不显著,方程(5)中, $R3$ 系数为0.188高度显著,方程(6)加入 VV 后 $R3$ 对 $\ln GDP$ 依然不显著,但是系数由0.083减少到0.012。表3方程(3)和(4)分别是 $R3$ 为规制变量时 VV 中介效应的 Sobel-Goodman 检验系数和 Bootstrap 检验系数,无论是 Sobel 检验、Goodman-1 检验还是 Goodman-2 检验, Z 值均高度显著,且 Bootstrap 检验中的间接效应 Z 值也显著,假设中介效应存在情况下计算得出的中介效应占总效应的

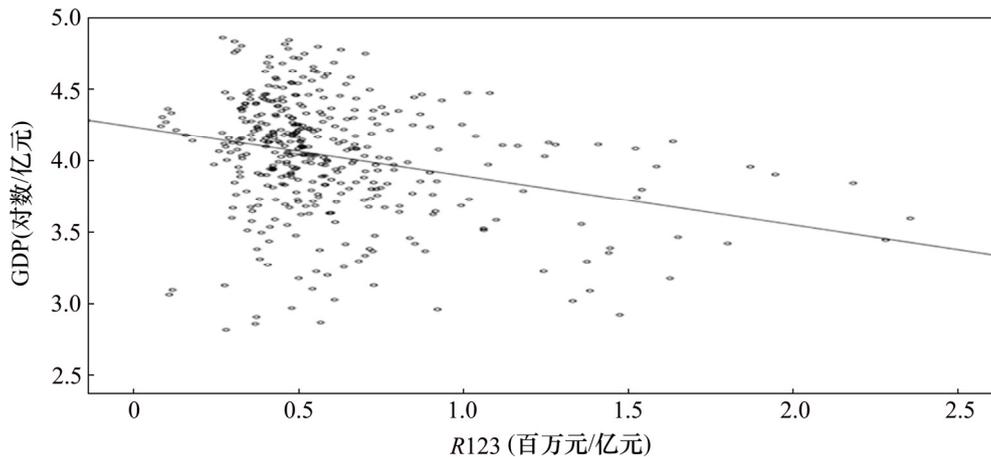


图4 2001—2016年中国30个省总支出强度与经济增长关系的散点图

表1 回归变量的描述性统计

变量	名称	N	极小值	极大值	均值	标准差	单位
LNGDP	国内生产总值	480	2.712	4.908	4.003	0.425	对数(亿元)
LNEMP	就业人数	450	1.881	3.199	2.736	0.300	对数(万人)
LNCAP	固定资本存量	450	2.494	4.962	3.886	0.510	对数(亿元)
OPEN	对外开放度	480	0.032	1.721	0.317	0.391	亿元/亿元
GOV	营商软环境	480	0.048	0.227	0.092	0.032	亿元/亿元
HROAD	营商硬环境	480	0.024	2.097	0.615	0.450	公里/平方公里
R12	污染设备投资运行强度	390	0.080	2.282	0.545	0.301	百万元/亿元
R3	排污费征收强度	450	0.002	0.460	0.053	0.042	百万元/亿元
R123	污染治理总支出强度	390	0.083	2.356	0.598	0.331	百万元/亿元
VV	产业结构指数	480	0.193	0.664	0.462	0.081	亿元/亿元
TC	技术创新指数	450	0.400	1.821	0.765	0.268	

