

【产业经济】

# 节能减排与中国绿色经济增长 ——基于全要素生产率的视角

王 兵， 刘光天

(暨南大学经济学院，广东 广州 510632)

**[摘要]** 基于绿色卢恩伯格生产率指标的双重分解,本文首次采用两期权重修正罗素模型研究资源环境约束下节能减排对中国绿色全要素生产率的影响效应与机制,分析节能减排能否实现环境和中国绿色经济的双赢。研究发现,1999—2012年中国绿色全要素生产率平均增长1.33%,其中节能减排绩效为1.20%,贡献度高达90.23%,是生产率增长的核心动力;减排绩效优于节能绩效, $\text{SO}_2$ 减排绩效优于COD减排绩效。节能减排主要通过推动技术进步促进绿色全要素生产率增长,进而实现环境和绿色经济的双赢,“波特假说”得到验证。三大地区在经济增长和环境保护之间面临权衡,东部和中部地区分别通过“管理减排”和“自然减排”实现环境和绿色经济的共赢,东部地区效果更佳;西部地区“高能耗、高排放”的粗放增长模式最终导致环境和绿色经济的“双重恶化”。结合本文的研究结论,节能减排可以通过强化节能减排技术与管制,挖掘节能和COD减排潜力,实施区域差异化的节能减排政策进一步促进中国绿色全要素生产率增长,推动绿色经济发展。

**[关键词]** 节能减排；两期权重修正罗素模型；绿色卢恩伯格生产率指标；“波特假说”

**[中图分类号]**F403.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)05-0057-13

## 一、问题提出

中国经济经过三十多年的高速增长,已经进入以“中高速、新动力和优结构”为主要特征的新常态。一方面,资源、环境的承载力已经达到了一个限度,中国经济被迫放弃原来高污染、高能耗、高排放的经济发展方式;另一方面,按照经济发展的自身规律,中国经济目前也有转型升级和向低污染、低能耗、低排放的经济发展方式迈进的需要。在经济发展方式转变的过程中,必然伴随着更加严厉的节能减排政策。这些节能减排政策是否会对中国经济增长速度造成更大的压力,关键要看作为经济持续增长主要动力的绿色全要素生产率(下文简称“绿色生产率”)是否受到节能减排的冲

---

[收稿日期] 2015-01-16

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“雾霾治理与经济发展方式转变机制研究”(批准号14ZDB44);教育部新世纪优秀人才支持计划“环境管制、全要素生产率与经济增长”(批准号NCET-110856);广东省人文社会科学重点基地资源环境与可持续发展研究所项目“节能减排对广东经济发展的影响及政策研究:基于绿色生产率的视角”(批准号2012JDXM\_0009)。

[作者简介] 王兵(1975—),男,河南焦作人,暨南大学经济学院教授,博士生导师;刘光天(1989—),男,广东阳春人,暨南大学经济学院硕士研究生。

击。因此,本文试图分析现有节能减排政策的经济效应与机制,回答节能减排约束下中国及其区域绿色生产率是否实现了增长,即是否实现了环境和绿色经济的双赢?中国及其区域绿色生产率增长的源泉是什么?节能政策和减排政策对中国绿色生产率有何不同效应?这些问题的答案对于中国未来能否保持中高速增长,实现经济发展方式转变具有重要现实意义。

学术界对节能减排的效应尚没有定论。传统观点认为,严格的节能减排将会增加企业环境治理成本,降低企业的生产率和市场竞争力<sup>[1,2]</sup>。但是,Porter and Van der Linde<sup>[3]</sup>认为,节能减排能够实现环境和经济的双赢:严格且适宜的环境管制将引致技术创新,这可以部分或完全补偿企业遵守该环境标准的成本,进而提升企业的生产率和市场竞争力。这一观点被后续研究称为“波特假说”。此后近20年,学术界对该问题一直争论不休,这些文献主要分为三类:经济理论或模型的研究<sup>[4-6]</sup>,计量模型的分析<sup>[7-10]</sup>和数据包络分析法(Data Envelopment Analysis, DEA)的探究<sup>[11-16]</sup>。但是,经济理论或模型难以量化节能减排具体的经济影响或存在过强的假设约束;参数化计量模型受制于先验的方程形式和分布假定,而且替代指标往往因为测度偏差、内生性等问题而令其无法真实反映节能减排对生产率的影响;上述采用DEA方法的研究并没有分析各投入产出要素效应及其对生产率的影响机制,难以体现“波特假说”的核心——创新补偿机制,也面临不可行解问题。此外,前述文献都无法区分节能政策和减排政策效应的差异,而且将环境和经济双赢的内涵简单地与总生产率上升挂钩,高估了环境管制的作用。

