

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2021.05.015

环境规制对中国区域碳生产率的影响研究

杨德云^{1,2}, 李晶³, 杨翔⁴

1. 中国社会科学院大学 马克思主义学院, 北京 102488; 2. 桂林旅游学院 旅游管理学院, 广西 桂林 541006;
3. 广西师范大学 经济管理学院, 广西 桂林 541004; 4. 中国社会科学院 财经战略研究院, 北京 100020

摘要: 环境规制是协调环境污染和经济增长中常见的政策工具, 在当前经济发展环境中, 厘清环境规制与碳生产率之间的关系对破解中国低碳约束的发展难题具有极强的现实意义. 在中国 30 个省市碳生产率进行测算的基础上, 分析了环境规制对中国区域碳生产率的影响. 研究发现不同地区环境规制对碳生产率的影响不尽相同, 东部地区环境规制对碳生产率的影响不显著, 中部地区和西部地区环境规制与碳生产率之间呈现出显著的倒“U”型关系. 提高经济发展水平、扩大对外开放、产业结构升级、加大研发强度、降低能源强度是提高中国区域碳生产率的有效途径.

关键词: 环境规制; 碳生产率; 绿色发展; 全域 Mamquist-Luenberger 指数

中图分类号: F124.5

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2021)05-0110-11

改革开放 40 多年来, 中国经济取得了迅猛的增长, 国内生产总值保持着年均近 10% 的高增长率, 2020 年已突破 100 万亿元大关, 达到 101.60 万亿元, 但环境问题日益凸显也正成为制约中国经济持续健康发展的瓶颈. 在低碳约束的国际环境和我国极度依赖能源资源要素的经济发展模式中, 中国经济发展面临着碳减排和经济稳增长相互制约的两难局面^[1], 而实现减少碳排放、保持经济增长的唯一出路在于提高碳生产率^[2]. 随着气候变暖、环境污染、能源短缺等全球性问题越来越被国际社会所重视, 就如何控制温室气体排放、减少环境污染、提高能源效率等问题的探讨逐渐被列入国际议事日程, 如何提高碳生产率也成为学界近年来研究的热点问题, 众多学者从国际贸易、国际投资、全球价值链、产业结构等视角研究其与碳生产率的关系, 提供了诸多见解^[3-6].

环境规制是公共部门处理环境问题时常用且较为行之有效的重要手段, 同时也是协调好环境保护与经济发展的重要桥梁. 有学者从环境规制角度对如何提高生产率的问题展开了深入而广泛的研究^[7-11], 但由于研究对象和研究方法的不同, 环境规制对生产率的影响尚未形成定论. 传统理论认为环境规制是企业费用增加的主要因素之一, 它对提高生产率和竞争力将产生消极影响; Porter 等^[12]根据经验研究发现, 环境规制可以有效地激励企业进行技术创新, 以提高自身的效率水平, 增强企业竞争力, 并最终可能导致生产率的提高, 该观点即著名的“波特假说”. 因此, 围绕“波特假说”是否存在这一命题一直以来是环境规制与生产率相关研究的热点问题. 有部分学者从企业层面、行业层面以及国家层面进行了相关研究, 发现环境规制强度加大会导致生产率下降, 污染治理成本更高的企业生产率普遍更低, 不存在“波特假说”^[13-15], 但也有相当部分的研究支持了“波特假说”^[16-18]. 由于目前学界对碳生产率的概念尚未达成共识, 常见的指代

收稿日期: 2021-01-22

基金项目: 国家社会科学基金项目(13XMZ038).

作者简介: 杨德云, 博士研究生, 副教授, 硕士研究生导师, 主要从事区域经济可持续发展研究.

通信作者: 李晶, 经济师.

指标有环境生产率、能源生产率、绿色生产率等。关于环境规制与碳生产率关系的研究还比较薄弱,代表性成果如 Wang 等^[19]研究环境规制对经合组织国家绿色生产率增长的影响,发现环境规制对绿色生产率增长具有正向影响,当环境规制政策严格到一定程度时,合规成本效应大于创新抵消效应。蔡乌赶等^[20]研究发现,市场激励型环境规制对绿色全要素生产率的直接影响符合倒“U”型关系,当前市场激励型环境规制促进绿色全要素生产率的增长。张华等^[21]发现环境规制与全要素能源效率之间均呈倒“U”型关系,即随着环境规制强度的增加,全要素能源效率先提高后降低,主导力量由“创新补偿”效应演变为“遵循成本”效应。Zhang 等^[22]采用 1995—2010 年中国 29 个省份的面板数据分析了环境规制对环境全要素生产率的影响,发现环境生产率提高主要取决于环境技术的变化。高艺等^[23]则指出,环境规制对绿色生产率的影响存在“门槛效应”。

碳生产率是刻画绿色生产率的重要指标,学界关于环境规制与碳生产率的研究仍然较少。在理论层面上,环境规制影响碳生产率机制尚未形成系统的理论框架;在经验研究中,由于环境规制或者碳生产率指标刻画得不同,研究结论也往往不一致。在理论研究中,Acemoglu 等^[24]从环境规制的角度研究了偏向性技术进步,将偏向型技术进步理论应用到环境问题的研究,发现当清洁技术产品和非清洁技术产品互为替代品时,合理的环境政策(如碳税)和清洁技术研发补贴可以激励清洁技术的快速发展,并能够实现环境保护和经济发展的双赢。Hémous^[25]研究了单边环境政策对偏向型技术进步的影响。这些研究为环境规制与碳生产率之间的影响机制提供了一定的理论基础。杨翔等^[1]、李小平等^[26]分别对中国工业行业的碳生产率和环境规制两个指标进行了分析,其研究较为前沿,且指标选取与测算较为科学。本文在前人研究的基础上,选取 2006—2017 年为研究区间对中国 30 个省市环境规制对碳生产率的影响进行实证分析,以期为中国破解低碳约束下的发展难题提供政策指导。

