

# 环境规制、创新驱动与中国省际碳生产率变动

李小平, 王树柏, 郝路露

**摘要:** 采用中国 30 个省份 1995—2012 年间面板数据, 考察了环境规制、创新驱动等对提高中国省际碳生产率的影响。研究发现, 环境规制和创新驱动对中国省际碳生产率提升具有显著正向影响。分组检验结果表明, 东部地区创新驱动对碳生产率的正向影响大于环境规制的影响; 中西部地区环境规制对碳生产率的正向影响大于创新驱动的影响。此外, 城镇化的推进为各省提高碳生产率带来严峻挑战; 中西部地区进一步提高利用外资水平, 扩大贸易开放, 不断优化产业结构, 对提高碳生产率具有更显著的效果; 东部地区进一步完善基础设施建设, 不断提高金融发展水平, 对于提高碳生产率具有更明显的促进作用。最后根据以上研究结论, 提出了相应政策建议。

**关键词:** 低碳经济; 环境规制; 创新驱动; 中国省际碳生产率

**中图分类号:** F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2016)01-0044-11

**DOI:**10.16493/j.cnki.42-1627/c.2016.01.005

## 一、引言

在低碳经济背景下, 减少碳排放是各国的共同目标, 保持一定的经济增长速度也是各国, 尤其是发展中国家加快发展的根本要求; 而同时实现这两个目标的唯一途径就是提高碳生产率<sup>[1]①</sup>。提高碳生产率是建构中国特色低碳发展道路的必然要求, 也是促进中国经济发展方式转变和区域经济协调可持续发展的内在要求。为此, 中国计划到 2020 年单位 GDP 的碳强度比 2005 年下降 40%~45%, 并将其作为约束性指标纳入国家规划, 这意味着中国碳生产率将在未来几年提升近一倍。尽管与发达国家相比, 中国碳生产率绝对水平仍然偏低, 但是在以较高的增长率不断提高。根据测算, 全国 30 个省份 (除西藏外) 碳生产率平均水平从 1995 年的 120.85 万元/千吨二氧化碳上升到 2012 年的 238.78 万元/千吨二氧化碳, 年均增长 4.09%。然而, 由于中国仍然是世界上最大的能源消费国、生产国和净进口国<sup>②</sup>, 节能减排、提高碳生产率绝对水平任重道远。

基金项目: 国家社科基金项目“碳生产率变动对制造业出口质量演进的影响研究”(14BJL058); 教育部人文社科青年基金项目“外贸发展与碳强度下降的互动机理及其政策选择”(12YJC790104); 江西省高校人文社会科学重点研究基地——江西农业大学“三农问题”研究中心项目(JD1343); 江西省教育厅高校人文社科课题(JJ1024)

作者简介: 李小平, 经济学博士, 中南财经政法大学经济学院教授、博士生导师(湖北 武汉 430073); 王树柏(通讯作者), 江西农业大学经济管理学院讲师(江西 南昌 330045), 中南财经政法大学经济学院博士研究生

① 碳生产率定义为一段时期内 GDP 与同期碳排放量之比, 从数量关系上来看, 碳生产率是碳排放强度的倒数(Kaya, Y., et al, 1997), 但是两者的内涵存在本质区别(潘家华, 2010)。

② 2014 年中国能源消费占全球消费量的 23%和全球净增长的 61%(参见 2015 年《BP 世界能源统计年鉴》中国专题)。但是, 2014 年中国能源消费和生产增速都远低于近期历史平均水平, 其中能源消费仅增长 2.6%, 增速不到过去 10 年平均水平 6.6%的一半, 甚至达到 1998 年以来的最低值。

从中国各省情况来看, 由于经济发展水平不同, 碳生产率存在明显差异。整体来看, 考察期内, 东部地区平均碳生产率最高, 西部地区最低, 中部地区居中。2012年碳生产率排名前三位的全部为东部发达省市, 北京为 621.75 万元/千吨二氧化碳, 位列第一; 广东为 469.89 万元/千吨二氧化碳, 位列第二; 上海为 448.39 万元/千吨二氧化碳, 位列第三。排名后三位的全部为西部欠发达省份, 宁夏为 30.78 万元/千吨二氧化碳, 倒数第一; 山西为 56.61 万元/千吨二氧化碳, 倒数第二, 内蒙古为 63.10 万元/千吨二氧化碳, 倒数第三。从变动趋势来看, 1995—2012 年间, 全国碳生产率整体上都呈明显上升趋势, 中部、西部地区年均增幅分别为 5.62%、4.45%, 超过全国平均水平的 4.09%, 东部地区年均增长为 3.34%, 低于全国平均水平。可见, 碳生产率绝对水平的高低与经济发展水平存在正相关关系, 经济发达的东部地区碳生产率水平相对较高, 但中、西部地区上升幅度更大, 表现出明显的追赶态势。

中国正处于全面建成小康社会的关键时期和工业化、城镇化快速推进的重要阶段, 一方面, 作为支撑国民经济发展的一些高碳排放、高能耗的主导产业仍将在不同程度上继续存在并可能长期存在, 导致中国对能源的需求还将继续大幅增长; 另一方面, 长期以来, 中国主要以煤炭为主的能源消费结构不尽合理, 其他低碳能源的选择有限; 此外, 快速城镇化和经济发展进入新常态的大背景都给中国节能减排带来严峻挑战。在此形势下, 如何通过加强环境规制、实施创新驱动战略, 以提升碳生产率水平, 进而实现绿色经济发展成为持续关注重点问题。本文的主要贡献在于: 将环境规制和创新驱动同时纳入计量模型, 探讨提高中国省际碳生产率的主要影响因素; 通过将总样本分成东部发达省份和中西部欠发达省份, 进行分类比较分析, 探寻其中的共性和差异性, 对促进区域经济协调平衡发展, 加快转变中国经济发展方式具有现实意义。

