

# 环境分权有利于中国工业绿色转型吗?

## ——产业结构升级视角下的动态空间效应检验

彭 星

(中国人民银行长沙中心支行,湖南长沙 410005)

**摘要:** 基于中国2000—2012年的地区面板数据并运用动态空间面板模型实证检验了环境分权对产业结构升级及工业绿色转型的非线性空间影响效应。研究表明,产业结构升级视角下环境分权与工业绿色转型之间存在明显的倒“U”型关系,适度的环境分权有利于促进产业结构升级及工业绿色转型,过度的环境分权将不利于产业结构升级及工业绿色转型,而且环境分权与财政分权的结合将会加剧工业污染而不利于工业绿色转型。环境行政分权、环境监察分权与工业绿色转型之间存在明显的“U”型关系,但环境监测分权却与工业绿色转型呈现明显的倒“U”型变化趋势。不同地区环境分权的影响效应具有较大的空间异质性,东部沿海地区的环境分权有助于促进产业结构升级及工业绿色转型,但中西部内陆地区的环境分权阻碍产业结构升级从而不利于工业绿色转型。

**关键词:** 环境分权; 财政分权; 工业绿色转型; 产业结构升级; 动态空间效应

中图分类号: F420 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)02-0021-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.02.003

### 一、问题提出

中国工业化发展长期依靠资源型增长路线,以高投资、高能耗、高排放、低质量、低效益及低产出为特征的工业增长模式占据主导地位。但这种粗放型的工业增长模式引致大量的资源消耗和严重的环境污染,污染排放和资源消耗已逼近环境承载极限。因此,加快转变工业发展方式、实现工业绿色转型并塑造可持续的竞争力具有极为重要的战略意义。环境分权设计作为环境管理正式制度的组成部分,可能对抑制环境污染及促进工业绿色转型有着重要作用。现有文献尚未涉及环境分权与工业绿色转型关系的探究,仅有相关文献研究财政分权对环境污染的影响<sup>[1-4]</sup>。但财政分权更多体现的是“政治集权和经济集权”相结合的激励机制<sup>[5]</sup>,不能真实反映中央政府和地方政府间的环境保护责任划分。而环境分权体现的是以环境基本公共服务为核心的环境事权划分,若混淆两者的本质则难以辨别中国环境管理体制不顺背后的制度成因<sup>[6]</sup>。此外,产业结构升级作为节能减排的重要推动因素,有利于降低工业污染排放以推动工业绿色转型<sup>[7-10]</sup>。尽管产业结构升级有利于工业污染减排,但如何通过环境分权设计或者污染减排政策来激励产业结构升级是工业绿色转型的重要策略和难点所在<sup>[11-12]</sup>。

因此,若以财政分权近似替代环境分权则难以深入研究地方政府的环境治理行为和策略互动行

收稿日期:2015-07-23; 修回日期:2015-11-24

作者简介:彭星(1986—),男,湖南永州人,中国人民银行长沙中心支行职员,湖南大学经济学博士,研究方向为文化制度、节能减排及工业绿色转型。

基金项目:国家软科学重大研究项目(2011GXSI B001)

为,而且环境事权划分是个渐进的动态变迁和博弈均衡过程,财政分权指标无法直接和准确地衡量环境事权的划分逻辑<sup>[6]</sup>。现有研究文献既没有厘清环境分权通过产业结构升级对工业绿色转型产生影响的相关机制,更忽略了环境分权的空间异质性对估计结果可能产生的影响,而且现有的静态空间面板技术没有考虑被解释变量的动态性和延续性。此外,环境分权与工业绿色转型之间也并非简单的线性关系,研究两者之间的非线性关系可弥补现有研究的不足。本文则尝试检验环境分权对产业结构升级及工业绿色转型的非线性空间影响效应,以期设定合理的环境分权水平来促进工业绿色转型提供科学依据。

## 二、中国环境分权水平的综合测度与评价

### 1. 环境分权的内涵和测算方法

环境分权是一种以分权为基础的环境管理和事权划分机制,通过分权明确规范中央政府和地方政府之间有关环境保护事权与支出责任的划分。环境分权的本质是环境保护的财权和事权划分机制,可决定中央政府对地方政府环境治理的干预与调控程度及对地方政府环境治理的激励与约束效应。环境分权的目标是通过政府间环境事权的调整和优化,达到央地环境管理激励相容的状态,并根据环境保护的特性给予不同事务领域不同程度的环境分权水平,逐步实现环境保护公共服务的有效供给。基于环境分权的本质内涵,本文运用不同层级政府环保部门的人员分布来刻画中国环境分权水平。原因如下:(1)环保机构和环保人员是政府提供公共服务的载体,不同级政府事务人员的分布可体现该项事务在不同级政府间的划分;(2)环保机构和环保人员规模相对稳定,环境事权的变化可体现为不同级政府部门和人员的再组合;(3)不同层级政府环保机构和环保人员规模及占比变动可反映以环境事权划分为核心的环境管理体制变化。鉴于中国环境保护事权划分相对细致,包括环境政策的制定、环境行政管理、环境监察、环境监测、环境基础设施及环境信息服务等,本文将环境分权划分为环境行政分权、环境监察分权和环境监测分权三种。本文利用环保机构人员数来构建刻画中国式环境联邦主义的环境分权指标体系,环境分权(行政分权、监察分权、监测分权)水平等于第*i*地区第*t*年的环保系统人员数(环保行政人员数、环保监察人员数和环保监测人员数)占该地区人口规模的比重,除以当年全国环保系统人员(环保行政人员、环保监察人员和环保监测人员)占全国人口总规模的比重后得到的比值。考虑到内生性问题对测算结果的影响,本文综合采用 $(1 - GDP_{it}) / GDP_t$ 对所有指标进行平减。