1 模型设定与变量解释

1.1 计量模型

本文在李小平等^[27]实证模型的基础上,控制了经济发展水平、产业结构、能源强度和研发强度等变量,探讨环境规制对中国地区碳生产率的影响,构建了以下计量回归模型

$$CP_{i,t} = \alpha + \beta_1 ERI_{i,t} + \beta_2 ERI_{i,t}^2 + \gamma Contr + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t}$$

其中, i 为地区, t 为时间, CP 为碳生产率变量, ERI 为环境规制强度变量, ERI^2 为环境规制强度的平方项。 $Contr$ 为影响碳生产率的其他控制变量,包括经济发展水平、经济开放水平、研发强度、产业结构、能源强度等; η, μ, ϵ 分别表示各工业行业差异的个体效应、随时间变化的时间效应及其他干扰项。

1.2 变量解释

1) 碳生产率(CP)。碳生产率是本文的被解释变量,采用非径向、非导向的基于松弛的数据包络分析方法对碳生产率进行测算,用 Global Malmquist-Luenberger 生产率指数(GML)作为碳生产率的代理变量。

2) 环境规制强度(ERI)。环境规制是本文的核心解释变量,结合中国各地区环境规制现状的分析,本文采用环境治理投资总额与地区总产值的比值($ERI1$)作为环境规制强度的代理变量,以工业治理投资总额占工业总产值的比值($ERI2$)作为稳健性估计中环境规制强度的代理变量进行回归分析。

3) 经济发展水平($PGDP$)。经济发展水平是影响二氧化碳排放的一个重要指标,环境库兹涅茨曲线认为经济发展水平与环境污染之间呈倒“U”型关系,环境污染水平会随着经济增长先逐渐增加,当经济发展到一定水平之后再逐渐转好。经济发展水平处于不同阶段的经济体,其碳排放的水平也各不相同,并在碳生产率上呈现出一定的异质性。本文采用人均地区生产总值作为衡量地区经济发展水平的代理变量。

4) 经济开放水平($OPEN$)。经济开放水平的高低对碳排放水平和地区经济发展具有显著的影响。李小平等^[3]发现国际贸易对中国制造业碳生产率的提升具有显著的促进作用。本文选取各地区对外贸易依存度(进出口总额与地区生产总值的比值)作为经济开放水平的代理变量。

5) 产业结构(*INS*). 工业化进程促进了经济的快速增长, 同时也将产生较多的环境污染问题. 随着工业化程度的提高, 产业结构对于环境效率和环境全要素生产率有显著的负影响^[28]. 本文用各地区第二产业增加值与地区生产总值的比值衡量产业结构.

6) 研发强度(*RND*). 研发投入加大在一定程度上会促进技术的提高, 进而对碳生产率有正的促进作用. 李小平等^[29]研究技术进步和中国工业行业的生产率增长关系, 发现研究与试验发展(R&D)经费内部支出对技术进步增长有一定的促进作用. 涂正革^[30]研究技术创新和改进对环境技术的影响发现大中型工业企业自主研发投入强度每增长 1%, 环境技术效率提高 12%, 自主研发对工业企业的环境技术效率有着重大的贡献. 因此, 可以看到国内研究普遍认为研发投入能提高技术水平, 改善碳排放绩效, 提高碳生产率.

7) 能源强度(*ENI*). 能源强度即单位产出所消耗的能源数量. 通常情况下, 当能源强度较大时, 即单位产出所消耗的能源多, 则每单位产出排放的二氧化碳多, 这会对碳生产率带来负效应. 陈诗一^[31]指出二氧化碳排放强度减排根本上取决于能源强度的降低或者说能源生产率的提高. 王群伟等^[32]发现能源强度抑制了二氧化碳排放绩效的提高. 本文用各地区历年能源消费总量(以万吨标准煤计)与各地区生产总值的比值来衡量能源强度.

2 数据来源与描述性统计

2.1 数据来源

1) 碳生产率(*CP*)测算用到的数据有地区生产总值、二氧化碳排放量、劳动投入、资本投入、能源投入等, 其中地区生产总值数据来源于历年《中国统计年鉴》, 本文以 1998 年为基期对该数据进行价格平减; 二氧化碳排放量的基础数据来源于历年《中国能源统计年鉴》, 并在其基础上经测算而得; 劳动投入选取各地区单年平均从业人员人数作为投入变量, 数据来源于历年各省统计年鉴; 资本投入主要借鉴张军等^[33]的方法进行测算, 数据来源于历年《中国统计年鉴》; 能源投入选取各省市能源消耗总量(以标准煤计)作为投入变量, 数据来源于历年《中国能源统计年鉴》.

2) 环境规制强度(*ERI*)变量中所需要用到的数据有各地区环境治理投资总额、工业治理投资总额和工业总产值, 这些数据均来源于历年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》.