## 二、文献回顾

相关文献主要集中在以下三个方面:

一是碳生产率的内涵。首先, 强调提高碳生产率重要性的文献主要有, 王永龙<sup>[2](P36)</sup>认为发展低碳经济的核心在于提高碳生产率, 它是建构有中国特色低碳发展道路的必然要求, 也是促进中国经济发展方式转变的内在要求。随着世界各国应对气候变化取得更多共识, 未来碳排放空间将成为比传统生产要素更为稀缺的资源禀赋<sup>[3][4]</sup>。其次, 在碳生产率和碳强度的关系上, 尽管碳生产率与单位 GDP 碳排放强度在数量上呈倒数关系, 但两者存在本质区别<sup>[4][5]</sup>。另外, 有些研究对碳生产率的内涵进行了扩展<sup>[6]</sup>。潘家华等<sup>[7]</sup>认为碳生产率是从经济学的角度将碳作为一种隐含在能源和物质产品中的要素投入, 作为一种新的生产要素, 它可以与传统的劳动生产率或资本生产率相提并论。高文静<sup>[8](P10)</sup>更指出, 碳生产率是生产率家族中的一员, 它与劳动生产率、全要素生产率等其他要素生产率有着共同属性。随着世界各国碳排放约束日益增强, 碳生产率可能成为比传统要素生产率更为重要的一种新的比较优势决定因素。

二是区域、产业、国别层面的碳生产率比较研究。在产业层面, 中国各产业碳生产率存在较大的差异<sup>[5][8](P38)[9]</sup>; 在区域层面, 碳生产率是否呈收敛趋势还没有得到一致的结论<sup>[10][11]</sup>。吴晓华等<sup>[12]</sup>根据中国省际能源效率和碳生产率的差异, 将全国划分为高碳生产率高能效地区、高碳生产率低能效地区、低碳生产率高能效地区和低碳生产率低能效地区, 并指出各地区要以提高能效和碳生产率为核心, 逐步降低碳排放强度。张成等<sup>[13]</sup>利用中国 1995—2011 年 29 个省份的面板数据, 考察了人均 GDP 和碳生产率的趋同效应和脱钩状态, 研究表明各省份在实现人均 GDP 不断增长的同时, 碳生产率增长速度相对滞后。在国别层面, 中国的碳生产率增长比较快, 但是碳生产率与发达国家相比还存在一定差距<sup>[2][3][14]</sup>。

三是影响碳生产率变动的因素。现有研究发现低碳技术进步、产业结构、经济发展水平、能源消费结构、经济增长等是影响中国碳生产率变动的主要因素<sup>[3][5][10][15][16][17]</sup>。赵皋<sup>[18]</sup>研究发现,FDI、贸易开放、城市化和人均GDP对碳生产率增长具有促进作用,第二产业所占份额的增加会抑制碳生产率的增长。

与碳生产率相比,在数量上与其呈倒数关系的碳强度得到了更多研究。众多学者对中国产业和区域层面的碳强度进行了研究<sup>[19][20][21][22][23][24][25][26]</sup>。与影响碳生产率变动的因素相似,影响中国碳强度变化的因素主要有技术进步、结构调整、部门能源效率等,其中技术进步仍然是中国碳强度降低的主要因素<sup>[27][28][29][30][31](P1)</sup>。碳强度目标及减排成本等问题<sup>[32][33]</sup>是关注焦点。

在以上文献基础上,本文在考虑城镇化率、贸易开放度、外资依存度等控制变量的同时,将环境规制和创新驱动作为核心解释变量纳入模型,采用中国30个省份1995—2012年间的面板数据进行实证检验,分析环境规制和创新驱动等因素对碳生产率提升的影响。

### 三、典型事实与研究假设

#### (一) 环境规制与碳生产率变动趋势分析

首先,对1995—2012年中国各省份环境规制水平与碳生产率演变趋势进行简要描述分析。由于缺乏直接衡量环境规制的指标,现有研究通常采用人均收入水平作为代理变量<sup>[34]</sup>。一般来说,地区人均收入水平越高,环境规制水平也相对较严格,从而会提高当地污染企业成本,促使企业通过更新技术设备,降低污染排放水平,这将对该地区碳生产率产生不同程度的影响。为了直观分析,我们绘制了1995—2012年间30个省份人均收入水平与碳生产率之间关系的散点图(如图1所示)。从整体上看,无论是东部、中部还是西部地区,人均收入与碳生产率之间都呈明显正相关关系,初步表明人均收入水平提高有助于促进碳生产率水平提升。

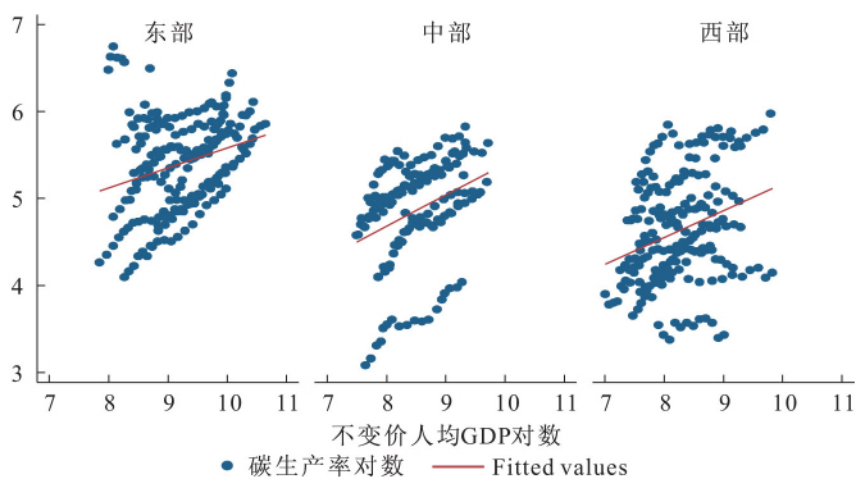


图1 环境规制与碳生产率关系散点图

#### (二) 创新驱动与碳生产率变动趋势分析

实施创新驱动发展战略,加快技术创新步伐,用高新技术和先进适用技术改造提升传统产业,既可以降低能源消耗、减少污染和碳排放,改变过度消耗资源、污染环境的发展模式,又可以提升产业竞争力,培育新的经济增长点。从中国各省情况来看,东部地区创新驱动水平明显高于中西部地区,而且无论东部、中部还是西部地区,创新驱动水平(以每万人专利授权项数来衡量)与碳生