### 2. 环境分权的测算指标和数据

环境分权及其分解指标测算需要地区或行业的环保系统实有人数、环保行政人员数、环保监察人员数与环保监测人员数等数据,但《中国环境年鉴》并没有公布各行业的环保系统相关人员数据,因此本文的环境分权测算主要基于2000—2012年的地区层面数据。各地区和全国层面的人口规模采用年末人口数来衡量,并采用以2000年为基期的价格指数对地区和全国的GDP数据进行平减,年末人口数和国内生产总值数据主要来源于各年的《中国统计年鉴》。此外,鉴于财政分权是环境分权的理论基础,并且两者间有着重要的交互影响,本文还对各地区的财政分权度进行了测算。现有研究文献主要采用收入分权指标和支出分权指标来衡量财政分权度,但跨国研究中广泛使用的收入分权和支出分权指标却无法反映不同地方政府间的分权程度差异,其仅适用于描述中央或地方财政关系的跨时变化。只有财政自主度指标才能明确反映跨地区差异<sup>[13]</sup>,因此本文采用财政自主度来衡量各地区财政分权水平FD:

$$FD_{it} = \frac{FI_{it}}{FE_{it}}$$

其中 $FI_{it}$ 是地区本级预算内财政收入, $FE_{it}$ 是地区本级预算内财政总支出。预算内财政收入加上来自中央政府的转移支付构成本级预算内财政总支出,因此财政自主度可以表示地方政府自有收入

在其财政总支出中的比重。财政自主度指标计算公式的分子和分母均能存在跨时间和跨地区的变化,可有效弥补收入分权和支出分权指标中分母没有任何变异的缺陷。预算内财政收入和财政总支出数据来源于各年《中国财政年鉴》。

### 3. 环境分权水平的综合测度与评价

中国的环境管理属于分权体制,无论是环境规划和投资、环境监察、环境监测还是环境管理,地方政府在财力、人员和机构设置方面均有较大的自主权。综合测算结果发现环境分权水平和财政分权水平表现出较大的空间差异(见表1)。东部沿海地区的环境分权水平明显低于中西部内陆地区的环境分权水平,但东部沿海地区的财政分权水平却明显高于中西部内陆地区的财权分权水平。环境分权水平较高的地区有山西、河南、河北、内蒙古、辽宁和吉林等,山西的环境分权水平高达2.1891。这些也是工业污染比较严重的地区,环境分权和工业污染之间表现出一定的正相关性。东部沿海地区的北京、上海、江苏、浙江、福建和广东等的环境分权处于相对较低的水平,这些地区的绿色清洁技术和污染治理技术较为先进,工业污染可得到有效治理。财政分权水平较高的地区主要有北京、上海、广东、浙江、江苏、天津、山东和福建,北京的财政自主度高达0.8627。其他中西部内陆地区的财政分权水平基本上都在0.5以下,不过仍难以确定财政自主度的提高是否有助于降低工业污染。此外,各地区的环境分权分解指标显示,环境行政分权没有表现出明显的东中西差异,相对较高的地区既有北京、天津、上海和海南等东部发达地区,也有青海、宁夏、新疆和甘肃等西部落后地区。环境监察分权也表现出同样的特征,天津、北京、上海、海南、青海、宁夏、新疆和重庆的环境监察分权水平相对较高,其他地区均处于比较低的水平。环境监测分权水平的地区分布和环境监察分权也一致。这可能反映出环境分权分解指标与工业污染之间并不是一种线性关系,而是非线性的“U”型或者倒“U”型关系,需要通过实证分析进一步验证。此外,环境分权与财政分权之间也不是独立的关系,两者之间的协同或交互作用可能会对工业污染及工业绿色转型产生较为显著的影响。

三、研究设计

#### 1. 实证模型设定

本文试图检验环境分权与产业结构升级及工业绿色转型之间的非线性“U”型或者倒“U”型关系,同时考虑到环境分权水平呈现较大的空间差异,因此本文设定空间面板模型来实证检验环境分

表1 2000—2012年中国各地区环境分权和财政分权水平

地区	环境分权	财政分权	环境行政分权	环境监察分权	环境监测分权
北京	0.871 1	0.862 7	3.723 7	4.183 9	3.791 4
天津	1.227 2	0.739 1	5.903 7	7.436 1	7.376 2
河北	1.434 9	0.517 4	0.608 2	0.787 7	0.430 1
山西	2.189 1	0.520 5	1.352 8	1.131 5	0.984 8
内蒙古	1.353 7	0.399 4	1.399 2	1.593 4	1.504 6
辽宁	1.380 0	0.602 2	0.750 7	0.653 1	0.854 7
吉林	1.419 0	0.361 6	1.340 7	1.030 6	1.587 0
黑龙江	0.894 9	0.398 0	0.978 4	0.887 1	1.040 7
上海	0.857 4	0.860 3	3.146 4	4.653 1	3.520 7
江苏	0.839 1	0.802 0	0.755 4	0.280 5	0.413 9
浙江	0.775 3	0.824 3	0.775 5	0.530 2	1.372 4
安徽	0.621 8	0.454 0	0.582 6	0.558 9	0.618 5
福建	0.734 2	0.703 0	1.138 2	0.905 2	1.033 6
江西	0.751 8	0.433 7	0.707 0	1.171 5	0.760 7
山东	0.936 5	0.713 8	0.445 2	0.421 0	0.336 3
河南	1.468 4	0.459 3	0.527 6	0.416 1	0.310 7
湖北	0.952 1	0.467 8	0.585 9	0.621 9	0.482 8
湖南	0.934 0	0.441 3	0.503 4	0.337 3	0.917 5
广东	0.739 6	0.830 3	0.542 3	0.491 3	0.430 6
广西	0.519 0	0.441 3	0.542 1	0.710 9	0.936 1
海南	1.068 8	0.468 5	5.430 9	4.062 4	3.552 7
重庆	0.573 0	0.516 3	2.077 6	2.744 8	2.607 1
四川	0.580 2	0.479 2	0.539 1	0.400 6	0.450 3
贵州	0.505 3	0.354 7	1.107 5	1.077 8	0.915 3
云南	0.653 9	0.397 9	0.904 7	0.734 0	0.895 4
陕西	1.113 6	0.429 4	1.200 7	1.437 5	0.932 1
甘肃	0.973 0	0.274 7	1.443 6	0.918 8	1.287 5
青海	1.039 7	0.188 5	3.992 6	7.035 9	5.162 0
宁夏	0.995 9	0.295 8	4.603 6	4.490 5	3.749 7
新疆	1.084 4	0.340 0	1.870 6	2.635 6	2.343 9

权对产业结构升级及工业绿色转型的非线性空间影响效应。鉴于工业绿色转型具有较强的动态性与延续性,本文加入被解释变量的滞后一期设定动态空间面板模型来检验空间影响效应是否存在,并构建环境分权与产业结构升级的交叉项来体现环境分权通过产业结构升级对工业绿色转型产生的影响。此外,实证模型还加入环境分权与财政分权的交互项来反映环境资源分配与财政资源分配的协同作用机制。因此,实证模型设定如下:

动态空间面板 SAR 模型:

$$IGT_{it} = \varphi IGT_{it-1} + \rho W \times IGT_{it} + \gamma_1 ED_{it} + \gamma_2 ED_{it}^2 + \gamma_3 ED_{it} \times IS_{it} + \gamma_4 FD_{it} + \gamma_5 ED_{it} \times FD_{it} + \gamma_6 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \text{其中 } \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$$

动态空间面板 SEM 模型:

$$IGT_{it} = \varphi IGT_{it-1} + \gamma_1 ED_{it} + \gamma_2 ED_{it}^2 + \gamma_3 ED_{it} \times IS_{it} + \gamma_4 FD_{it} + \gamma_5 ED_{it} \times FD_{it} + \gamma_6 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \times \varepsilon_{it} + \xi_{it} \quad \text{其中 } \xi_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$$

其中,动态空间面板 SAR 模型反映空间依赖性来源于相邻地区的工业绿色转型程度。 $IGT_{it}$  是工业绿色转型变量,  $\rho$  是空间自相关系数,  $W$  为空间权重矩阵。 $ED_{it}$  为环境分权变量,并分解为环境行政分权  $EDC_{it}$ 、环境监察分权  $EDR_{it}$  和环境监测分权  $EDS_{it}$ 。动态空间面板模型中加入环境分权的平方项  $ED_{it}^2$  用以考察环境分权与工业绿色转型之间的非线性“U”型或者倒“U”型关系是否存在,并计算出相应的环境分权拐点值。交叉项  $ED_{it} \times IS_{it}$  用于检验环境分权通过产业结构升级对工业绿色转型的影响效应,财政分权  $FD_{it}$  及其交叉项  $ED_{it} \times FD_{it}$  用以考察环境分权与财政分权的交互作用对工业绿色转型的影响。 $X_{it}$  为相应的控制变量,本文重点选取环境规制  $ER_{it}$ 、能源效率  $EE_{it}$ 、科技创新水平  $RRD_{it}$  三个变量来进行控制。动态空间面板 SEM 模型反映空间依赖性来源于相邻地区的误差冲击对本地区工业绿色转型的影响,其中  $\lambda$  为空间误差系数,其他变量的解释同 SAR 模型一致。

## 2. 指标和数据

本文基于 2000—2012 年中国各地区的相关数据进行实证检验。被解释变量工业绿色转型是个内涵丰富的概念,既涉及工业增长方式的转变,还要体现工业污染减排的效果。本文通过借鉴李斌等<sup>[14]</sup>和中国社会科学院工业经济研究所课题组<sup>[15]</sup>的研究成果,将工业绿色转型的内涵界定为“工业实现增长方式由粗放到集约、污染控制由高碳污染到绿色减排的过程”。鉴于采用单个指标难以全面衡量和体现工业绿色转型的丰富内涵,本文采用综合评价指标体系法来对其进行测度。本文构建的工业绿色转型综合评价指标体系采用三级指标体系,从节能减排、结构优化、发展方式转型和绿色技术创新 4 个方面构建一级指标,并扩展为资源节约、能效提高、污染减排、工业结构升级、产业结构优化、要素使用集约化、科技创新自主化、人力资本改善化、绿色治理投资和绿色技术研发 10 个二级指标,同时在二级指标的基础上进一步扩展为 27 个三级指标。此外,鉴于现有研究采用专家打分方式确定指标权重的方法主观性较强<sup>[16]</sup>,不能客观反映各指标内在的重要程度,本文主要采用熵值法来进行客观赋权,以消除指标权重设定过程中的主观因素,最终综合为中国工业绿色转型指数。

环境分权和财政分权运用第二部分测算得到的环境分权水平和财政自主度来衡量,产业结构升级采用工业绿色转型指数测算中所得到的产业结构升级分解指数来衡量,鉴于产业结构升级指数包含于工业绿色转型指数中,本文将产业结构升级相关指标剔除后重新运用熵值法测算得到的工业绿色转型指数来代表被解释变量工业绿色转型。环境规制则通过构建指标体系并通过熵值法测度得到环境规制综合指数,环境规制指标体系中的衡量指标有受理环境行政处罚案件数、两会环境提案数、环评制度执行率、三同时执行合格率、单位 GDP 排污费收入、单位 GDP 环保科研课题经费、三废综合利用产值占 GDP 的比重等七个指标。能源效率采用基于松弛量 SBM(Slack-Based Measure)并考虑非期望产出的数据包络分析 DEA(Data Envelopment Analysis)技术来测度,科技创新水平则采用科技经费内部支出占 GDP 的比重来衡量。动态空间面板模型中空间权重矩阵的选择与计算至关重

要 相关研究文献采用空间邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵及经济距离权重矩阵来表示<sup>[17-18]</sup>。本文在借鉴相关研究的基础上,综合采用空间邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵及空间混合权重矩阵来计算和衡量空间权重矩阵。空间邻接权重矩阵  $W_A$  依据地理上是否相邻来设定,地理相邻的区域被赋予 1,其他情况被赋予 0。值得注意的是海南省地理位置上不与任何地区相邻,但鉴于其与广东仅相隔一条海峡且经济联系较为紧密,因此设定海南与广东相邻。地理距离权重矩阵  $W_D$  则用两个地区之间地理距离平方的倒数来设定,当  $i \neq j$ ,  $W_{ij} = 1/d_{ij}^2$ ,当  $i = j$ ,  $W_{ij} = 0$ 。其中  $d_{ij}$  是指  $i$  省和  $j$  省省会城市之间的距离,根据省会城市经纬度计算得出。经济距离权重矩阵  $W_E$  基于相邻地区的经济发展水平差距通过构建空间权重矩阵来设定,考虑到落后地区对发达地区经济辐射力较弱的现实,本文在传统经济距离权重矩阵的基础上进行修正,即设置为  $W_E = \frac{1}{|GDP_i - GDP_j| S_i}$ ,  $GDP_i$  和  $GDP_j$  分别为第  $i$  和第  $j$  省份的实际人均 GDP,  $S_i = \sum (1/|GDP_i - GDP_j|)$  表示本省与其他省份人均 GDP 距离的倒数和。空间混合权重矩阵  $W_{MX}$  综合考虑地理和经济的影响,若地理上较为邻近并且经济发展水平较为相近,表明它们之间的交互影响较大。因此本文设定空间混合权重矩阵为地理距离权重矩阵  $W_D$  和经济距离权重矩阵  $W_E$  的乘积,即有  $W_{MX} = W_D \times W_E$ 。