3) 在其他控制变量中, 经济发展水平(*PGDP*)中的人均地区生产总值来源于历年《中国统计年鉴》; 经济开放水平(*OPEN*)中的进出口总额选取各省市按经营单位所在地区的货物贸易数据, 由于原始数据的单位是美元, 本文用人民币对美元年平均汇价换算成人民币, 该汇价数据来源于《中国统计摘要》; 产业结构(*INS*)中的第二产业生产总值数据来源于历年《中国统计年鉴》, 并以 1998 年为基期进行平减; 研发强度(*RND*)中的 R&D 经费内部支出数据来源于《中国科技统计年鉴》; 能源强度(*ENI*)中的能源消耗总量数据来源于《中国能源统计年鉴》.

2.2 描述性统计

表 1 是详细的变量描述和统计结果.

表 1 模型回归变量的描述性统计分析

变量	变量含义	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CP</i>	碳生产率	—	360	1.061 8	0.082 2	0.547 0	1.609 1
<i>ERI1</i>	环境治理投资总额与地区总产值的比值	—	360	1.365 5	0.683 4	0.299 1	4.231 4
<i>ERI2</i>	工业治理投资总额占工业总产值的比值	—	360	0.397 9	0.339 0	0.036 1	2.804 2
<i>IND</i>	第二产业增加值比例	%	360	46.396 9	8.105 6	19.014 0	59.045 4
<i>OPEN</i>	进出口总额与 GDP 的比值	%	360	31.621 8	37.472 2	1.680 8	176.458 1
<i>PGDP</i>	人均 GDP	元·人 ⁻¹	360	39 898.74	23 659.03	6 304.53	128 994.11
<i>RES</i>	能源消费总量与 GDP 的比值	标准煤吨·万元 ⁻¹	360	1.008 1	0.551 3	0.250 0	3.900 0
<i>RND</i>	R&D 经费内部支出与 GDP 的比值	%	360	1.444 3	1.054 0	0.197 5	6.013 7

对2006—2017年中国30个省市环境规制与碳生产率之间的关系进行初步分析.从图1可以发现,环境规制强度与碳生产率存在倒“U”型关系,在环境规制强度小于临界值时,环境规制强度对碳生产率的提升具有积极的推动作用;而当环境规制强度超过临界值时,环境规制强度加大会抑制碳生产率的增长.同时,本文分区域对中国环境规制与碳生产率进行了拟合分析,发现东部地区环境规制强度处于较低水平,其对碳生产率的增长具有明显的推动作用;中部地区和西部地区则与全样本类似,环境规制和碳生产率之间存在明显的倒“U”型关系.