产率之间都呈明显正相关关系 (如图 2 所示), 初步表明创新驱动能够促进中国省际碳生产率提升。

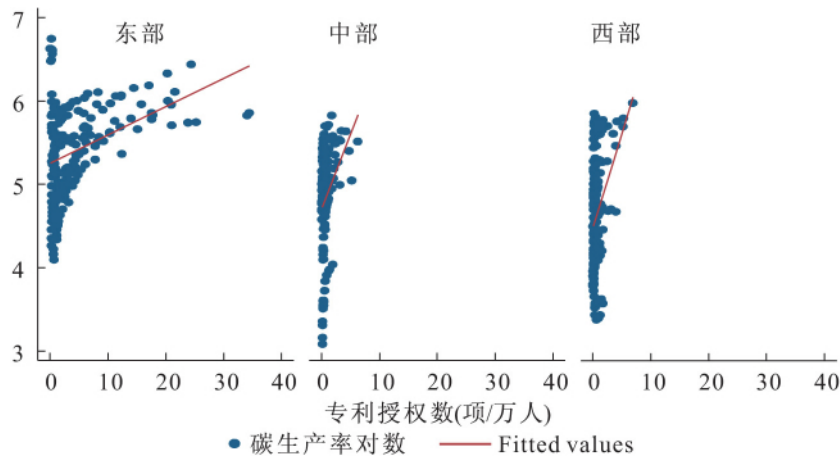


图 2 创新驱动与碳生产率关系散点图

### (三) 研究假设

通过以上典型事实分析, 提出如下研究假设:

假设 1: 环境规制水平与中国省际碳生产率之间存在正相关关系, 随着各省人均收入水平的提高, 环境规制水平也会更为严格, 这将有利于提高碳生产率。

假设 2: 创新驱动水平与中国省际碳生产率之间存在正相关关系, 每万人拥有的专利授权量越多, 说明创新活力越强, 创新驱动水平越高, 这将有利于提高碳生产率。

假设 3: 环境规制水平和创新驱动水平对碳生产率的影响存在地区差异, 相对发达的东部地区碳生产率水平的高低受创新驱动水平的影响大于受环境规制水平的影响; 欠发达的中西部地区碳生产率水平高低受环境规制水平的影响大于受创新驱动水平的影响。

## 四、计量模型、变量与数据

### (一) 模型设定

本文借鉴 Cole 等<sup>[35]</sup> 模型思路, 在考虑相关影响因素的基础上, 将环境规制水平和创新驱动水平作为核心解释变量, 构建如下中国省际碳生产率影响因素计量模型:

$$\ln cp_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln gdp pc_{i,t} + \beta_2 ipr pop_{i,t} + \gamma Contr + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中,  $cp$  是碳生产率,  $gdp pc$  是不变价人均 GDP,  $ipr pop$  是每万人拥有专利授权项数;  $i$  表示省份,  $t$  表示年份;  $Contr$  是控制变量, 包括城镇化水平、外资依存度、产业结构优化度、基础设施水平、金融发展水平和贸易开放度。  $\eta$ 、 $\mu$ 、 $\varepsilon$  分别表示反映各省份差异的个体效应、随时间变化的年份效应和其他干扰项。

### (二) 指标选取

1. 碳生产率 ( $ln cp$ )。低碳经济条件下, 碳排放空间与劳动力、资本等要素一样, 同样具有稀缺性、有偿性以及可以直接参与生产活动的特性。一地区拥有的碳排放空间越大, 即碳生产率越高, 就意味着拥有更多的比较优势和竞争优势。因此, 碳生产率可以被看作是低碳经济和经济发展进入新常态下的稀缺资源。碳生产率定义为一定时期内, 地区 GDP 与同期二氧化碳排放量之比。本文采用各省份 1990 年不变价 GDP 与同期二氧化碳排放量之比来表示碳生产率变量。

由于构成温室气体重要组成部分的二氧化碳排放量数据无法直接获取, 现有研究基本都是通过估算获得。本文根据 IPCC 推荐的方法, 利用权威机构和政府部门提供的数据对中国省际二氧化碳排放量进行估算, 具体公式如下:

$$C_t = \sum_{i=1}^3 C_{i,t} = \sum_{i=1}^3 E_{i,t} \times ZB_i \times F_i = \sum_{i=1}^3 E_{i,t} \times ZB_i \times CC_i \times \frac{44}{12}$$

其中,  $C_t$  为  $t$  时期的二氧化碳排放量(单位: 万吨),  $t$  代表年份,  $i=1, 2, 3$ , 分别代表原煤(单位: 万吨)、原油(单位: 万吨)和天然气(单位: 亿立方米)这三种一次能源,  $E_{i,t}$  代表三种能源的实际消耗量,  $ZB_i$  代表第  $i$  类能源折算成标准煤的系数<sup>①</sup>,  $F_i$  代表第  $i$  类能源的二氧化碳排放系数,  $CC_i$  代表第  $i$  类能源的排放系数,  $(44/12)$  为二氧化碳和碳分子量的比率。各种能源实际实物消费量数据( $E_{i,t}$ )摘自各年度《中国能源统计年鉴》, 各种能源折算成标准煤的系数( $ZB_i$ )来源于《中国能源统计年鉴》附录 4, 能源排放系数( $CC_i$ )由 IPCC 提供的各类能源单位热值燃料含碳量、各种能源燃烧氧化比率计算所得<sup>②</sup>。