#### 四、环境分权对产业结构升级及工业绿色转型影响的动态空间面板估计结果

本文采用动态空间面板模型实证检验环境分权对产业结构升级及工业绿色转型的空间影响效应。空间效应存在的前提是变量之间存在空间相关性,即一个空间单元上的某种经济地理现象或属性与邻近空间单元之间存在相关性。而判定空间相关性存在最常用的指标是 Moran's I 指数,通常计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

其中  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_i$  是第  $i$  地区观测值,衡量的是产业结构升级指数  $IS_{it}$ ,

$W_{ij}$  则为空间权重矩阵  $W_A$  或者  $W_{MX}$ 。Moran's I 指数测度的是相关变量的全局空间自相关性,其取值范围为  $-1 \leq I \leq 1$ ,当  $I$  接近 1 时表明地区间存在空间正相关,接近  $-1$  时表明地区间存在空间负相关,如果  $I=0$  说明地区间不存在空间相关性。反映空间相关性的 Moran's I 指数计算结果显示,产业结构优化指数的 Moran's I 指数均显著为正,表明各地区的产业结构优化并非表现出完全随机的状态,而是存在较为明显的正向空间依赖性。尽管 Moran's I 指数有所波动,但整体而言呈现逐步增大的趋势,表明各地区的空间依赖性逐渐增强。而且,空间邻接权重矩阵下的 Moran's I 指数平均而言要大于空间混合权重矩阵下的 Moran's I 指数,说明地理距离和经济距离一定程度上缩小了各地区的正向空间依赖性(见表 2)。

表 2 基于空间邻接权重矩阵和空间混合权重矩阵的 Moran's I 指数

相关变量及空间权重		2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	
产业结构升级指数	I	0.122 7	0.226 7	0.130 4	0.213 7	0.169 8	0.288 5	0.290 6	
	$W_A$	z	1.315 8	2.141 3	1.390 6	2.072 5	1.752 3	2.727 2	2.794 8
	p	0.094 4	0.016 2	0.082 8	0.019 3	0.040 6	0.003 8	0.003 4	
	I	0.015 2	0.018 1	0.014 8	0.015 3	0.018 9	0.042 7	0.014 1	
	$W_{MX}$	z	1.389 0	1.468 6	1.373 2	1.389 0	1.468 0	2.145 6	1.373 4
	p	0.082 3	0.071 3	0.085 5	0.082 8	0.071 2	0.016 5	0.085 7	

本文根据相关判定准则来决定选用 SAR 模型还是 SEM 模型:如果 LM Lag 统计量与 LM Error 统

计量一个显著另一个不显著,那么就采用显著的模型;如果 LM Lag 统计量比 LM Error 统计量显著性更高,并且 Robust Error 没有通过显著性检验,那么应该采用空间 SAR 模型,反之则采用空间 SEM 模型。实证估计结果表明,动态面板 SAR 模型的 LM Lag 统计量显著而动态 SEM 模型的统计量不显著,因此本文采用动态面板 SAR 模型来进行实证检验。模型中加入被解释变量的滞后一期而具有较强的内生性,故本文采用空间 GMM 模型来解决内生性问题。空间 GMM 模型采用变量的差分项做水平项的工具变量,同时采用变量的水平项做差分项的工具变量,通过设定工具变量集合来解决内生性问题。鉴于被解释变量的滞后二期及之后各期与被解释变量滞后一期紧密相关,而与其他解释变量相关性不大,本文采用被解释变量的滞后二期及之后各期作为解释变量滞后一期的工具变量,然后运用空间 GMM 法进行动态空间面板估计,并通过 Sargan 检验来反映工具变量选择的有效性。此外,鉴于空间混合权重矩阵已经综合地理权重矩阵与经济权重矩阵的影响效应,限于篇幅本文仅列出空间邻接权重矩阵及空间混合权重矩阵的估计结果。

表 3 所示的环境分权与财政分权对产业结构升级及工业绿色转型影响的空间效应估计结果  
表 3 环境分权与财政分权的动态空间面板估计结果

变量	环境分权				财政分权			
	$W_A$	$W_{MX}$	$W_A$	$W_{MX}$	$W_A$	$W_{MX}$	$W_A$	$W_{MX}$
IGT <sub>t-1</sub>	0.462 1** (2.46)	0.649 5*** (6.93)	0.813 3*** (5.10)	0.636 9*** (17.51)	0.598 9*** (13.54)	0.479 9*** (9.31)	0.590 2*** (10.05)	0.618 2*** (15.00)
ED	0.000 7* (1.66)	0.000 8** (2.33)	-0.000 9** (-2.12)	-0.000 3* (-1.96)	-0.010 8*** (-7.47)	-0.018 2*** (-10.04)	-0.000 2** (-2.60)	-0.000 2*** (-2.77)
ED <sup>2</sup>	-0.000 3* (-1.84)	-0.000 4*** (-3.07)						
ED × IS			-0.193 1* (-1.90)	-0.106 4*** (-3.43)				
FD					-0.000 1 (-0.48)	-0.000 2 (-0.65)		
ED × FD							-0.000 1** (-2.08)	-0.000 1* (-1.72)
ER	0.130 0*** (2.82)	0.006 6* (1.75)	0.362 2* (1.77)	0.288 1*** (5.22)	0.128 2*** (2.76)	0.264 9*** (4.81)	0.148 3*** (4.89)	0.169 7** (2.46)
EE	0.000 9** (1.98)	0.038 2* (1.87)	0.000 9** (1.85)	0.001 5*** (3.50)	0.001 4** (2.22)	0.002 8*** (4.73)	0.036 6* (1.67)	0.027 5* (1.96)
RRD	0.000 3* (1.82)	0.000 3*** (3.14)	0.023 5* (1.77)	0.264 2* (3.45)	0.373 6* (1.95)	0.429 4*** (2.59)	0.098 3** (2.48)	0.110 9** (2.45)
$\rho$	0.019 5** [0.011 5]	0.653 8** [0.016 9]	0.010 6*** [0.005 1]	0.377 9*** [0.000 0]	0.630 3** [0.025 7]	0.374 5*** [0.000 0]	0.751 8** [0.020 1]	0.631 3** [0.019 8]
Moran1 指数	0.264 9*** [0.000 0]	0.149 5** [0.026 6]	0.178 1*** [0.006 3]	0.094 8** [0.026 1]	0.084 4** [0.048 3]	0.070 4** [0.037 1]	0.084 3** [0.048 6]	0.077 7* [0.070 0]
Sargan 检验	25.792 3 [1.000 0]	24.373 2 [1.000 0]	24.474 6 [1.000 0]	27.998 6 [1.000 0]	16.846 9 [0.261 8]	11.100 0 [0.168 3]	21.856 2 [1.000 0]	26.783 5 [1.000 0]
Adj - R <sup>2</sup>	0.153 6	0.163 0	0.108 9	0.651 3	0.424 7	0.354 4	0.320 7	0.435 4
logL	2 142	2 133	2 113	2 134	2 138	2 142	2 138	2 133
形状	倒 U 型	倒 U 型						
拐点	1.166 7	1.000 0						
控制地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	360	360	360	360	360	360	360	360