表2 VV 中介效应检验的初步回归结果

被解释变量	LNGDP	VV	LNGDP	LNGDP	VV	LNGDP	LNGDP	VV	LNGDP
变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>C</i>	1.648*** (0.364)	-0.177 (0.469)	1.716*** (0.318)	1.790*** (0.353)	-0.021 (0.441)	1.798*** (0.312)	1.645*** (0.363)	-0.177 (0.468)	1.712*** (0.318)
<i>R12</i>	0.016** (0.007)	0.014 (0.010)	0.011* (0.007)						
<i>R3</i>				0.083 (0.054)	0.188*** (0.067)	0.012 (0.048)			
<i>R123</i>							0.017** (0.007)	0.016* (0.009)	0.011* (0.006)
<i>VV</i>			0.380*** (0.037)			0.378*** (0.037)			0.379*** (0.037)
<i>TC</i>	-0.003 (0.013)	-0.006 (0.017)	-0.001 (0.011)	-0.003 (0.012)	-0.008 (0.015)	-0.001 (0.011)	-0.003 (0.013)	-0.006 (0.017)	-0.001 (0.011)
<i>LOG(CAP)</i>	0.362*** (0.024)	0.288*** (0.031)	0.252*** (0.023)	0.345*** (0.022)	0.287*** (0.027)	0.237*** (0.022)	0.362*** (0.024)	0.288*** (0.031)	0.252*** (0.023)
<i>LOG(EMP)</i>	0.015 (0.033)	-0.053 (0.043)	0.035 (0.029)	0.050 (0.032)	-0.014 (0.040)	0.055* (0.029)	0.015 (0.033)	-0.053 (0.043)	0.035 (0.029)
<i>OPEN</i>	-0.033** (0.015)	0.033 (0.020)	-0.045*** (0.013)	-0.026* (0.015)	0.034* (0.019)	-0.039*** (0.013)	-0.033** (0.015)	0.032 (0.020)	-0.045*** (0.013)
<i>GOV</i>	0.717*** (0.154)	0.518*** (0.199)	0.520*** (0.136)	0.733*** (0.153)	0.491** (0.191)	0.547*** (0.136)	0.710*** (0.154)	0.507** (0.199)	0.518*** (0.136)
<i>HROAD</i>	0.016 (0.011)	-0.018 (0.014)	0.023** (0.010)	0.012 (0.010)	-0.027** (0.013)	0.022** (0.009)	0.017 (0.011)	-0.017 (0.014)	0.023** (0.010)
<i>ROOM</i>	0.194*** (0.069)	-0.120 (0.089)	0.239*** (0.061)	0.160** (0.067)	-0.173** (0.084)	0.226*** (0.060)	0.194*** (0.069)	-0.120 (0.089)	0.240*** (0.060)
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	390	390	390	420	420	420	390	390	390

注：括号内数值为回归系数的标准误；***、**、*分别表示计量结果在 1%、5%、10%水平上显著

比例也非常高，超过 85%，说明 *VV* 对 *R3* 与 *lnGDP* 之间的关系存在显著且较强的中介效应。

我们观察表 2 中关于环境规制变量 *R123* 的方程(7)一(9)的回归结果，方程(7)显示，*R123* 的回归系数为 0.017，中度显著，表明 *R123* 对 *lnGDP* 具有一定的正向影响，方程(8)中，*R123* 系数为 0.016，低度显著，方程(9)加入 *VV* 后 *R123* 系数为 0.011，低度显著，对 *lnGDP* 依然具有一定的正向显著影响，系数发生了较少变化。表 3 方程(5)和(6)是相应的 Sobel-Goodman 和 Bootstrap 检验系数，无论是 Sobel 检验、Goodman-1 检验还是 Goodman-2 检验，*Z* 值均显著，且 Bootstrap 检验中的间接效应 *Z* 值也显著，假设中介效应存在情况下计算得出的中介效应占总效应的比例也较高，超

过 35%，说明 *VV* 对 *R123* 与 *lnGDP* 之间的关系也存在一定的中介效应，但是强度介于 *R12* 和 *R3* 之间。

由初步检验结果可知，提高市场类工具总支出强度能够促进经济增长，这是由企业污染治理设备投资运行强度和政府排污费征收强度共同作用的结果。一方面，提高企业污染治理设备投资运行强度能够促进经济增长，这证明了环保投资作为一类特殊的政策性投资，在保护和改善环境的同时也具有乘数效应，但是不利于资源流动和优化配置，从远期来看，可能对 *GDP* 和利税的增长有一定的负面影响；另一方面，提高政府排污费征收强度对于经济增长促进效应不佳，但是能够有效地优化配置资源，促使产业结构更为合理化，获得未来经济增长的潜力。作为必不可少的两