2. 环境规制水平 ( $\ln gdp pc$ )。由于缺乏直接度量环境规制的指标, 现有文献通常根据研究需要选取不同的衡量指标作为代理变量。李小平等<sup>[36]</sup>指出, 环境规制衡量的方法主要有如下几种, 第一是采用单位产出的“污染治理和控制支出”来表示; 第二是采用单位产出的污染排放量来表示。第三则是采用人均收入水平作为环境规制的替代变量<sup>[33][37]</sup>。本文采用不变价人均 GDP 作为环境规制的代理变量。

3. 创新驱动水平 ( $iprop$ )。长期以来, 中国高水平的经济增长主要是靠物质要素投入推动的(即要素驱动), 科技创新对经济发展的贡献率偏低。随着资源环境瓶颈约束的日益增强, 依靠传统要素驱动的高投入、高能耗、高排放、低效率增长方式难以为继, 直接的后果是国内大量产业仍处于全球价值链低端, 经济发展不可持续性日益凸显。因此, 必须大力实施创新驱动战略, 增强国家创新能力, 加快转变经济发展方式。本文采用每万人拥有的专利授权项数来衡量各地区创新驱动水平。

4. 城镇化水平 ( $urban$ )。李锴等<sup>[38]</sup>指出, 城镇化水平提高意味着城市规模的扩大和一批新城市的建设, 从而可以创造巨大的城市基础设施建设需求和房地产住宅投资需求。随之带动的相关产业, 如水泥、钢铁、建材等高能耗、高排放行业势必将保持一定增长势头, 这将对我国节能减排和提高碳生产率带来巨大挑战。因此, 如何协调好城镇化、工业化与环境保护之间的关系是关注重点。本文采用城镇人口占各地区总人口的比重来衡量城镇化水平。

5. 外资依存度 ( $fdid$ )。从低碳经济角度来看, 外资进入中国会带来促进 GDP 增长的正效应和一定程度环境污染的负效应, 如果前者大于后者, 那么利用外资有利于碳生产率提高, 反之亦反。我们以外商直接投资占 GDP 比重来衡量外资依存度。

6. 产业结构优化度 ( $tert$ )。2013 年以前, 中国三次产业比重是“二三一”结构, 这种产业结构状况决定了中国能源消费量以及碳排放强度。据统计, 2014 年中国第三产业(服务业)对 GDP 的贡献率达 48.9%, 首次超过制造业的 46.3%; 第三产业对 GDP 增长的拉动作用达 3.6%, 首次超过制造业的 3.4%, 这一变化将对我国未来节能减排和提升碳生产率产生积极影响。然而, 工业部门的重化结构和生产技术落后可能会给节能减排和提升碳生产率带来一定压力。本文采用地区第三产业占 GDP 比重表示产业结构优化度变量。

7. 基础设施水平 ( $infra$ )。从现实情况来看, 基础设施建设水平越高的地区, 越容易激发经济发展的潜力, 使得物流、人流和资金流更加顺畅, 进而更有利于促进当地经济发展和碳生产率提

① 数据来源于《中国能源统计年鉴》附录 4。

② 参见申萌, 等:《技术进步、经济增长与二氧化碳排放:理论和经验研究》, 载于《世界经济》2012 年第 7 期。

高。因此, 基础设施发展水平与地区经济发展和碳排放可能存在相关性。本文以每万人拥有公路里程数表示基础设施水平变量, 来考察基础设施发展水平对碳生产率的影响。

8. 金融发展水平 ( *fina*)。顾洪梅等<sup>[39]</sup>研究指出, 金融发展水平对碳减排具有重要影响, 区域金融发展的深化对人均碳排放具有显著的抑制作用。本文以金融机构年末存贷款余额占 GDP 的比重表示金融发展水平变量。

9. 贸易开放度 ( *tradp*)。谷祖莎<sup>[40]</sup>研究发现, 在考虑人均收入与政策因素的条件下, 东部地区外贸依存度对碳排放具有负效应, 但在统计上并不显著; 中部地区外贸依存度对碳排放具有显著正效应, 西部地区外贸依存度与碳排放具有正效应, 但在统计上不显著。本文以各省份进出口总额占 GDP 比重表示贸易开放度变量。

### (三) 数据来源说明

本文选取中国内地 30 个省、自治区和直辖市 1995—2012 年间的的面板数据<sup>①</sup>, 主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国工业经济年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《四川统计年鉴》、《重庆统计年鉴》、国泰安数据服务中心网站、国家统计局网站等<sup>②</sup>。

## 五、实证检验结果与分析

在回归前, 我们考察了各解释变量的方差膨胀因子 VIF 值, 这些值都介于 1.4~6.1 之间 (如表 1 所示), 说明多重共线性不是一个严重的问题, 完全在可控范围内<sup>③</sup>。各变量的描述统计情况如表 2 所示。

表 1 各解释变量的方差膨胀因子 VIF 值

变量	<i>urban</i>	<i>lngdppc</i>	<i>tradp</i>	<i>tert</i>	<i>fina</i>	<i>iprpop</i>	<i>infra</i>	<i>fdid</i>	Mean VIF
VIF 值	6.1	4.92	3.98	3.95	3.61	2.23	1.47	1.4	3.46