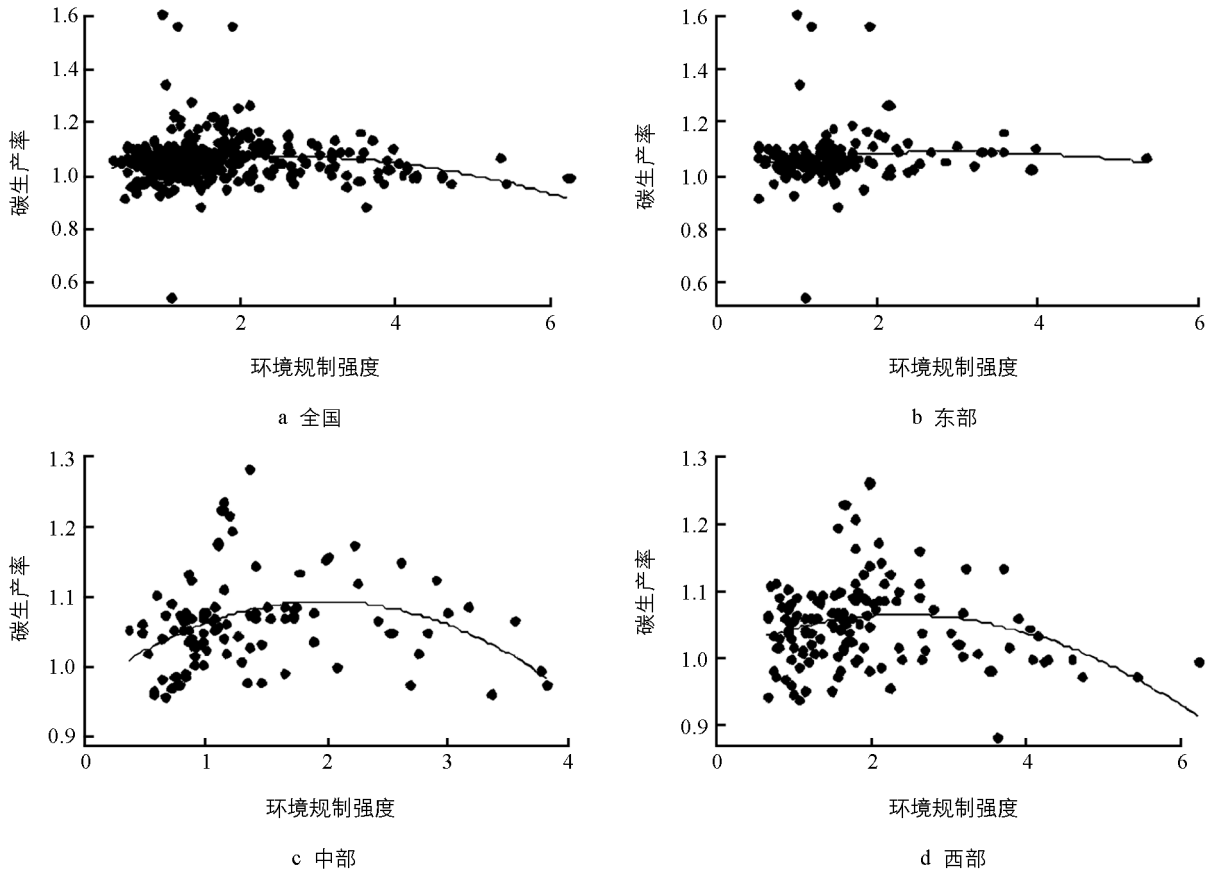


图1 环境规制和碳生产率的散点图

3 实证结果分析

3.1 总体样本回归

表2报告了2006—2017年中国30个省市的总体样本回归结果.其中,模型(1)为环境规制变量影响碳生产率回归结果,模型(2)—模型(6)为依次加入各控制变量后的回归结果.根据Hausman检验结果,模型(2)采用随机效应(RE)模型进行估计,其他5个模型采用固定效应(FE)模型进行估计.

本文发现:①环境规制强度变量一次项和二次项的回归结果均分别显著为正和显著为负,说明环境规制强度对碳生产率的提高具有促进作用,但随着环境规制强度增加,其对碳生产率会产生挤出效应,不利于碳生产率增长.究其原因是在较低环境规制强度的约束下,为了降低环境规制成本,企业可能会对生产技术进行创新改造,或者采取更为清洁的生产方式进行生产,无论选择哪种方式,碳生产率都会有明显的提高.而当环境规制达到一定的临界值时,环境污染成本过高将给企业带来过大的生存压力,其结果是企业生产积极性下降,生产率下降,最极端的结果可能导致企业退出.②人均GDP变量的系数显著为正,回归结果与预期相符,说明经济发展程度越高的地区,其对环境质量的要求也更严苛,该地区企业的生产活动可能表现出更加清洁化,碳生产率相应的也会越高.③经济开放度变量的系数为正,且在不加入其他

变量的情况下显著,说明经济开放程度越大的地区,其碳生产率水平越高.究其原因在于经济越开放的地区往往更容易吸引外商投资进入和先进生产技术的引入,外资进入将导致本地企业和外资企业形成竞争,这种竞争将使得生产更具效率,先进的生产技术也可能使得生产更加清洁低碳化.④ 产业结构变量的系数显著为正,说明第二产业占比越大的地区,其碳生产率越高.可能的原因在于随着我国工业化进程的不断深入以及工业内部结构的不断升级调整,工业产业表现出了更具高附加值、更清洁化的特征.⑤ 能源强度变量的系数显著为负,说明能源强度越大的地区,碳生产率越低.究其原因在于能源强度越大说明单位产出的能源消耗越多,单位产出所排放的二氧化碳也越多,在单位产出不变的情况下,碳生产率则越低.⑥ 研发强度变量的系数显著为正,说明研发投入越多的地区,表现出越高的碳生产率.究其原因在于研发投入增加一方面表现在生产技术的创新,另一方面表现在清洁技术和工艺上的创新,这两种创新方式对碳生产率的提升均具有积极的促进作用.

表 2 全样本回归结果

变量 (常量)	模型 1 FE	模型 2 RE	模型 3 FE	模型 4 FE	模型 5 FE	模型 6 FE
<i>ERI</i>	0.077 9*** (4.13)	0.043 8** (2.72)	0.038 4** (1.99)	0.014 0* (1.71)	0.021 5* (1.87)	0.020 4* (1.79)
<i>ERI</i> ²	-0.013 5*** (-3.86)	-0.010 3*** (-3.33)	-0.009 7*** (-2.84)	-0.006 6* (-1.95)	-0.007 8** (-2.24)	-0.007 6** (-2.17)
<i>PGDP</i>		0.000 0*** (6.00)	0.000 0*** (5.77)	0.000 0* (1.94)	0.000 0** (2.41)	0.000 0* (1.93)
<i>OPEN</i>			0.001 0** (1.92)	0.000 3 (0.54)	0.000 3 (0.65)	0.000 4 (0.70)
<i>IND</i>				0.006 2*** (4.25)	0.006 7*** (4.50)	0.006 8*** (4.5)
<i>RES</i>					-0.034* (-1.69)	-0.033* (-1.74)
<i>RND</i>						0.011 3* (1.77)
Cons	0.982 3*** (49.28)	0.980 6*** (56.62)	0.924 5*** (34.00)	0.708 9*** (12.37)	0.607 8*** (7.11)	0.595 8*** (6.67)
<i>R</i> ²	0.049 6	0.126 1	0.138 8	0.184 0	0.190 4	0.190 9
<i>F</i> 值	8.552 4 [0.000]		13.13 [0.000]	14.66 [0.000]	30.19 [0.000]	10.887 5 [0.000]
Wald 值		50.24 [0.000]				
Hausman 检验	6.77 [0.034]	0.14 [0.934]	7.87 [0.048]	14.35 [0.006]	16.78 [0.004]	18.34 [0.005]
观测值	360	360	360	360	360	360

注:表 2 中***,**, * 分别表示 1%, 5%, 10% 的统计显著水平. FE 代表固定效应模型, RE 代表随机效应模型; Cons 为常量; Wald 值为卡方检验统计量. FE 模型小括号内数值为 *t* 值, RE 小括号内数值为 *z* 值;中括号内数值为 *p* 值. 根据 Hausman 检验的结果,本文对两类模型进行筛选,表 2 中仅汇报筛选之后的回归模型.