表3 R12、R3和R123的vv中介效应的Sobel-Goodman检验和相应的Bootstrap检验

指标	(1)	Z 值	(2)	Z 值	(3)	Z 值	(4)	Z 值	(5)	Z 值	(6)	Z 值
Sobel	0.005 (0.004)	1.465			0.071 (0.026)	2.693***			0.006 (0.004)	1.741*		
Goodman-1 (Aroian)	0.005 (0.004)	1.458			0.071 (0.026)	2.681***			0.006 (0.004)	1.733*		
Goodman-2	0.005 (0.004)	1.472			0.071 (0.026)	2.705***			0.006 (0.004)	1.749*		
系数 a	0.014 (0.010)	1.480			0.188 (0.067)	2.791***			0.016 (0.009)	1.767*		
系数 b	0.380 (0.037)	10.323***			0.378 (0.037)	10.270***			0.379 (0.037)	10.283***		
间接效应	0.005 (0.004)	1.465	0.005 (0.004)	1.450	0.071 (0.026)	2.693***	0.071 (0.029)	2.460**	0.006 (0.004)	1.741*	0.006 (0.004)	1.650*
直接效应	0.011 (0.007)	1.697*	0.011 (0.008)	1.390	0.012 (0.048)	0.247	0.012 (0.072)	0.160	0.011 (0.006)	1.684*	0.011 (0.009)	1.180
总效应	0.016 (0.007)	2.211**	0.016 (0.010)	1.710*	0.083 (0.054)	1.538	0.083 (0.087)	0.950	0.017 (0.007)	2.341**	0.017 (0.011)	1.560
省份	控制		控制		控制		控制		控制		控制	
年份	控制		控制		控制		控制		控制		控制	
空间效应	控制		控制		控制		控制		控制		控制	
中介效应占总 效应的比例		0.327				0.857				0.368		

注：奇数行括号内数值为回归系数的标准误，偶数行括号内数值为自助抽样法回归系数的标准误；***、**、*分别表示计量结果在 1%、5%、10% 水平上显著

大市场类政策工具结合使用的结果应该是较为合理的，既获得了现实的经济增长，也通过促进产业结构合理化为未来的经济增长奠定基础，最终实现环境保护和经济增长的“双赢”。

(二) 产业结构中介效应的稳健性检验

前文经过一系列中介效应检验，我们发现产业结构变迁在市场类规制工具影响经济增长的过程中具有显著的中介效应，考虑到模型可能存在遗漏解释变量、测量误差等引起的内生性，我们继续采用二阶段最小二乘法，根据常用的采用滞后变量作为工具变量的研究方法，引入所有解释变量截面数据的一阶滞后项作为工具变量，处理模型的内生性问题，同时使用异方差稳健标准误减弱可能存在的异方差干扰。

同时考虑到技术创新可以区分为绿色技术创新和棕色技术创新，两者是相对立的，而学界一般的共识是环境规制对于绿色技术创新和棕色技术创新的影响

具有较强的异质性，我们前文使用的技术创新控制变量属于综合指数，既包括绿色技术创新，也包括了棕色技术创新，为了避免因为棕色技术创新的存在影响相关结果的稳健性，我们继续使用基于松弛模型 *SBM* 的 *Malmquist-Luenberger* 指数测算各省区的绿色技术创新指数 *LTC*，与技术创新指数 *TC* 同时作为控制变量进行比较检验。投入产出变量需要适当调整，如下所示：

①绿色投入变量：除了劳动投入和资本投入同前文计算全要素生产率相同之外，我们加入了资源投入。考虑到能源的大规模使用是引起污染的主要原因，本研究选择能源消费总量作为资源投入的指标。由于生产过程关注能源消费的实际情况而非热值，因此，能源消费总量指标选择等价值而非当量值，数据来源于《中国能源统计年鉴》。

②绿色产出变量：除了合意产出同前文计算全要

素生产率相同之外，我们加入了非合意产出。我国现在面临的主要污染问题为大气污染和水污染，同时在 *DEA* 模型中，投入产出变量的增加会导致模型解释力的下降，因此本研究以 *SO₂* 排放量和 *COD* 排放量作为非合意产出的指标，数据来源于《中国环境年鉴》《中国环境统计年鉴》。

图 5 是全国 30 个省、自治区、直辖市的绿色技术创新趋势图，情况较总体技术创新大为不同，海南、广东、浙江、山东、上海等东部省份绿色技术创新水平强势上涨，其他大多数省份缓中有升。观察图 6，全国各省总体技术创新水平均值持续下降，但是绿色技术创新水平均值持续上升，表明非绿色技术创新在总体比重中持续下降，绿色技术创新比重持续上升，说明绿色技术创新和总体技术创新具有较强的异质性。