表 2 主要变量的描述统计情况

变量	定义	单位	观测值	均值	方差	最小值	最大值
<i>lncp</i>	碳生产率对数	—	540	4.974 1	0.679 9	3.079 7	6.744 2
<i>lngdppc</i>	人均 GDP 对数	—	540	8.678 6	0.742 1	7.002 5	10.652 8
<i>iprpop</i>	每万人专利授权数	个	538	2.089 2	4.207 4	0.072 8	34.409 9
<i>urban</i>	城镇化水平	%	540	44.714 8	15.966 6	20.390 0	89.304 1
<i>fdid</i>	外资依存度	%	538	3.007 8	3.216 1	0.000 4	24.193 1
<i>tert</i>	产业结构优化度	%	540	38.319 7	7.033 5	25.400 0	76.460 0
<i>infra</i>	基础设施水平	公里/万人	504	22.471 4	18.516 9	2.910 0	115.149 1
<i>fina</i>	金融发展水平	%	540	2.325 6	0.850 0	0.747 3	6.502 5
<i>tradp</i>	贸易开放度	%	538	31.376 6	40.754 8	3.163 7	221.715 8

### (一) 总样本估计结果

表 3 报告了总样本估计结果。其中模型 (1) 是在不加入任何控制变量, 仅考虑环境规制和创

① 由于西藏自治区缺失能源消耗数据, 因此无法计算碳生产率, 故未列入样本, 也未考虑港澳台地区。

② 由于重庆市 1997 年 6 月 18 日恢复成立中央直辖市, 因此 1995—1996 年重庆数据主要来自于《新中国 60 年统计资料汇编》。

③ 判断多重共线性的一条原则是, 解释变量的 VIF 值大于 10 才会有多重共线性问题。

表 3 总样本估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>ln<math>\rho</math></i>	<i>ln<math>\rho</math></i>	<i>ln<math>\rho</math></i>	<i>ln<math>\rho</math></i>	<i>ln<math>\rho</math></i>	<i>ln<math>\rho</math></i>	<i>ln<math>\rho</math></i>
<i>lngdppc</i>	0.243 9*** (12.72)	0.291 4*** (2.67)	0.239 0** (2.28)	0.455 6*** (4.67)	0.284 7*** (2.73)	0.458 2*** (4.41)	0.448 6*** (4.26)
<i>iprpop</i>	0.018 6*** (6.04)	0.021 1*** (6.68)	0.023 7*** (7.74)	0.020 4*** (6.40)	0.020 4*** (6.53)	0.014 4*** (4.56)	0.013 9*** (4.26)
<i>urban</i>		-0.021 8*** (-5.57)	-0.022 2*** (-5.92)	-0.019 0*** (-5.51)	-0.023 8*** (-6.14)	-0.027 2*** (-7.22)	-0.027 0*** (-7.15)
<i>fdid</i>			0.030 8*** (6.48)	0.031 6*** (6.76)	0.025 8*** (5.57)	0.019 6*** (4.29)	0.018 9*** (4.02)
<i>tert</i>				0.014 5*** (4.82)	0.014 1*** (4.47)	0.008 2*** (2.60)	0.008 4*** (2.64)
<i>infra</i>					0.002 5*** (2.87)	0.002 5*** (2.98)	0.002 6*** (3.03)
<i>fin</i>						0.184 3*** (6.25)	0.182 1*** (6.12)
<i>tradp</i>							0.000 4 (0.58)
常数项	2.822 5*** (14.57)	3.084 2*** (3.74)	3.367 5*** (4.25)	1.035 5 (1.39)	2.574 2*** (3.13)	1.231 5# (1.50)	1.286 6# (1.56)
年份效应	否	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.415 4	0.527 4	0.564 9	0.576 8	0.586 7	0.619 6	0.619 8
F 或 Wald	366.78 [0.00]	27.227 6 [0.00]	30.114 4 [0.00]	672.48 [0.00]	27.956 3 [0.00]	30.669 6 [0.00]	29.412 9 [0.00]
hausman	2.03 [0.57]	13.30 [0.02]	18.75 [0.00]	13.74 [0.06]	18.89 [0.00]	23.01 [0.00]	22.65 [0.00]
模型	RE	FE	FE	RE	FE	FE	FE
观测值	538	538	538	538	504	504	504

注：系数值括号里为 t 值或 z 值；#、\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 15%、10%、5% 和 1% 的统计显著水平。

新驱动两个核心解释变量与碳生产率之间关系的回归结果。从中可以看出，估计系数均显著为正，且都通过了 1% 水平显著性检验，这初步说明，环境规制和创新驱动水平与碳生产率之间存在正相关关系。模型(2)—(7)是逐步加入控制变量的估计结果，从中可以看出，两个核心解释变量的估计系数均显著为正，且均通过了 1% 水平显著性检验。模型(2)—(6)中控制变量均通过了 1% 水平显著性检验，说明控制变量选取是合理的。模型(7)的完整模型估计结果显示，环境规制和创新驱动与碳生产率显著正相关；从控制变量估计系数的结果来看，各变量对碳生产率的影响是一致的，因此估计结果具有较好的稳健性。

## (二) 分组回归结果

为了更深入地考察中国省际环境规制和创新驱动对碳生产率的影响，我们进一步根据区域经济发展水平的差异，将 30 个省份分为东部地区和中西部地区两组，其中东部地区包括 11 个发达省份，中西部地区包括 19 个欠发达省份。

表 4 报告了分组估计结果。其中模型(3)和模型(6)分别是东部和中西部地区分组后的完整模型估计结果。从模型(3)来看，环境规制和创新驱动仍然显著为正，说明经济发展水平较高的东部地区，环境规制和创新驱动有利于促进碳生产率提升。模型(6)显示，对于欠发达的中西部地区来说，环境规制和创新驱动对碳生产率的影响更为明显，均通过了 1% 水平显著性检验。其他