3.2 分类样本回归

为了检查回归结果的异质性特征,本文将中国 30 个省市划分为东、中、西部地区,并分别进行回归分析.表 3 报告了 2006—2017 年 3 大地区环境规制影响碳生产率的回归结果.其中,模型(1)和模型

(2)为东部地区的估计结果,模型(3)和模型(4)为中部地区的估计结果,模型(5)和模型(6)为西部地区的估计结果.

表3 分类样本回归结果

变量 (常量)	模型 1 FE	模型 2 RE	模型 3 FE	模型 4 FE	模型 5 FE	模型 6 FE
<i>ERI</i>	0.04 (1.02)	0.03 (0.60)	0.173 5*** (5.29)	0.131 8*** (3.21)	0.066 9*** (3.75)	0.028 8* (1.69)
<i>ERI</i> ²	-0.007 2 (-0.81)	-0.008 0 (-0.89)	-0.040 3*** (-4.97)	-0.034 1*** (-3.64)	-0.011 6*** (-3.87)	-0.005 6** (-2.08)
<i>PGDP</i>		0.000 0 (1.20)		0.000 0** (2.27)		-0.000 0** (-2.47)
<i>OPEN</i>		-0.000 1 (-0.43)		-0.004 5** (-2.54)		0.002 6** (2.53)
<i>IND</i>		0.002 5* (2.19)		0.001 4 (1.14)		0.011 0*** (5.40)
<i>RES</i>		-0.013 5 (-0.38)		-0.015 0* (-1.62)		0.001 7 (0.11)
<i>RND</i>		0.010 6 (0.94)		-0.028 5 (-1.12)		-0.050 1 (-1.57)
Cons	1.025 9*** (24.19)	0.894 1*** (12.60)	0.925 3*** (32.78)	0.953 1*** (16.17)	0.979 2*** (46.44)	0.554 3*** (6.30)
<i>R</i> ²	0.049 6	0.126 1	0.138 8	0.184 0	0.190 4	0.190 9
<i>F</i> 值				13.81 [0.000]		12.72 [0.000]
Wald 值	1.38 [0.503]	17.90 [0.012]	28.31 [0.000]		14.64 [0.001]	
Hausman 检验	6.77 [0.034]	0.14 [0.934]	7.87 [0.048]	14.35 [0.006]	16.78 [0.004]	18.34 [0.005]
观测值	132	132	96	96	132	132

注:表3中***,**, *分别表示1%,5%,10%的统计显著水平. FE代表固定效应模型, RE代表随机效应模型; Cons为常量; Wald值为卡方检验统计量. FE模型小括号内数值为*t*值, RE小括号内数值为*z*值;中括号内数值为*p*值. 根据Hausman检验的结果,本文对两类模型进行筛选,表3中仅汇报筛选之后的回归模型.

本文发现:①3大地区环境规制变量的系数与总体变量保持一致,即环境规制和碳生产率呈倒“U”型关系.中部和西部地区具有统计显著性,东部地区并不显著.从回归系数大小来看,中部地区环境规制对碳生产率影响程度更大,倒“U”型曲线表现得更为陡峭,西部地区次之.这可能与我国近年来的产业转型与战略布局有关.改革开放以来,我国工业化程度一直呈现出东、中、西依次递减的特征,随着我国工业化进程不断深入,近年来东部地区已基本完成工业化,其工业产业逐渐向中、西部地区转移,导致环境规制强度对碳生产率不敏感,而中、西部地区由于工业迅速发展,环境污染问题不断恶化,碳生产率对环境规制也表现得相对敏感.②东部和中部地区经济发展水平越高,碳生产率越高,这与基准回归结果相同.而西部地区则相反,经济发展水平越高,碳生产率则越低,其原因可能在于西部地区尚处于工业化初期,此

时经济发展水平越高的地方对工业依赖程度越强,对高碳排放能源的依赖性更强,碳生产率也相对较低。
③ 从 3 大地区产业结构变量的系数均显著为正,回归结果与基准回归基本一致,说明第二产业比例加大促进了碳生产率的增长。