表 4 是以 *R3* 为规制工具的 2SLS 回归结果，方程 (1)-(3) 是以 *TC* (技术创新) 为控制变量对于 *IV* (产业结构) 中介效应的检验结果，(4)-(6) 是以 *LTC* (绿色技术创新) 为控制变量的检验结果，六组方程中 Kleibergen-Paaprk LM 统计量、Cragg-Donald Wald F 统计量和 Endogeneity 统计量皆表明使用解释变量一

期滞后数据是合理的工具变量，模型的设定是可靠的。比较表 2 的初步回归，可看出在有效控制了内生性问题，缓解了异方差问题后核心变量的符号和显著性水平未发生根本性变化，全变量回归方程中空间溢出效应依然强烈，前文的回归结果是可信可靠的。

(三) 中介传递效应的平稳性检验

IV (产业结构) 在 *R3* (排污费征收强度) 影响 *lnGDP* 过程中具有显著的中介效应，但是这种传递机制是否较为平稳同样值得我们关注。为了讨论 *IV* 传导过程中是否存在结构突变问题，首先，将 Hansen(1999) 的个体效应面板门限模型改良为空间面板门限双固定模型，以排除 *GDP* 空间溢出效应的干扰及获得更优的估计量；其次，依据前文中回归模型 (2) 和 (3)，设定 *R3* 为门槛变量对门槛效应进行检验，检验结果见表 5。结果显示不论是 *R3* 对于 *IV* 的影响效应，还是 *IV* 影响 *lnGDP* 的作用效应，均不存在明显的门槛效应，且使用 *LTC* 替换 *TC* 作为控制变量后结果依然稳健，说明 *IV* 中介传导过程中不存在结构突变问题，较为稳健，这是政府出台相关对策的重要事实依据。