主要控制变量估计系数的符号和显著性与总样本基本一致。这说明无论是发达的东部地区还是欠发达的中西部地区, 环境规制和创新驱动都能显著促进碳生产率提升, 模型具有较好的解释力。

表 4 分组估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>
<i>lngdppc</i>	0.3431 <sup>#</sup> (1.54)	0.5438 <sup>***</sup> (2.60)	0.5483 <sup>**</sup> (2.52)	0.3117 <sup>***</sup> (3.00)	0.3067 <sup>***</sup> (2.78)	0.5108 <sup>***</sup> (4.27)
<i>iprpop</i>	0.0160 <sup>***</sup> (3.07)	0.0097 <sup>**</sup> (1.99)	0.0098 <sup>*</sup> (1.94)	0.0519 <sup>***</sup> (3.00)	0.0521 <sup>***</sup> (2.99)	0.0447 <sup>***</sup> (2.62)
<i>urban</i>	-0.0246 <sup>***</sup> (-3.75)	-0.0284 <sup>***</sup> (-4.65)	-0.0284 <sup>***</sup> (-4.60)	-0.0267 <sup>***</sup> (-5.60)	-0.0265 <sup>***</sup> (-5.31)	-0.0236 <sup>***</sup> (-4.80)
<i>fdid</i>	0.0262 <sup>***</sup> (3.62)	0.0117 <sup>#</sup> (1.64)	0.0117 <sup>#</sup> (1.56)	0.0259 <sup>***</sup> (2.72)	0.0258 <sup>***</sup> (2.68)	0.0184 <sup>*</sup> (1.93)
<i>tert</i>	0.0318 <sup>***</sup> (4.61)	0.0080 (1.06)	0.0080 (1.05)	0.0058 <sup>*</sup> (1.93)	0.0059 <sup>*</sup> (1.92)	0.0064 <sup>**</sup> (2.14)
<i>infra</i>	0.0050 <sup>***</sup> (3.53)	0.0049 <sup>***</sup> (3.78)	0.0049 <sup>***</sup> (3.68)	-0.0011 (-0.86)	-0.0010 (-0.82)	-0.0007 (-0.61)
<i>fin</i>		0.3068 <sup>***</sup> (5.78)	0.3080 <sup>***</sup> (5.79)		-0.0053 (-0.14)	0.0185 (0.49)
<i>tradp</i>			-0.0001 (-0.09)			0.0122 <sup>***</sup> (3.88)
常数项	1.8470 (1.01)	0.7633 (0.44)	0.7308 (0.41)	2.5099 <sup>***</sup> (3.17)	2.5480 <sup>***</sup> (3.04)	0.7354 (0.78)
年份效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.5676	0.6400	0.6401	0.6909	0.6909	0.7076
F 或 Wald	222.90 [0.00]	299.37 [0.00]	299.69 [0.00]	25.8520 [0.00]	24.6843 [0.00]	25.5576 [0.00]
hausman	1.82 [0.97]	2.34 [0.97]	2.01 [0.99]	17.88 [0.01]	17.53 [0.03]	20.29 [0.02]
模型	RE	RE	RE	FE	FE	FE
观测值	198	198	198	306	306	306

注: 系数值括号里为 t 值或 z 值; #、\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 15%、10%、5% 和 1% 的统计显著水平。

### (三) 内生性问题

一般来说, 解决内生性问题常用工具变量法, 但是要找到非常合适的工具变量十分困难, 通常做法是以内生变量的滞后项或者其他变量的滞后项作为工具变量<sup>[41]</sup>。借鉴这一思路, 本文以内生变量 *lngdppc* 的第 3、4 阶滞后项和 *iprpop* 的第 1、2 阶滞后项作为工具变量, 解决内生性问题, 并以 Anderson Canon LM 统计值来检验工具变量识别不足问题, 以 Cragg-Donald Wald F 统计值来检验工具变量是否为弱工具变量<sup>①</sup>, 以 Sargan 统计值来检验工具变量的过度识别问题。

表 5 模型 (2)、(4)、(6) 报告的分别是总样本、东部地区样本和中西部地区样本的工具变量 2SLS 估计结果。模型 (2) 显示, 在考虑了变量的内生性后, 两个核心解释变量均显著为正, 均通过了 1% 水平显著性检验, 且估计系数值都大于未考虑内生性时的值, 说明环境规制和创新驱动对

① 事实上, Cragg-Donald Wald F 的零假设是工具变量与内生变量不相关, 即是“弱”(weak)的, 因此, 当 Cragg Donald 统计量大于临界值时, 则拒绝零假设, 即不存在弱工具变量问题。参见詹姆斯·H·斯托克、马克·W·沃特林著, 王庆石译《经济计量学》第 10.3 小节(2005); 尹志超、甘犁:《香烟、美酒和收入》, 载于《经济研究》2010 年第 10 期。