注:圆括号内的数值表示相应估计系数的 t 统计值,方括号内的数值是相应统计量的 p 值。\*\*\*、\*\* 和 \* 表示通过 1%、5% 和 10% 的显著性水平检验。 $W_A$  表示空间邻接权重矩阵, $W_{MX}$  表示空间混合权重矩阵。后表中的圆括号和方括号内的数值及星号的含义均同本表一致。

示,所有模型的 Moran $\lambda$  指数和空间自相关系数  $\rho$  均显著为正,表明工业绿色转型存在明显的空间自相关性。任何地区的工业绿色转型并不是完全随机的,而会受到其他地区工业绿色转型的影响。被解释变量滞后一期均显著为正,并且所有 Sargan 检验均显著通过,表明设定的实证模型是合理的,工具变量的选取也是有效的。实证估计结果显示,空间邻接权重矩阵和空间混合权重矩阵下环境分权 ED 的一次项系数显著为正而二次项系数显著为负,表明环境分权与工业绿色转型之间存在明显的倒“U”型关系,通过计算发现两种空间权重矩阵下拐点值分别为 1.166 7 和 1.000 0。研究结果说明适度的环境分权有利于促进工业绿色转型,过度的环境分权将不利于工业绿色转型。根据第二部分测算得到的环境分权水平,发现大部分地区的环境分权度水平明显高于空间混合权重矩阵下的拐点值,也有部分地区的环境分权度高于空间邻接权重矩阵下的拐点值,说明中国的环境分权度相对偏高,环境管理制度需要进一步规范和调整。实证估计结果还显示,环境分权变量与产业结构升级的交叉项 ED $\times$ IS 的系数显著为负,而且环境分权变量 ED 本身的符号也显著为负,表明中国的环境分权水平不利于推动产业结构升级以促进工业绿色转型。倒“U”型关系所揭示的中国环境分权水平明显高于相应的拐点值,说明地方政府被赋予了过高的环境管理权,这可能使得地方政府专注于发展地方经济以求在晋升锦标赛中取胜,地方政府更倾向于将资源分配到地区经济建设中,往往会忽视短期内难以取得效果的产业结构升级,这必然不利于工业绿色转型。此外,尽管财政分权可能会加剧工业污染排放从而不利于工业绿色转型,实证估计结果却显示财政分权变量的符号并不显著。不过两种空间权重矩阵下 ED $\times$ FD 的系数均显著为负,表明环境分权与财政分权的结合将会加剧工业污染而不利于工业绿色转型。财政分权更多地赋予地方政府发展经济的激励,环境分权赋予地方政府环境保护与治理的权力,两者相结合导致地方政府为发展经济而牺牲环境,本文的实证估计结果正好可以提供较好的佐证。尽管相关研究文献已探讨财政分权与环境污染之间的关系,但本文的研究契合环境联邦主义效应展开,因此更具有现实针对性。此外,本文将动态空间效应纳入研究模型,研究结果相对稳健。控制变量方面,环境规制、能源效率和科技创新水平的符号均显著为正,表明中国环境规制的增强、能源效率的提升及科技创新能力的发展均有助于推动工业绿色转型。环境规制的增强和能源效率的提升直接有利于节约能源及污染减排,而科技创新能力的发展既可激励企业进行绿色技术研发<sup>[19]</sup>,又可强化绿色技术外溢的消化吸收,有利于促进工业绿色转型。

环境分权分解指标对工业绿色转型的动态空间面板估计结果(表 4)显示,相关模型的 Moran $\lambda$  指数和空间自相关系数仍显著为正,表明各地区工业绿色转型间存在一定的空间相关性,若忽视空间相关性则估计结果必定存在偏差。实证结果证明环境行政分权与工业绿色转型存在明显的非线性“U”型关系,相应的拐点值约为环境行政分权水平 2.500 0。与环境分权估计结果不同的是,环境行政分权水平太低反而不利于激励产业结构升级及工业绿色转型,较高的环境行政分权度却可明显促进产业结构升级和工业绿色转型。这种矛盾背后隐藏的逻辑是,从事环境法规及环保规划等环境行政事务需充分掌握所辖地区的经济、社会与环境等方面的信息,但这些事务并不涉及产业结构调整及环境污染治理等监督管理。如果将这些事务交由地方政府负责,则可以充分利用地方政府的信息优势,逐渐培育地方政府环境事务方面“向上赛跑”的竞争机制,这有利于降低工业污染排放。根据测算结果发现 2000—2012 年间中国现有的环境行政分权水平为 1.649 6,明显低于工业绿色转型的拐点值,因此现有的环境行政分权度并不利于激励产业结构优化及工业绿色转型。实证估计结果还显示,环境监察分权与工业绿色转型之间也呈现明显的非线性“U”型关系,计算得到的相应拐点值为 1.000 0。环境监察事务涉及的是环境执法和环境监督等事项,如果其均由上级政府负责将会发生过度干预而影响地方经济发展,而且环境监察管理往往与地方经济利益存在冲突,可能难以获得地方政府支持而影响监察效果。因此,环境监察要适当放权给地方政府并辅之以中央政府的协调与监督,只有这样才可充分发挥环境监察对工业污染排放的限制作用。环境监察分权测算结果显