3.3 内生性检验

表 4 报告了内生性检验的回归结果。

表 4 内生性检验回归结果

变量 (常量)	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>ERI</i>	0.058 2*** (10.72)	0.056 2 (1.56)	0.021 5** (2.07)	0.025 7** (2.42)	0.031 0** (2.13)	0.094 4 (0.33)	0.054 3* (1.81)	0.109 0** (1.97)
<i>ERI</i> ²	-0.009 3*** (-9.06)	-0.007 4 (-0.87)	-0.008 2* (-1.94)	-0.004 6** (-2.51)	-0.003 2** (-1.84)	0.018 3 (0.32)	-0.023 5** (-2.21)	0.002 9* (1.81)
<i>PGDP</i>					0.000 0 (0.23)	0.000 0 (0.44)	-0.000 0 (-1.47)	-0.000 0** (-2.08)
<i>OPEN</i>					-0.000 9*** (-7.50)	-0.000 5 (-0.43)	0.041 8* (1.77)	-0.000 1 (-0.03)
<i>IND</i>					0.003 4*** (5.00)	0.002 0 (0.19)	-0.021 5 (-0.97)	0.023 5*** (3.00)
<i>RES</i>					-0.010 9 (-1.01)	0.393 5 (0.64)	-0.212 8 (-0.64)	-0.064 9 (-1.29)
<i>RND</i>					0.031 0** (2.33)	-0.012 4 (-0.04)	1.234 2* (1.68)	-0.224 1 (-1.06)
<i>L.CP</i>	0.016 5 (1.21)	-0.097 0 (-1.02)	0.481 5* (1.78)	0.401 4*** (4.82)	-0.043 1*** (-3.09)	-0.260 3 (-0.81)	0.959 7* (1.71)	-0.935 8** (-1.99)
Cons	0.988 1*** (96.35)	1.108 7*** (9.42)	0.553 0*** (4.36)	0.609 2*** (7.48)	0.956 6*** (16.59)	0.748 1* (1.96)	0.682 7*** (4.89)	1.502 7*** (3.46)
Wald 值	923.71 [0.000]	459.78 [0.000]	14.20 [0.003]	33.01 [0.000]	17.38 [0.000]	85.87 [0.000]	58.78 [0.000]	130.10 [0.000]
Sargan 检验	29.40 [0.999]	8.95 [1.000]	7.39 [1.000]	10.14 [1.000]	29.59 [0.999]	8.96 [1.000]	7.23 [1.000]	0.19 [1.000]
AR(1) 检验	-1.184 [0.040]	-1.010 [0.036]	-2.116 [0.034]	-2.519 [0.012]	-1.160 [0.046]	-0.777 [0.037]	-2.006 [0.028]	0.590 [0.055]
AR(2) 检验	-1.397 [0.163]	-1.068 [0.285]	-1.527 [0.127]	-0.459 [0.646]	-1.454 [0.146]	-0.899 [0.368]	-1.346 [0.112]	-1.373 [0.169]
观测值	330	121	88	121	330	121	88	121

注:表 4 中***,**,*,* 分别表示 1%,5%,10% 的统计显著水平。系数值下面小括号内为 z 值,中括号内为 p 值。Cons 为常量;Sargan 检验为工具变量有效性检验,AR(1)检验和 AR(2)检验分别为一阶和二阶序列相关检验;模型采用的内生变量为 *ERI*,工具变量为被解释变量 *CP* 和内生变量 *ERI* 的二阶滞后项。

考虑到模型可能存在的内生性问题,本文进一步使用系统 GMM 估计法对模型进行估计。模型的内生性问题会导致估计结果存在偏误,本文中造成模型内生性的原因有两种:① 计量模型中遗漏了关键变量,从上述回归结果可以看到, R^2 值均较小,说明拟合效果一般,模型可能遗漏了关键性变量;② 变量之间的双向因果关系,环境规制强度差异可能会导致碳生产率水平的不同,同时碳生产率在不同区域的差异也可以潜在地影响各地区环境规制的强度。其中模型(1)一模型(4)分别为总体样本、东部地区、中部地区和西部地区环境规制变量影响碳生产率的回归结果,模型(5)一模型(8)是控制经济发展水平、经济开放度、产业结构、能源结构、研发投入等变量后环境规制影响碳生产率的回归结果。Sargan 检验和 AR(2)检验的

结果均大于 0.1, 表明回归模型均不能拒绝所有工具变量都有效和无二阶序列相关的原假设, 因此系统 GMM 估计有效. 本文发现, 表 4 的回归结果与表 2 及表 3 基本一致, 即环境规制和碳生产率呈现出倒“U”型关系, 环境规制强度对碳生产率的提高具有促进作用, 但随着环境规制强度增加, 其对碳生产率会产生挤出效应, 不利于碳生产率的增长.

3.4 稳健性估计

回归结果如表 5 所示.

表 5 稳健性估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	RE	FE	RE	RE	FE	FE	RE	FE
<i>ERI</i>	0.070 0*** (2.69)	0.035 1 (1.12)	0.009 9 (0.12)	0.001 1 (0.01)	0.290 8*** (4.58)	0.141 4** (2.36)	0.065 9** (2.40)	0.033 2 (1.23)
<i>ERI</i> ²	-0.019 4*** (-2.96)	-0.013 5* (-1.82)	0.001 5 (0.06)	0.001 8 (0.07)	-0.083 5*** (-4.19)	-0.054 5*** (-2.92)	-0.017 5*** (-2.94)	-0.008 9 (-1.54)
<i>PGDP</i>		0.000 0 (1.34)		0.000 0 (0.99)		0.000 0 (0.06)		-0.000 0** (-2.34)
<i>OPEN</i>		0.000 5 (0.93)		-0.000 1 (-0.39)		-0.001 3 (-0.60)		0.003 0*** (2.95)
<i>IND</i>		0.006 3*** (4.17)		0.002 4** (2.12)		0.011 5*** (4.80)		0.010 8*** (5.13)
<i>RES</i>		0.039 1* (1.80)		-0.016 7 (-0.46)		0.003 2 (0.09)		0.003 3 (0.19)
<i>RND</i>		0.013 0 (0.54)		0.010 3 (0.81)		0.062 6** (2.00)		0.056 7* (1.79)
Cons	1.011 0*** (45.76)	0.595 8*** (6.49)	1.056 4*** (17.83)	0.922 5*** (11.43)	0.862 8*** (20.08)	0.428 0*** (4.12)	1.001 5*** (36.28)	0.559 6*** (6.16)
<i>R</i> ²	0.119 9	0.175 6	0.023 3	0.075 5	0.205 8	0.534 4	0.068 9	0.429 9
<i>F</i> 值		9.83 [0.000]			11.14 [0.000]	13.28 [0.000]		12.28 [0.000]
Wald 值	8.98 [0.011]		0.51 [0.774]	16.36 [0.022]			11.05 [0.004]	
Hausman 检验	3.41 [0.182]	17.50 [0.008]	0.35 [0.839]	8.21 [0.017]	21.12 [0.002]	-0.777 [0.037]	1.69 [0.43]	11.98 [0.062]
观测值	360	360	132	132	96	96	132	132