表 5 工具变量 2SLS 估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>	<i>lncp</i>
<i>lngdppc</i>	0.5466*** (3.27)	0.5345*** (3.11)	0.8200* (1.66)	0.9906* (1.80)	0.3706*** (2.76)	0.6187*** (4.43)
<i>iprpop</i>	0.0171*** (4.95)	0.0169*** (4.88)	0.0130** (2.42)	0.0139** (2.55)	0.0333** (1.97)	0.0291* (1.81)
<i>urban</i>	-0.0312*** (-6.21)	-0.0309*** (-6.04)	-0.0387*** (-3.25)	-0.0424*** (-3.29)	-0.0302*** (-5.72)	-0.0260*** (-5.17)
<i>fdid</i>	0.0153** (2.25)	0.0148** (2.15)	0.0012 (0.11)	0.0053 (0.46)	0.0501*** (4.18)	0.0429*** (3.75)
<i>tert</i>	0.0065* (1.88)	0.0067* (1.93)	0.0114 (1.19)	0.0132 (1.32)	0.0052* (1.69)	0.0061** (2.08)
<i>infra</i>	0.0025*** (2.94)	0.0027*** (2.95)	0.0040*** (3.09)	0.0033** (2.30)	0.0008 (0.61)	0.0015 (1.29)
<i>fin</i>	0.1448*** (3.93)	0.1389*** (3.58)	0.2802*** (3.54)	0.3152*** (3.63)	0.0338 (0.93)	0.0378 (1.09)
<i>tradp</i>		0.0006 (0.57)		-0.0023 (-1.35)		0.0173*** (5.67)
R <sup>2</sup>	0.4104	0.4120	0.4384	0.4332	0.4926	0.5449
F	12.77 [0.00]	12.21 [0.00]	5.20 [0.00]	4.89 [0.00]	10.02 [0.00]	11.87 [0.00]
年份效应	是	是	是	是	是	是
Anderson canon LM	178.90 [0.00]	174.56 [0.00]	44.39 [0.00]	39.36 [0.00]	159.68 [0.00]	153.18 [0.00]
Cragg-Donald	82.64	78.55	13.62	11.39	129.55	111.80
Wald F	[7.56]	[7.56]	[7.56]	[7.56]	[7.56]	[7.56]
Sargan	6.56 [0.37]	6.75 [0.34]	3.83 [0.15]	3.90 [0.14]	1.90 [0.39]	2.17 [0.34]
观测值	392	392	154	154	238	238

注：系数值括号里为 t 值或 z 值；模型中的内生变量为 *lngdppc* 和 *iprpop*，工具变量为 *lngdppc* 的第 3、4 阶滞后项和 *iprpop* 的第 1、2 阶滞后项。Cragg-Donald Wald F 统计值方括号里的值为弱工具变量检验的 10% 水平标准值；#、\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 15%、10%、5% 和 1% 的统计显著水平。

碳生产率的影响是一致、稳健的。城镇化水平对碳生产率的影响显著为负，且通过了 1% 水平显著性检验，与前期研究成果和预期一致。外资依存度对碳生产率的影响显著为正，且通过了 5% 水平显著性检验。产业结构优化度变量估计系数显著为正，且通过了 10% 显著性水平检验。基础设施水平和金融发展水平估计系数均显著为正，且都通过了 1% 水平显著性检验。贸易开放度变量不显著。以上回归结果说明，从全国整体来看，提高利用外资水平、优化产业结构、加强基础设施建设、提高金融发展水平对提高碳生产率具有积极促进作用。模型 (4) 报告的是代表经济发达的东部地区样本 2SLS 回归结果。从结果来看，两个核心解释变量均显著为正，但与 OLS 估计相比，环境规制变量的显著性水平略有下降，创新驱动的显著性水平略有上升。说明东部地区创新驱动对碳生产率的提升作用更为明显。城镇化水平变量显著为负，基础设施和金融发展水平变量均显著为正，其他变量不显著。模型 (6) 报告的是中西部地区样本 2SLS 回归结果。从结果来看，两个核心解释变量均显著为正，与 OLS 估计相比，环境规制变量的显著性完全一致，但估计系数更大，创新驱动变量显著性下降，估计系数有所减小。城镇化水平变量显著为负，外资依存度、产业结构优化度、贸易开放度均显著为正，基础设施水平和金融发展水平变量不显著，这可能是由于经济欠

发达的中西部地区,基础设施和金融发展水平也较低,对碳生产率的促进作用并未显现出来。

## 六、研究结论与政策建议

利用中国30个省份1995—2012年面板数据,考察了环境规制和创新驱动等因素对碳生产率的影响。通过经验研究得出以下结论:一是环境规制和创新驱动对碳生产率具有显著正向影响,环境规制水平和创新驱动水平越高,碳生产率也相应越高。与中西部地区相比,东部地区提高创新驱动水平对碳生产率提高的影响更显著;与东部地区相比,中西部地区加强环境规制,对碳生产率提高的影响更显著。二是城镇化水平的提高,无论对东部还是中西部地区提高碳生产率都带来严峻挑战。三是与东部地区相比,中西部地区进一步提高利用外资水平,扩大贸易开放水平,不断优化产业结构,对于提高碳生产率具有积极促进作用。四是与中西部地区相比,东部地区进一步提高基础设施建设水平,不断提高金融发展水平,对于提高碳生产率具有更明显的效果。基于以上分析,有如下政策建议:

第一,继续加强环境规制,不断提高创新驱动水平。将提高碳生产率作为国家中长期发展战略目标,进一步加强环境规制水平,积极把握创新驱动发展主线,大力实施低碳经济发展计划和创新驱动计划;围绕关系国家全局与长远发展的关键领域,找准科技目标,全面提升科技核心竞争力。

第二,强化政府引导和政策支持,进一步优化产业结构。加大对服务业的投入和支持力度,大力发展低能耗、高附加值的清洁型、环境友好型制造业和金融、保险以及信息服务等现代服务业,努力使服务业在国民经济中的比重达到与较发达国家基本相当的水平,进而使其成为国民经济的主导产业。此外,制造业短期内对于拉动经济增长,保持中国经济在合理区间运行,仍具有不可替代的作用,因此,必须调整制造业内部的产业结构,彻底淘汰高能耗、高污染、低附加值的落后产能,以科技创新推动节能减排。鼓励民营经济大力发展高技术产业和战略性新兴产业,逐步构建起节能降耗型的完整产业体系。

第三,调整能源消费结构,提高能源利用效率。要减少碳排放,提高碳生产率,必须下大力气积极开发风能、太阳能、生物能源等可再生能源和低碳能源,减少煤炭在能源消费中的比重,加大科技研发力度,不断提高能源利用效率;通过广泛宣传,让清洁生产和节约资源能源深入人心,逐步在全社会树立起低碳能源消费理念,逐步构建起完整的清洁能源消费体系。