示,中国的环境监察分权水平基本上已经越过拐点,但部分落后地区的环境监察水平与效率仍有待提高,以最大程度促进产业结构升级及工业污染减排。研究结果还显示,环境监测分权与工业绿色转型呈现明显的倒“U”型变化趋势,通过计算得到相应的拐点值为3.500 0左右。原因可能在于,环境监测事务属于资金密集型与技术密集型领域,相对而言资金和技术要求较高,若其由地方政府负责,限于地方政府的财力和技术,客观上会制约环境监测数据的质量,而且基于经济利益地方政府很有可能修改地方环境监测数据。因此,环境监测权应该逐步上移,有效的环境检测数据可激励地方政府专注于产业结构升级及工业污染减排等公共性服务,有利于促进工业绿色转型。目前中国的环境监测分权水平基本上还处于拐点值之下,不过部分地区的环境监测水平已明显高于拐点值,过高的环境监测分权水平不利于激励产业结构升级和工业污染减排,因此也需要中央政府进行调整和制约。

表 4 环境分权分解指标的动态空间面板估计结果

变量	环境行政分权		环境监察分权		环境监测分权	
	$W_A$	$W_{MIX}$	$W_A$	$W_{MIX}$	$W_A$	$W_{MIX}$
IGT <sub>t-1</sub>	0.646 9*** (15.62)	0.740 4*** (19.23)	0.665 1*** (15.83)	0.468 1*** (17.51)	0.649 4*** (15.96)	0.677 0*** (15.59)
EDC	-0.000 5*** (-2.81)	-0.000 5*** (-2.82)				
EDC <sup>2</sup>	0.000 1*** (3.19)	0.000 1*** (3.00)				
EDR			-0.000 2* (-1.77)	-0.000 2** (-2.52)		
EDR <sup>2</sup>			0.000 1* (1.80)	0.000 1*** (2.62)		
EDS					0.000 7*** (2.68)	0.000 7** (2.35)
EDS <sup>2</sup>					-0.000 1*** (-2.77)	-0.000 1** (-2.19)
$\rho$	0.009 8*** [0.000 0]	0.017 7*** [0.000 0]	0.006 3*** [0.002 6]	0.001 3** [0.022 3]	0.008 8*** [0.000 0]	0.002 6*** [0.000 0]
Moran I 指数	0.053 9* [0.095 6]	0.021 1** [0.011 5]	0.056 9* [0.078 9]	0.023 4* [0.086 3]	0.015 3** [0.010 4]	0.078 3* [0.067 7]
Sargan 检验	12.275 6 [0.652 8]	14.415 2 [0.737 2]	14.286 9 [0.777 1]	18.030 4 [0.846 4]	10.720 2 [0.405 8]	11.792 6 [0.535 0]
Adj-R <sup>2</sup>	0.548 5	0.507 6	0.479 3	0.468 1	0.543 1	0.463 4
logL	2 135	2 124	2 133	2 128	2 135	2 132
形状	U型	U型	U型	U型	倒U型	倒U型
拐点	2.500 0	2.500 0	1.000 0	1.000 0	3.500 0	3.500 0
加入控制变量	是	是	是	是	是	是
控制地区效应	是	是	是	是	是	是
控制时间效应	是	是	是	是	是	是
样本数	360	360	360	360	360	360

此外,鉴于不同地区的环境分权水平具有较强的空间异质性,并且东部沿海地区与中西部内陆地区在自然资源禀赋、经济发展水平、科技创新水平和人力资本水平方面存在较大的差异,可能导致不同地区的环境分权对产业结构升级及工业绿色转型的不同影响效应,因此本文有必要深入考察环境分权影响效应的地区差异性。根据地区分类方法,本文将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南共11个省市划分为东部沿海地区,其他19个省市划分为中西部内陆地区,并运用动态面板系统广义矩GMM(Generalized Method of Moments)估计法实证检验不同地区环境

分权对产业结构升级及工业绿色转型的差异化影响效应(表5)。估计结果显示,Sargan 检验、AR(1) 检验和 AR(2) 检验均得以通过,表明模型设定相对合理。东部沿海地区的环境分权变量及交叉项系数均显著为正,说明该地区的环境分权水平有利于促进产业结构升级及工业绿色转型。根据本文的环境分权测算结果,东部沿海地区的环境分权水平相对较低,基本上处于倒“U”型曲线的拐点1.1667的左侧,环境分权水平较为合理并能显著促进产业结构升级来推动工业绿色转型,而且东部沿海地区的经济发展水平、科技创新水平和人力资本水平较高,也有助于环境分权的产业结构升级激励效应充分发挥。东部沿海地区的环境行政分权变量及交叉项系数和环境监察分权变量及交叉项系数均为正但不显著,说明该地区的环境行政分权与环境监察分权均有利于推动产业结构升级及工业绿色转型,但正面影响效应还未充分显现。根据测算结果发现东部沿海地区的环境行政分权水平和环境监察分权水平高于相应的拐点值2.5000和1.0000,基本上处于“U”型曲线的右侧部分,初步显示有助于产业结构升级及工业污染减排。不过地方政府仍有较强的本地经济发展激励,短期内产业结构升级的激励效应难以充分显现。相对而言东部沿海地区的环境监测分权水平过高,平均值略高于环境监测分权倒“U”型曲线的拐点值3.5000,明显不利于促进产业结构升级及工业绿色转型。尽管东部沿海地区可满足环境监测的资金和技术要求,但研究结果表明环境监测权只有逐步上移中央政府才能有效激励地方政府优化产业结构来推动工业绿色转型。实证结果还显示,中西部内陆地区的环境分权、环境行政分权、环境监察分权及环境监测分权变量及交叉项系数均显著为负,