注: 表 5 中 ***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 的统计显著水平. FE 代表固定效应模型, RE 代表随机效应模型; Cons 为常量; Wald 值为卡方检验统计量. FE 模型小括号内数值为 *t* 值, RE 小括号内数值为 *z* 值; 中括号内数值为 *p* 值. 根据 Hausman 检验的结果, 本文对两类模型进行筛选, 表 5 中仅汇报筛选之后的回归模型.

为了确保分析结论的可靠性, 考虑到中国工业化进程的背景及工业发展是环境污染的主要来源, 本文以工业治理投资总额占工业总产值的比值作为环境规制的代理变量, 对模型进行稳健性估计. 回归结果表明, 在更换环境规制代理变量后, 环境规制和碳生产率之间仍然呈现出倒“U”型关系, 控制变量的估计结果也与表 2 和表 3 中关于全样本和分类样本的估计结果类似. 表明本文模型的回归结果稳健可靠.

4 结 语

环境规制是协调好环境污染与经济发展的重要桥梁。本文实证分析环境规制对中国区域碳生产率的影响。研究发现：① 环境规制与碳生产率之间存在倒“U”型关系。当环境规制强度处于较低水平时，环境规制能够较好地激发企业的创新活力，具有很好的创新补偿效应；而当环境规制强度过高时，环境规制对企业的“挤出效应”将会大于“创新补偿”效应，此时环境规制对碳生产率具有阻碍作用。② 不同地区的环境规制对碳生产率的影响不尽相同。东部地区环境规制对碳生产率的影响不显著，中、西部地区环境规制与碳生产率之间呈现显著的倒“U”型关系，这可能与中国近年来产业结构升级和东部地区的产业转型有关。③ 经济发展水平、经济开放水平、产业结构、研发强度等变量与碳生产率的关系显著为正，能源强度变量与碳生产率的关系显著为负，说明提高经济发展水平、扩大对外开放、产业结构升级、加大研发强度、降低能源强度等是影响中国碳生产率的主要因素。

中国碳生产率的提高可以从以下几个方面入手：

1) 因地制宜，合理制定环境规制政策。政府环境政策的制定要因地制宜，不能“撒胡椒面”和“一刀切”，在地区环境政策上要综合考虑各地区的经济发展水平和产业结构现状等因素，在行业环境政策上要综合考虑行业的污染类别和行业效益等因素。

2) 扩大开放，加强国际间交流与合作。继续扩大开放是中国经济继续前行的重要手段。要鼓励产能过剩产业实现“除污染、去产能”。同时，要积极引进国外先进的生产技术和理念，做到“非我所有，为我所用”。

3) 优化产业结构，推动产业升级。产业结构的优化与升级要推崇“高附加值、低污染、低排放”的发展理念，提高工业产业的技术含量和附加值。适当、逐步地对重污染、高排放、附加值较低的污染密集型产业进行淘汰处理。

4) 降低能源强度，实现生产清洁化。能源强度降低的核心在于能源消费结构的优化。要加大天然气、风能、太阳能等清洁能源的开发与利用，逐步减少高污染高排放化石能源在生产生活中的消耗，实现清洁化生产。

5) 加大研发投入，引导企业绿色生产。政府部门要营造良好的创新环境，加大对企业创新行为的补贴投入，鼓励企业对核心技术的培育和生产技术的创新，对企业的绿色技术创新要重点扶持。

参考文献：

- [1] 杨 翔, 李小平, 周大川. 中国制造业碳生产率的差异与收敛性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(12): 3-20.
- [2] BEINHOCKER E, OPPENHEIM J, IRONS B, et al. The Carbon Productivity Challenge: Curbing Climate Change and Sustaining Economic Growth [J]. McKinsey Global Institute, 2008(6): 1-48.
- [3] 李小平, 杨 翔, 王 洋. 国际贸易提高了中国制造业的碳生产率吗? [J]. 环境经济研究, 2016, 1(2): 8-24.
- [4] 刘传江, 胡 威. 外商直接投资提升了中国的碳生产率吗? ——基于空间面板 Durbin 模型的经验分析 [J]. 世界经济研究, 2016(1): 99-109, 137.
- [5] 孙华平, 杜秀梅. 全球价值链嵌入程度及地位对产业碳生产率的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(7): 27-37.
- [6] 王淑英, 卫朝蓉, 寇晶晶. 产业结构调整与碳生产率的空间溢出效应——基于金融发展的调节作用研究 [J]. 工业技术经济, 2021, 40(2): 138-145.
- [7] 刘传江, 胡 威, 吴哈哈. 环境规制、经济增长与地区碳生产率——基于中国省级数据的实证考察 [J]. 财经问题研