### 参考文献

- [1] Beinhocker, E., J. Oppenheim, B. Irons. *The Carbon Productivity Challenge: Curbing Climate Change and Sustaining Economic Growth* [EB/OL]. <http://www.mckinsey.com/mgi>, 2008-11-01.
- [2] 王永龙. 我国高碳发展模式下的碳生产率增长分析[J]. 经济学家, 2011, (9).
- [3] 何建坤, 苏明山. 应对全球气候变化下的碳生产率分析[J]. 中国软科学, 2009, (10).
- [4] 张丽峰. 碳生产率的经济学背景及其内涵分析[J]. 经济问题探索, 2013, (5).
- [5] 潘家华, 张丽峰. 我国碳生产率区域差异性研究[J]. 中国工业经济, 2011, (5).
- [6] 刘国平, 曹莉萍. 基于福利绩效的碳生产率研究[J]. 软科学, 2011, (1).
- [7] 潘家华, 庄贵阳, 郑艳, 等. 低碳经济的概念辨析及核心要素分析[J]. 国际经济评论, 2010, (4).
- [8] 高文静. 中国工业部门碳生产率研究[D]. 太原: 山西财经大学, 2012.
- [9] 徐大丰. 碳生产率、产业关联与低碳经济结构调整——基于我国投入产出表的实证分析[J]. 软科学, 2011, (3).
- [10] 彭文强, 赵凯. 我国碳生产率的收敛性研究[J]. 西安财经学院学报, 2012, (5).
- [11] 杨骞, 刘华军. 中国碳强度分布的地区差异与收敛性——基于1995—2009年省际数据的实证研究[J]. 当

- 代财经,2012,(2).
- [12]吴晓华,李磊.中国碳生产率与能源效率省际差异及提升潜力[J].经济地理,2014,(5).
- [13]张成,蔡万焕,于同申.区域经济增长与碳生产率——基于收敛及脱钩指数的分析[J].中国工业经济,2013,(5).
- [14]朱远,刘国平.“金砖四国”碳排放绩效比较研究[J].亚太经济,2011,(5).
- [15]张永军.技术进步,结构变动与碳生产率增长[J].中国科技论坛,2011,(5).
- [16]路正南,杨洋,王健.基于Laspeyres分解法的中国碳生产率影响因素解析[J].工业技术经济,2014,(8).
- [17]范晓莉.新型城镇化视角下中国碳生产率影响因素研究——基于VEC模型的动态关系分析[J].管理现代化,2015,(1).
- [18]赵皋.我国碳生产率增长的长期关系和短期效应——基于面板协整研究[J].软科学,2014,(6).
- [19]王铮,朱永彬.我国各省区碳排放量状况及减排对策研究[J].中国科学院院刊,2008,(2).
- [20]曾贤刚,庞含霜.我国各省区CO<sub>2</sub>排放状况、趋势及其减排对策[J].中国软科学,2009,(S1).
- [21]吴彼爱,高建华.中部六省低碳发展水平测度及发展潜力分析[J].长江流域资源与环境,2010,(S2).
- [22]岳超,胡雪洋,贺灿飞,等.1995—2007年我国省区碳排放及碳强度的分析——碳排放与社会发展Ⅲ[J].北京大学学报(自然科学版),2010,(4).
- [23]张珍花,方勇,侯青.我国碳排放水平的区域差异及影响因素分析[J].经济问题探索,2011,(11).
- [24]王锋,冯根福,吴丽华.中国经济增长中碳强度下降的省区贡献分解[J].经济研究,2013,(8).
- [25]张友国,郑玉歆.碳强度约束的宏观效应和结构效应[J].中国工业经济,2014,(6).
- [26]邵燕斐,王小斌.中国省域碳强度驱动因素研究——基于空间计量模型[J].技术经济与管理研究,2015,(3).
- [27]徐国泉,刘则渊,姜照华.中国碳排放的因素分解模型及实证分析:1995—2004[J].中国人口·资源与环境,2006,(6).
- [28]刘红光,刘卫东.中国工业燃烧能源导致碳排放的因素分解[J].地理科学进展,2009,(2).
- [29]张友国.经济发展方式变化对中国碳排放强度的影响[J].经济研究,2010,(4).
- [30]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,(4).
- [31]易艳春.外商直接投资、经济增长与我国碳排放关系的实证研究[D].武汉:华中科技大学,2011.
- [32]邹骥,傅莎,王克.中国实现碳强度削减目标的成本[J].环境保护,2009,(24).
- [33]李陶,陈林菊,范英.基于非线性规划的我国省区碳强度减排配额研究[J].管理评论,2010,(6).
- [34]Copeland, B., M. Taylor. Trade and the environment: Theory and evidence[J]. *Department of the Environment*, 2003,(10).
- [35]Cole, A., R. J. R. Elliott, K. Shimamoto. Why the grass is not always greener: The competing effects of environmental regulations and factor intensities on US specialization[J]. *Ecological Economics*, 2005,(54).
- [36]李小平,卢现祥,陶小琴.环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J].世界经济,2012,(4).
- [37]陆晔.环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?[J].经济研究,2009,(4).
- [38]李锴,齐绍洲.贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放[J].经济研究,2011,(11).
- [39]顾洪梅,何彬.中国省域金融发展与碳排放研究[J].中国人口·资源与环境,2012,(8).
- [40]谷祖莎.我国贸易开放对碳排放影响的区域比较研究[J].山东社会科学,2013,(8).
- [41]连玉君,苏治,丁志国.现金—现金流敏感性能检验融资约束假说吗?[J].统计研究,2008,(10).
- [42]申萌,李凯杰,曲如晓.技术进步、经济增长与二氧化碳排放:理论和经验研究[J].世界经济,2012,(7).

(责任编辑 朱 蓓)