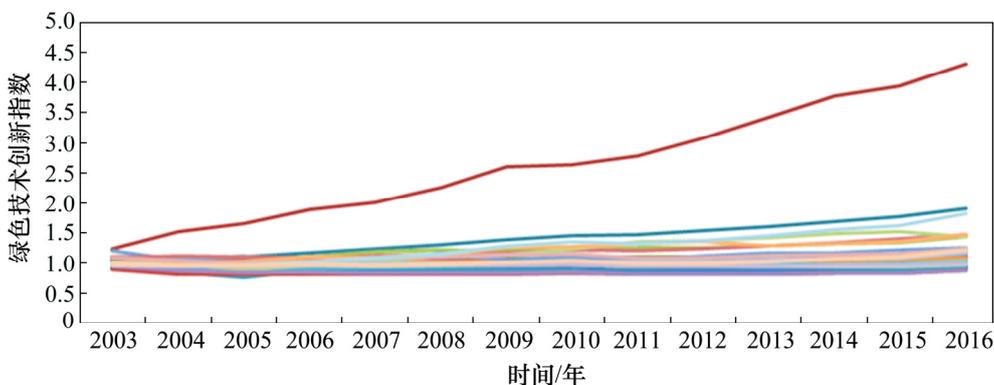


图 5 2003—2016 年中国 30 个省的绿色技术创新趋势图

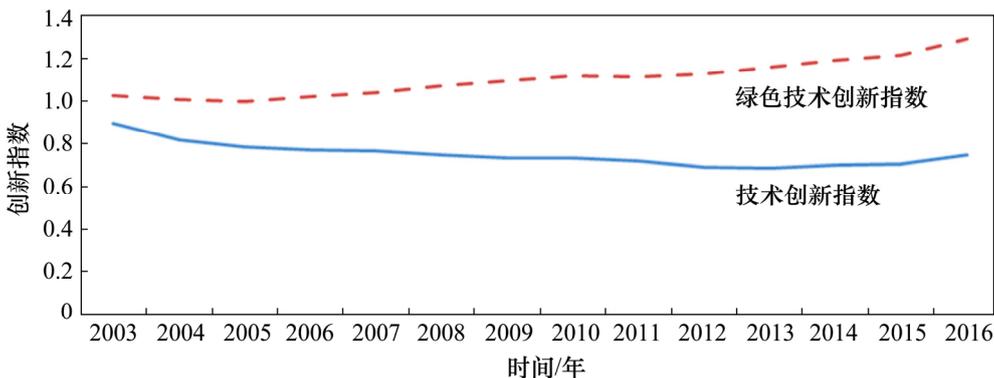


图 6 中国技术创新和绿色技术创新均值趋势比较图

表4 VV中介效应的2SLS回归检验

被解释变量	LNGDP	VV	LNGDP	LNGDP	VV	LNGDP
变量	1	2	3	4	5	6
<i>C</i>	2.060*** (0.464)	0.748 (0.550)	1.761*** (0.370)	2.030*** (0.469)	0.685 (0.579)	1.757*** (0.365)
<i>R3</i>	0.080 (0.112)	0.256*** (0.078)	-0.023 (0.095)	0.079 (0.111)	0.256*** (0.077)	-0.023 (0.095)
<i>VV</i>			0.400*** (0.052)			0.399*** (0.051)
<i>TC</i>	-0.006 (0.011)	-0.021 (0.016)	0.002 (0.011)			
<i>LTC</i>				-0.001 (0.006)	-0.008 (0.011)	0.002 (0.007)
<i>LOG(CAP)</i>	0.359*** (0.027)	0.286*** (0.026)	0.245*** (0.029)	0.361*** (0.025)	0.289*** (0.022)	0.245*** (0.028)
<i>LOG(EMP)</i>	0.039 (0.044)	-0.067 (0.066)	0.066* (0.038)	0.039 (0.045)	-0.065 (0.065)	0.065* (0.038)
<i>OPEN</i>	-0.026* (0.014)	0.056*** (0.021)	-0.048*** (0.015)	-0.026* (0.014)	0.054** (0.021)	-0.048*** (0.015)
<i>GOV</i>	0.955*** (0.220)	0.348 (0.314)	0.816*** (0.183)	0.969*** (0.219)	0.403 (0.303)	0.809*** (0.182)
<i>HROAD</i>	0.001 (0.012)	-0.030** (0.015)	0.013 (0.011)	-0.000 (0.011)	-0.034** (0.016)	0.013 (0.010)
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
空间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
异方差	考虑	考虑	考虑	考虑	考虑	考虑
<i>N</i>	390	390	390	390	390	390
Kleibergen-Paap rk LM	67.861 [0.000]	67.861 [0.000]	71.733 [0.000]	61.509 [0.000]	61.509 [0.000]	69.211 [0.000]
Cragg-Donald Wald F	41.918	41.918	37.270	43.686	43.686	38.591
Endogeneity	35.775 [0.000]	35.161 [0.000]	25.187 [0.003]	33.481 [0.000]	29.407 [0.000]	23.613 [0.005]

注: (1)()内数值为回归系数的异方差稳健标准误; (2)***、**、*分别表示计量结果在1%、5%、10%水平上显著; (3)[]内数值为相应检验统计量的p值; (4)Kleibergen-Paap rk LM 统计量检验的零假设是工具变量识别不足,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的; (5)Cragg-Donald Wald F 统计量检验的零假设是工具变量为弱识别,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的; (6)Endogeneity 统计量检验的零假设是所有解释变量均为外生的,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的

四、结论与政策建议

本文通过理论和实证分析,对中国30个省(直辖市、自治区)环境规制市场类系列工具通过产业结构中介效应对经济增长的影响进行了研究,研究表明:提高市场类工具总支出强度能够持续促进经济增长,这主要是由企业污染治理设备投资运行强度和政府排污

费征收强度共同贡献的。一方面,提高企业污染治理设备投资运行强度能够促进经济增长,是由于该政策工具带来的相关收益超过了其产生的“遵循成本”,但是污染防治设备投资属于增加固定资产,显然不利于资源流动进而优化配置;另一方面,提高政府排污费征收强度所带来的相关收益和其产生的“遵循成本”形成了微妙的平衡关系,通过空间Sobel-Goodman中介效应模型检验,这些收益主要是由于优化配置资源促使了产业结构更为合理而产生的,从而对冲了“遵