非参数DEA方法具有不需要假设生产函数形式、考虑了技术无效率、可以对全要素生产率进行分解等优点,它是一个分析节能减排行为对全要素生产率冲击问题的合理框架。本文基于该方法,采用两期权重修正罗素模型(Biennial Weight Modified Russell Model, BWMRM),尝试从分解的角度对上述文献进行拓展,研究节能减排与中国绿色经济的双赢问题:①构建解决不可行解问题,并考虑能源环境因素与投入、期望产出和非期望产出松弛效应的绿色卢恩伯格生产率指标(Green Luenberger Productivity Indicator, GLPI),并对其进行双重分解,测度中国及各区域的绿色生产率增长;②研究绿色生产率增长的源泉,评价中国节能政策和减排政策的不同效应;③分析节能减排能否实现环境与中国绿色经济的双赢,检验“波特假说”。

## 二、研究方法

### 1. 理论基础

全要素生产率是经济长期持续增长的主要动力源泉,经常作为衡量一个国家或地区经济增长质量的重要指标。在可持续发展中,能源和环境不仅是经济发展的内生变量,而且是经济发展规模和质量的刚性约束。然而,传统的全要素生产率指标没有考虑能源环境因素,尤其在节能减排成为刚性约束的条件下,一部分原本可以用来生产的投入需要转移到节能减排中,这会使得对经济绩效的评估产生偏误,从而误导政策建议。绿色生产率是将能源环境因素纳入到经济增长分析框架中对传统全要素生产率的修正,是节能减排约束下转变经济发展方式的主要动力,是判断一个国家或地区能否实现长期可持续发展的依据。

能源、环境和经济相互影响,相互制约。随着资源环境约束的凸显,节能减排已经成为能源环境管理和经济发展方式转型的客观要求和重要途径,它能够为经济主体创造环境和绿色经济双赢的可能,同时实现能源环境管理目标和经济发展目标,这表现为能耗和污染排放的下降伴随着绿色生产率的增长。其机制体现为,节能减排虽然会因为占用生产资源、增加环境治理成本、提高管理成本等原因造成经济损失<sup>[12,13,16]</sup>,同时,节能减排管制却能够对经济主体产生降低能耗和污染排放的强力约束,进而激励经济主体加大研发投入,加强环境技术创新管理,引致技术创新<sup>[5,10]</sup>,进而推动技术进步和促进效率改善。这一方面使经济主体在生产过程中可以优先使用环境友好技术,改进生产的无效性,从而减少能源投入和降低污染排放,直接通过能源、COD和SO<sub>2</sub>等要素实现节能减排绩

效<sup>①</sup>的提升,形成节能减排对经济发展的正向直接效应,另一方面令经济主体能够完成劳动、资本要素的重新配置和产出的调整,优化投入产出结构,间接通过劳动、资本和GDP等要素实现市场绩效的改善,产生节能减排对经济发展的正向间接效应。最终,节能减排使经济主体完成了“高能耗、高排放”的粗放增长模式向“低能耗、高效率、低污染”的集约发展模式的转型,促进了绿色生产率增长,当且仅当直接效应和间接效应之和<sup>②</sup>大于经济损失,节能减排对经济发展产生了净效益,实现了环境和绿色经济的双赢。

## 2. 理论模型:绿色索洛模型

传统索洛模型是测度全要素生产率的经典理论模型,但是,它没有考虑能源环境因素以及生产技术的无效率,测度的是技术进步水平,而非真正意义上的全要素生产率。因此,该模型仍然存在拓展的空间。考虑能源环境因素和技术无效率后,可构建更一般化的绿色索洛模型:

$$y' - c' = (A'\theta')[(l')^\alpha(k')^\beta(e')^\gamma] \quad (1)$$

其中, $l, k, e, y, c$  分别代表劳动投入、资本利用、能源消费、GDP 和环境治理成本; $\alpha, \beta$  和  $\gamma$  分别指劳动、资本和能源对产出增长的弹性系数,且  $\alpha, \beta, \gamma \geq 0; A, \theta$  分别为技术进步、效率因子,且  $0 \leq \theta \leq 1; c' = \sum_{b=1}^H mac_b n_b^t$ , 其中, $mac, b, H, n$  分别为边际减排成本、污染物、污染物种类和污染物排放量。显然,由式(1)可知,一方面,能源消耗和污染排放将会对产出增长产生冲击;另一方面,当生产技术有效率时, $\theta=1$ ;但由于存在交易成本等原因,现实生产通常缺乏效率,此时  $0 < \theta < 1$ , 效率损失将导致产出损失;缺乏效率的极端情形便是生产技术的完全无效率,即  $\theta=0$ , 此时产出为 0。如果假设生产技术有效率,而且能源消耗和污染排放不会影响产出,即  $\theta=1$  且  $\gamma=mac=0$ , 那么式(1)可转化为传统索洛模型。于是,由式(1)得:

$$A'\theta' = (y' - c') / [(l')^\alpha(k')^\beta(e')^\gamma] \quad (2)$$

对式(2)两边取对数,进一步推导得到绿色生产率的核算公式:

$$\frac{\Delta A}{A} + \frac{\Delta \theta}{\theta} = \frac{\Delta(y - c)}{y - c} - \alpha \frac{\Delta l}{l} - \beta \frac{\Delta k}{k} - \gamma \frac{\Delta e}{e} \quad (3)$$

综上所述,基于新古典经济增长理论的分析,生产实践中的各投入产出要素都会对绿色生产率增长产生影响。当其他条件不变时,节能减排可以通过促进效率改善或技术进步的方式提升绿色生产率,使能耗和污染排放的下降伴随绿色生产率的增长,实现环境和绿色经济的双赢。在节能减排的直接效应和间接效应中,各种要素的调整主要通过效率改善和技术进步来实现。<sup>①</sup>效率改善主要表现为,低效率地区学习高效率地区的先进技术,从而向生产可能性边界追赶。微观上,低效率地区“高能耗、高排放”的企业可以通过学习先进的技术降低成本、提高效率获得新的发展动力,也可以在高成本的压力下退出市场,淘汰落后技术和产能,实现产业转型升级;宏观上,低效率地区的政府可以通过行政手段强制性关停“高能耗、高排放”的企业,鼓励发展“低能耗、低排放”的绿色循环产业,进而实现产业结构优化。<sup>②</sup>技术进步主要表现为,高效率地区的技术创新推动生产前沿的移动。微观上,高效率地区的企业积极加大研发投入,强化技术创新,不仅推动了技术进步,而且在市场竞争中创造先发优势,降低企业进入市场的成本,进而推动产业结构升级;宏观上,高效率地区的政府可以通过更加严格的环境监管促进外资和外贸企业结构的优化升级,使这些企业采用更为先进的环保技术,通过技术溢出和产业关联等效应诱发中国企业生产结构的转型和节能减排技术进步。

## 3. 实证方法:两期权重修正罗素模型

(1)环境技术(Environmental Technology)。本文把每个省份看做一个生产决策单位,并假设各

<sup>①</sup> 本文把劳动、资本和GDP相关效率、技术进步和绩效分别统称市场效率、市场技术进步和市场绩效;将能源、COD和SO<sub>2</sub>相关效率、技术进步和绩效分别统称节能减排效率、节能减排技术进步和节能减排绩效。

<sup>②</sup> 后文统称节能减排的生产率效应,是节能减排约束下的生产率与不考虑节能减排约束生产率的差。

省份投入  $M$  种包括能源在内的生产要素  $x=(x_1, \dots, x_M) \in R_+^M$ , 生产出  $Q$  种期望产出  $y=(y_1, \dots, y_Q) \in R_+^Q$ , 同时排放  $H$  种非期望产出  $b=(b_1, \dots, b_H) \in R_+^H$ ; 在每个时期  $t=1, \dots, T$ , 省份  $j=1, \dots, J$  的投入产出值为  $(x^{j,t}, y^{j,t}, b^{j,t})$ 。于是, 本文根据 Färe et al.<sup>[17]</sup> 提出的环境技术便可以将能源环境因素纳入生产率分析框架, 构建每个时期中国最佳的生产实践边界  $P(x)$ :

$$P(x)=\{(x, y, b): \sum_{j=1}^J z_j x_{jm} \leq x_m, \sum_{j=1}^J z_j y_{jq} \geq y_q, \sum_{j=1}^J z_j b_{jh} = b_h, \sum_{j=1}^J z_j = 1, z_j \geq 0; \forall j, m, q, h\} \quad (4)$$

其中,  $m, q, h$  分别代表某种投入、期望产出和非期望产出;  $z_j$  表示每一个决策单位观察值的权重, 非负的权重变量与权重变量总和为 1 则表示可变规模报酬(Variable Returns to Scale, VRS)。