- 究, 2015(10): 31-37.
- [8] ZHAO X L, FAN Y, FANG M, et al. Do Environmental Regulations Undermine Energy Firm Performance? an Empirical Analysis from China's Stock Market [J]. *Energy Research & Social Science*, 2018, 40: 220-231.
- [9] HILLE E, MÖBIUS P. Environmental Policy, Innovation, and Productivity Growth: Controlling the Effects of Regulation and Endogeneity [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2019, 73(4): 1315-1355.
- [10] PEI Y, ZHU Y M, LIU S X, et al. Environmental Regulation and Carbon Emission: The Mediation Effect of Technical Efficiency [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 236(9): 1-13.
- [11] 李小平, 余东升, 余娟娟. 异质性环境规制对碳生产率的空间溢出效应——基于空间杜宾模型 [J]. *中国软科学*, 2020(4): 82-96.
- [12] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [13] BARBERA A J, MCCONNELL V D. The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1990, 18(1): 50-65.
- [14] SHADBEGIAN R J, GRAY W B. Pollution Abatement Expenditures and Plant-Level Productivity: a Production Function Approach [J]. *Ecological Economics*, 2005, 54(2/3): 196-208.
- [15] 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(8): 288-300.
- [16] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSE R. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2008, 30(2): 121-128.
- [17] 郭 妍, 张立光. 环境规制对全要素生产率的直接与间接效应 [J]. *管理学报*, 2015, 12(6): 903-910.
- [18] 湛仁俊, 肖庆兰, 兰受卿, 等. 中央环保督察能否提升企业绩效? ——以上市工业企业为例 [J]. *经济评论*, 2019(5): 36-49.
- [19] WANG Y, SUN X H, GUO X. Environmental Regulation and Green Productivity Growth: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from OECD Industrial Sectors [J]. *Energy Policy*, 2019, 132(9): 611-619.
- [20] 蔡乌赶, 周小亮. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应 [J]. *经济学家*, 2017(9): 27-35.
- [21] 张 华, 王 玲, 魏晓平. 能源的“波特假说”效应存在吗? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(11): 33-41.
- [22] ZHANG H, XU K. Impact of Environmental Regulation and Technical Progress on Industrial Carbon Productivity: An Approach Based on Proxy Measure [J]. *Sustainability*, 2016, 8(8): 819-834.
- [23] 高 艺, 杨高升, 谢秋皓. 公众参与理论视角下环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于空间计量模型与门槛效应的检验 [J]. *科技管理研究*, 2020, 40(11): 232-240.
- [24] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The Environment and Directed Technical Change [J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 131-166.
- [25] HÉMOUS D. The Dynamic Impact of Unilateral Environmental Policies [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103(11): 80-95.
- [26] 李小平, 李小克. 中国工业环境规制强度的行业差异及收敛性研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27(10): 1-9.
- [27] 李小平, 王树柏, 郝路露. 环境规制、创新驱动与中国省际碳生产率变动 [J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2016, 16(1): 44-54.
- [28] 王 兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长 [J]. *经济研究*, 2010, 45(5): 95-109.
- [29] 李小平, 卢现祥, 朱钟棣. 国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长 [J]. *经济学(季刊)*, 2008, 7(2): 549-564.
- [30] 涂正革. 环境、资源与工业增长的协调性 [J]. *经济研究*, 2008, 43(2): 93-105.
- [31] 陈诗一. 中国碳排放强度的波动下降模式及经济解释 [J]. *世界经济*, 2011, 34(4): 124-143.

- [32] 王群伟, 周 鹏, 周德群. 我国二氧化碳排放绩效的动态变化、区域差异及影响因素 [J]. 中国工业经济, 2010(1): 45-54.
- [33] 张 军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004, 39(10): 35-44.

Research on the Impact of Environmental Regulation on the Regional Carbon Productivity of China

YANG De-yun^{1,2}, LI Jing³, YANG Xiang⁴

1. School of Marxism, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

2. School of Tourism Management, Guilin Tourism University, Guilin Guangxi 541006, China;

3. School of Economics and Management, Guangxi Normal University, Guilin Guangxi 541004, China;

4. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100020, China

Abstract: Environmental regulation is a common policy tool for coordinating environmental pollution and economic growth. In the current environment of economic development, clarifying the relationship between environmental regulation and carbon productivity is of great practical significance for solving the development problem of China's low-carbon constraints. Based on a calculation of the carbon productivity of 30 provinces and municipalities in China, the impact of environmental regulations on China's regional carbon productivity is analyzed. The results find an inverted U-shaped relationship between environmental regulations and carbon productivity. The impact of environmental regulations on carbon productivity varies with different regions; they have no significant impact on carbon productivity in the eastern regions of the country, but have a significant inverted "U" relationship with carbon productivity in the central and western regions. Finally, the paper concludes that increasing the level of economic development and expanding opening up to the outside world, upgrading the industrial structure, increasing R&D intensity, and reducing energy intensity are effective ways to improve China's regional carbon productivity.

Key words: environmental regulation; carbon productivity; green development; global Malmquist-Luenberger index

责任编辑 夏 娟