表5 空间门槛双固定效应检验

	项目	F 统计值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值	门槛估计值	95% 置信区间
回归模型(2) TC 控制变量	单一门槛	7.50	0.7733	26.2397	30.2881	36.3715	-	-
	双重门槛	11.11	0.2433	15.2214	18.1498	22.4417	-	-
	三重门槛	6.45	0.6233	17.9424	22.9047	28.8478	-	-
回归模型(2) LTC 控制变量	单一门槛	7.10	0.7033	22.4997	27.2439	39.9051	-	-
	双重门槛	11.59	0.2200	14.7266	17.8620	23.7379	-	-
	三重门槛	6.69	0.6000	20.4113	24.6710	36.3293	-	-
回归模型(3) TC 控制变量	单一门槛	11.86	0.5067	27.4238	31.0955	36.8893	-	-
	双重门槛	9.44	0.4067	15.5569	18.5281	30.7942	-	-
	三重门槛	2.18	0.9433	11.3379	14.1013	25.2780	-	-
回归模型(3) LTC 控制变量	单一门槛	11.62	0.4833	22.2689	26.7529	33.9373	-	-
	双重门槛	9.45	0.3833	15.2422	18.3430	26.4900	-	-
	三重门槛	2.34	0.9033	11.7631	13.4455	25.7176	-	-

注: P 值和临界值均是采用 Bootstrap(自抽样法)反复抽样(rep=1000)得到的结果

循成本”，并且中介传导过程平稳可靠，现行的排污费制度尽管存在较多问题，但是在促进资源优化配置进而弥补“遵循成本”方面还是有较大贡献。作为必不可少的两大市场类政策工具结合使用的结果应该是较为合理的，既能通过投资的乘数效应促进经济的现实增长，又可以通过产业结构合理化传导路径增强长期增长的潜力，最终实现环境保护和经济增长的“双赢”。

本文的研究给中国各级政府“绿色发展战略”提供的政策启示主要有：在当前我国(绿色)技术创新还远不能满足绿色发展需要的急迫背景下，中国各级政府必须借助环境税开征契机，完善相关政策工具，进一步打破要素自由有序流动的壁垒，不断扩大资源优化配置促进作用，为关键技术突破和绿色技术大规模推广应用赢得时间。具体的政策建议如下：

(1) 更为坚定地组合使用市场类环境工具。提高企业污染设备投资运行更能促进经济增长，但是提高排污费征收强度更有利于激发产业结构合理化，进而弥补“遵循成本”，两大市场类政策工具不仅在使用方向上具有较强的互补作用，而且在影响经济增长的机制中同样具有一定的互补作用，两个工具的协同使用是需要长期坚持的基本原则，不能因为原排污费改环保税的意义重大而有所偏废。

(2) 进一步破除体制性障碍，增加资源配置效率。排污费征收主要是依靠促进资源优化，从而对冲“遵循成本”，进而达到环境保护和经济增长的绿色发展“双赢”目标。要放大资源优化的中介效应，必须深化户籍制度改革，完善城乡社保体系，打破产业和区域垄断，大力发展创投行业，通过破除体制性障碍，

促使资源在产业间和行业内企业间更为自由的流动。

(3) 适度提高环保税税率。现行的环保税设计基本思路是依据“税负平移”原则进行“排污费”改“环保税”，由于顾虑较多，改革偏保守，力度略显不足。本文的研究显示资源优化在排污费影响经济增长过程的中介效应具有较强的平稳性，适度提高排污费征收强度能够促进产业结构优化，进而持续促进经济增长，结构突变存在的可能性很小。逐步提高环保税税率，不仅能够解决原排污费制度征收标准偏低的“诟病”，而且能促进资源优化，更为主动地推动经济增长。

参考文献：

[1] BROCK W A, EVANS D S, PHILLIPS B D. The economics of small businesses: Their role and regulation in the U.S. economy[J]. Journal of Economic Literature, 1986, 54(2): 489.

[2] JORGENSON D W, WILCOXEN P J. Environmental regulation and U.S. economic growth[J]. Rand Journal of Economics, 1990, 21(2): 314-340..

[3] CHINTRAKARN P. Environmental regulation and U.S. states' technical inefficiency[J]. Economics Letters, 2008, 99(3): 363-365.