表5 中国东部沿海地区和中西部内陆地区环境分权的动态面板系统 GMM 估计结果

变量	东部沿海地区				中西部内陆地区			
	环境分权	环境行政分权	环境监察分权	环境监测分权	环境分权	环境行政分权	环境监察分权	环境监测分权
IGT <sub>t-1</sub>	0.5161*** (5.69)	0.5366*** (7.79)	0.9312*** (2.91)	0.5934*** (2.93)	0.2207*** (4.69)	0.1685*** (2.64)	0.2763*** (3.52)	0.1426** (2.13)
ED	0.0004* (1.87)				-0.0001* (-1.81)			
ED × IS	0.0001** (2.15)				-0.0247* (-1.86)			
EDC		0.0001 (0.55)				-0.0001*** (-3.50)		
EDC × IS		0.0001 (0.25)				-0.0198*** (-4.41)		
EDR			0.0001 (0.67)				-0.0003** (-2.44)	
EDR × IS			0.0009 (0.63)				-0.0062* (-1.78)	
EDS				-0.0006* (-1.83)				-0.0001* (-1.81)
EDS × IS				-0.0002* (-1.75)				-0.0273*** (-12.72)
Sargan 检验	6.2381 [1.0000]	5.6372 [1.0000]	6.0360 [1.0000]	3.7392 [1.0000]	16.4285 [1.0000]	14.9406 [1.0000]	13.7599 [1.0000]	15.9342 [1.0000]
AR(1) 检验	-1.4132 [0.1576]	-1.6286 [0.1034]	-2.3044 [0.0212]	-2.0395 [0.0414]	-2.9153 [0.0036]	-2.9261 [0.0034]	-2.8694 [0.0041]	-2.7634 [0.0057]
AR(2) 检验	0.9007 [0.3678]	1.0762 [0.2818]	0.6414 [0.5212]	1.3918 [0.1640]	-0.4906 [0.6237]	-0.3578 [0.7204]	-0.4344 [0.6640]	-0.3942 [0.6934]
加入控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
控制地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	132	132	132	132	228	228	228	228

说明与东部沿海地区相比,中西部内陆地区环境分权对产业结构升级及工业污染减排的影响效应更大。中西部内陆地区是中国经济发展与资源环境矛盾最为突出的地区,资源丰富但生态脆弱,地方政府具有更强的激励专注于发展本地经济并以牺牲环境为代价,若不彻底改革现有的以晋升锦标赛为基础的政绩考核机制,一旦将环境事务权及管理权下放,势必使其变成地方政府发展经济的“工具”,竞相开采资源来发展工业,这将进一步恶化环境质量并阻碍产业结构升级,不利于工业绿色转型。

### 五、结论与政策启示

本文基于中国2000—2012年的地区面板数据,采用动态空间面板模型实证检验环境分权对产业结构升级及工业绿色转型的非线性空间影响效应。研究结果表明:(1)产业结构升级视角下的环境分权与工业绿色转型之间存在明显的倒“U”型关系,适度的环境分权有利于产业结构升级及工业绿色转型,过度的环境分权将不利于产业结构升级及工业绿色转型。财政分权对工业绿色转型的促进作用不明显,但环境分权与财政分权的结合将会加剧工业污染而不利于工业绿色转型。(2)环境行政分权与工业绿色转型存在明显的“U”型关系,环境行政分权水平太低反而不利于激励产业结构升级及工业绿色转型,较高的环境行政分权度却可明显促进产业结构升级和工业绿色转型。环境监察分权与工业绿色转型之间也呈现“U”型关系,环境监察要适当下放给地方政府执行并辅之以中央政府的协调与监督。环境监测分权却与工业绿色转型呈现明显的倒“U”型变化趋势,环境监测权应该逐步上移,以有效激励地方政府专注于产业结构升级及工业污染减排等公共性服务,促进工业绿色转型。(3)不同地区环境分权的影响效应具有较大的空间异质性,东部沿海地区的环境分权有助于促进产业结构升级及工业绿色转型,但中西部内陆地区的环境分权阻碍产业结构升级而不利于工业绿色转型。

本文的研究结果表明中国现有的环境分权水平并未对产业结构升级及工业绿色转型形成有效激励,若要深入推进工业绿色转型必须合理设置差异化的环境分权水平。

1. 积极推进政府环境事权和管理权的结构性改革。研究结论表明中国环境分权水平明显高于拐点值,若赋予地方政府过高的环境管理权可能使得地方政府专注于发展地方经济以求在晋升锦标赛中取胜,可能忽视短期内难以取得效果的产业结构升级。因此,中国的环境管理应相对集权,逐渐加大中央政府在环境管理中的职责范围和支出范围,实现环境管理的集权管理体制,逐渐减少地方政府对环境管理的干扰。但环境事权和管理权的改革要具体问题具体分析,针对不同类型的环境分权体系分别采用不同的政策措施。环境行政权方面可赋予地方政府更充分的行政管理权,特别是环境规划、环境投资和地方性环境行政法规制定等方面可充分利用地方政府的信息优势,逐步引导地方政府在环境行政管理和服务方面形成“向上赛跑”的竞争机制。环境监察权可适当下放给地方政府并辅之以中央政府的协调与监督,同时加强地方政府的环境监察能力建设,有效形成地方政府环境监察激励以促进产业结构升级。环境监测权则要逐步上收以保证监测质量和监测数据的权威性和统一性,但要保证环境监测数据的公开和透明,并协调好与地方政府的利益关系。

2. 因地制宜科学设定差异化环境分权度。东部沿海发达地区环境污染治理基础较好,清洁生产技术相对先进,环境行政事务和环境监察事务相对透明并具有加强的资金实力,因此东部沿海发达地区的环境行政分权和环境监察分权可进一步下放,更为充分地发挥东部地区的经济优势、人才优势和信息优势。鉴于中西部地区生态环境的重要性和脆弱性,中央政府应该进一步加大对中西部地区的环境干预和介入力度,并从环境基础设施建设、环境基础监测能力和环境监察事务方面给予更大程度的政策倾斜,逐步形成中央政府和西部地区共建生态屏障的格局。同时中央政府可设定生态环境底线标准和奖励门槛值,根据环境监测数据加大环境考核,逐步消除西部地区在环境治理中的“依赖症”。中央政府可采用“累进制”的生态环境奖励方法和“负累进制”的生态环境质量惩罚方法,即实行生态环境改善越多奖励就越多,生态环境恶化越大惩罚就越大的方法,有效激励西部地区

政府加大产业结构升级力度和环境保护力度。

3. 明确划分各级政府的财权和事权。一方面逐步完善分税制改革体制,适当加大中央财政对基层政府的转移支付力度,合理分配中央与地方的税收收入分成。同时完善地方政府的房产税征收制度,规范其预算外收入并纳入预算内框架,逐渐尝试执行辖区财政责任制,通过省级政府来实现省市县乡之间的纵向财政平衡和各个地市之间的横向财政平衡,真正做到地方政府财权和事权的统一,保证地方政府有余力积极主动地参加到产业结构升级中来,但仍要注意防止财政分权与环境分权的过度结合导致工业污染加剧。另一方面,推动户籍制度改革并维护流动人口合法权益。财政分权体制下,逐步打破户籍限制,实现人口灵活流动将有助于形成对地方政府不断提高公共服务质量的压力,否则人口大量外迁会使当地政府失去存在的必要性,因而可以部分实现“用脚投票”激励。在中央政府与地方政府信息不对称的条件下,人口流动可以通过“用脚投票”机制实现对地方政府环境政策的有效监督。

#### 参考文献:

- [1] MITCH K, SHOGREN J. Destructive interjurisdictional competition: firm, capital, and labor mobility in a model of direct emission control[J]. *Ecological economics* 2007 60(3): 543-549.
- [2] 张克中, 王娟, 崔小勇. 财政分权与环境污染: 碳排放的视角[J]. *中国工业经济* 2011(10): 65-75.
- [3] 薛钢, 潘孝珍. 财政分权对中国环境污染影响程度的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境* 2012(1): 77-83.
- [4] 冯海波, 方元子. 地方财政支出的环境效应分析——来自中国城市的经验考察[J]. *财贸经济* 2014(2): 30-43.
- [5] 龚锋, 卢洪友. 公共支出结构、偏好匹配与财政分权[J]. *管理世界* 2009(1): 10-21.
- [6] 祁毓, 卢洪友, 徐彦坤. 中国环境分权体制改革研究: 制度变迁、数量测算与效应评估[J]. *中国工业经济* 2014(1): 31-43.
- [7] 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(2): 284-291.
- [8] CHEN M S, GU Y L. The mechanism and measures of adjustment of industrial organization structure: the perspective of energy saving and emission reduction[J]. *Energy procedia* 2011 5(1): 2562-2567.
- [9] 查建平, 唐方方, 别念民. 结构性调整能否改善碳排放绩效——来自中国省级面板数据的证据[J]. *数量经济技术经济研究* 2012(11): 18-33.
- [10] 王菲, 董锁成, 毛琦梁. 中国工业结构演变及其环境效应时空分异[J]. *地理研究* 2014(10): 1793-1806.
- [11] 原毅军, 谢荣辉. 污染减排政策影响产业结构调整的门槛效应存在吗? [J]. *经济评论* 2014(5): 75-84.
- [12] 安苑, 王珺. 财政行为波动影响产业结构升级了吗? ——基于产业技术复杂度的考察[J]. *管理世界* 2012(9): 19-35.
- [13] 陈硕, 高琳. 央地关系: 财政分权度量及作用机制再评估[J]. *管理世界* 2012(6): 43-59.
- [14] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究[J]. *中国工业经济* 2013(4): 56-68.
- [15] 中国社会科学院工业经济研究所课题组. 中国工业绿色转型研究[J]. *中国工业经济* 2011(4): 5-14.
- [16] 苏利阳, 郑红霞, 王毅. 中国省际工业绿色发展评估[J]. *中国人口·资源与环境* 2013(8): 116-122.
- [17] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. *管理世界* 2010(7): 43-55.
- [18] 余泳泽, 刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J]. *管理世界* 2013(7): 6-20.
- [19] 王佳, 盛鹏飞. 环境治理降低了中国工业全要素增长了吗? ——基于修正方向性距离函数的研究[J]. *产业经济研究* 2015(5): 31-39.

(责任编辑: 雨珊)

(下转第110页)

交易体系只具有单边性,且多为生产导向性,因此,其结果是只能降低管辖范围内的碳排放量,而对全球总体的碳排放不会产生实质性作用。

第五,考察了中国各省市的碳排放以及区际转移问题。该书指出,在碳排放过程中,要引入市场调节机制,逐步推进碳交易的市场化,通过碳排放交易支撑体系建设,完善碳排放交易价格形成机制,以市场无形之手推动碳排放控制目标的实现,最终实现各省市既能积极开展低碳转型、寻求新的经济增长点,又能避免政策“急刹车”带来过多的负面影响。

第六,作者在综合分析低碳环境下我国参与国际分工的外贸、外资、外经等基础上,结合我国不同省市2020年目标减排任务,从外贸、外资、产业转移等视角具体规划出我国参与国际分工战略调整的路径和制度保障,对相关政策的决策具有一定的借鉴意义。

该书的出版丰富了低碳经济背景下我国参与国际分工以及构建新型比较优势等领域的研究,不仅从理论上提出了衡量碳排放、碳转移等问题的科学指标、构建了相应的理论模型,而且利用国别、地区和行业数据进行了具体的测算,提出了净碳排放量概念,对于进一步廓清碳排放责任标准、厘定各国减排责任、识别碳转移的形成机理具有重要的学术价值。同时,该书针对低碳经济下的国际分工问题,提出了切实可行的政策建议,可以为政府部门在低碳经济约束下培育经济发展新优势提供参考,是一部颇具前瞻性和开创性的专著。

(责任编辑:木子)

(上接第31页)

## Is Environmental Decentralization Conducive to Industrial Green Transformation in China? ——Dynamic Spatial Effect Test under the Perspective of Upgrading of Industrial Structure

PENG Xing

(Changsha Central Sub Branch of the People's Bank of China, Changsha 410005, China)

**Abstract:** Based on the region panel data of year 2000—2012 in China, this paper uses the dynamic spatial panel model to empirically test the nonlinear spatial effect of environmental decentralization on the upgrading of industrial structure and industrial green transformation. The results show that there is an obvious inverted “U” type relationship between environmental decentralization and industrial green transformation under the perspective of upgrading of industrial structure, which means moderate environmental decentralization is conducive to promote the upgrading of industrial structure and industrial green transformation when excessive environmental decentralization isn't. Moreover, the combination of environmental decentralization and fiscal decentralization will aggravate industrial pollution and not be conducive to industrial green transformation. The relationship between environmental administrative decentralization, environmental supervision decentralization and industrial green transformation presents a “U” type, but there is an inverted “U” type relationship between environmental monitoring decentralization and industrial green transformation. The effects of environmental decentralization in different regions have a large spatial heterogeneity. Environmental decentralization of the eastern coastal areas is conducive to promote the upgrading of industrial structure and industrial green transformation, but environmental decentralization of the central and western inland regions is not conducive to industrial green transformation by hindering the upgrading of industrial structure.

**Key words:** environmental decentralization; fiscal decentralization; industrial green transformation; upgrading of industrial structure; dynamic spatial effect