[4] 李泳, 李金青. 环境规制政策与中国经济增长——基于一种可计算非线性动态投入产出模型[J]. 系统工程, 2009, 27(11): 7-13.

[5] 李春米, 魏玮. 中国西北地区环境规制对全要素生产率影响的实证研究[J]. 干旱区资源与环境, 2014, 28(2): 14-19.

[6] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991: 193-246.

[7] TESTA F, IRALDO F, FREY M. The effect of environmental

- regulation on firms' competitive performance: The case of the building and construction sector in some EU regions[J]. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(9): 2136-2144.
- [8] 黄德春, 刘志彪. 环境规制与企业自主创新——基于波特假设的企业竞争优势构建[J]. *中国工业经济*, 2006(3): 100-106.
- [9] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 环境管制与全要素生产率增长: APEC的实证研究[J]. *经济研究*, 2008(5): 19-32.
- [10] 马海良, 黄德春, 姚惠泽. 环境规制能刺激生产率增长吗?——来自中国三大经济区域的实证研究[J]. *中国科技论坛*, 2011(12): 105-110.
- [11] 范庆泉, 周县华, 刘净然. 碳强度的双重红利: 环境质量改善与经济持续增长[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(6): 62-71.
- [12] 张同斌. 提高环境规制强度能否“利当前”并“惠长远”[J]. *财贸经济*, 2017, 38(3): 116-130.
- [13] 张娟. 资源型城市环境规制的经济增长效应及其传导机制——基于创新补偿与产业结构升级的双重视角[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27(10): 39-46.
- [14] OPALUCH J J, JIN D, GRIGALUNAS T A. Environmental regulations and technological change in the offshore oil and gas industry[J]. *Land Economics*, 2005, 81(2): 303-319.
- [15] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[M]. *Lead Pollution Causes and Control*, 1986:1173-1182.
- [16] 周建, 张敏. 中国省际季度 GDP 强影响性特征的协同效应和共振效应[J]. *数量经济技术经济研究*, 2016, 33(3): 41-58.
- [17] MULLER D, JUDD C M, YZERBYT V Y. When moderation is mediated and mediation is moderated[J]. *J Pers Soc Psychol*, 2005, 89(6): 852-863.
- [18] 郑佳宁. 能源资源使用权的理论建构[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2018, 24(6): 85-92.
- [19] 李俊江, 黄潇雨. 外部经济冲击的实际产出效应和通货膨胀效应检验——基于开放经济新凯恩斯 DSGE 模型的分析[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2018, 24(6): 113-123.
- [20] 李雪. 全球竞争、经济发展与政府福利支出: 以珠三角为例[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2018, 24(4): 134-143.
- [21] 史长宽, 梁会君. 营商环境省际差异与扩大进口——基于 30 个省级横截面数据的经验研究[J]. *山西财经大学学报*, 2013, 35(5): 12-23.

Effect and mechanism of market-based environmental tools on economic growth: Based on the perspective of industrial structure

SHI Changkuan

(Department of Economics and Trade, Henan Institute of Science and Technology,
Xinxiang 453003, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces in mainland China from year 2001 to 2016, the present study first calculates the technological innovation index and green technological innovation index of each province as important control variables, then tests the intermediary effect of industrial structure on economic growth by adopting spatial Sobel-Goodman method, and finally carries out the robustness test by employing 2SLS method and the spatial Threshold double fixed model, hence researching both theoretically and empirically the direct and indirect relationship between market-based policy instruments and economic growth through industrial structure. The results show that, unlike the absolute and opposite conclusions of previous relevant literatures, market-based policy instruments have strong complementarity and heterogeneity in their impact on economic growth and transmission mechanism, and that improving the overall strength of market-based policy instruments can promote economic growth, which is mainly due to the investment and operation of enterprise pollution control equipment and the collection of government sewage discharge fees. The combination of the two market-based policy instruments can achieve the "win-win" goal of environmental protection and economic growth. The policy enlightenment of Chinese governments at all levels includes more firm combination of market-based environmental regulation policy tools, further breaking down institutional barriers, increasing the efficiency of resource allocation; and moderately raising the tax rate of environmental protection tax.

Key Words: environmental regulation; economic growth; industrial structure; mediation effect

[编辑: 谭晓萍]