(2) 两期方向性距离函数(Biennial Directional Distance Function, BDDF)。基于方向性距离函数的行为分析模型为刻画节能减排行为提供了一个合理的框架。本文把 Chen et al.<sup>[18]</sup> 和 Pastor et al.<sup>[19]</sup> 相结合, 定义解决不可行解问题, 并考虑能源环境因素以及投入、期望产出和非期望产出松驰效应的两期方向性距离函数, 并选取方向向量  $g=(y, -b, -x)$  将要素松弛量标准化, 将节能减排思想纳入绿色生产率的分析框架, 以刻画节能减排约束下决策单位效率提升的路径, 即效率沿着期望产出增加、投入和非期望产出减少的方向改善, 分析节能减排行为对绿色生产率的影响:

$$\vec{D}_{j'V}^B(x, y, b; g_x, g_y, g_b) = \sup \left\{ \beta_j^B : \beta_j^B = \sum_{m=1}^M \beta_{jm}^B + \sum_{q=1}^Q \beta_{jq}^B + \sum_{h=1}^H \beta_{jh}^B \in P(x) \right\} \quad (5)$$

其中,  $B$  表示两期技术, 它同时利用  $t$  期和  $t+1$  期的观察值构建生产前沿, 将两个时期内的最佳生产点都囊括在内, 避免了无效率生产点的投影位于边界之外, 解决了不可行解问题;  $\beta_j^B$  为被评价对象的总两期方向性距离函数,  $\beta_{jm}^B$ ,  $\beta_{jq}^B$  和  $\beta_{jh}^B$  则分别为  $j$  的投入、期望产出和非期望产出子两期方向性距离函数。两期方向性距离函数是一个衡量无效率水平的指标, 其数值可以通过构建线性规划计算, 该值越大表示效率越低, 反之则越高。 $t$  期某个省份  $j'$  在可变规模报酬下的两期方向性距离函数线性规划为式(6):

$$\begin{aligned} \vec{D}_{j'V}^B(x', y', b', g') = \beta_{j'V}^{Bt} &= \max \frac{1}{2} \left\{ \left[ \frac{1}{2M} \left( \frac{s_{j'l}^{Bt}}{g_{j'l}^t} + \frac{s_{j'k}^{Bt}}{g_{j'k}^t} + \frac{s_{j'e}^{Bt}}{g_{j'e}^t} \right) + \frac{1}{2(Q+H)} \left( \frac{s_{j'y}^{Bt}}{g_{j'y}^t} + \frac{s_{j'd}^{Bt}}{g_{j'd}^t} + \frac{s_{j's}^{Bt}}{g_{j's}^t} \right) \right] \right. \\ &\quad \left. + \left[ \frac{1}{3M} \left( \frac{s_{j'l}^{Bt}}{g_{j'l}^t} + \frac{s_{j'k}^{Bt}}{g_{j'k}^t} + \frac{s_{j'e}^{Bt}}{g_{j'e}^t} \right) + \frac{1}{3Q} \left( \frac{s_{j'y}^{Bt}}{g_{j'y}^t} \right) + \frac{1}{3H} \left( \frac{s_{j'd}^{Bt}}{g_{j'd}^t} + \frac{s_{j's}^{Bt}}{g_{j's}^t} \right) \right] \right\} \quad (6) \\ \text{s.t. } \sum_{j=1}^J z_j^t y_j^t + \sum_{j=1}^J z_j^{t+1} y_j^{t+1} &\geq y_{j'}^t + s_{j'y}^{Bt}, \quad \sum_{j=1}^J z_j^t d_j^t + \sum_{j=1}^J z_j^{t+1} d_j^{t+1} = d_{j'}^t - s_{j'd}^{Bt}, \quad \sum_{j=1}^J z_j^t s_j^t + \sum_{j=1}^J z_j^{t+1} s_j^{t+1} = s_{j'}^t - s_{j's}^{Bt}, \\ \sum_{j=1}^J z_j^t l_j^t + \sum_{j=1}^J z_j^{t+1} l_j^{t+1} &\leq l_{j'}^t - s_{j'l}^{Bt}, \quad \sum_{j=1}^J z_j^t k_j^t + \sum_{j=1}^J z_j^{t+1} k_j^{t+1} \leq k_{j'}^t - s_{j'k}^{Bt}, \quad \sum_{j=1}^J z_j^t e_j^t + \sum_{j=1}^J z_j^{t+1} e_j^{t+1} \leq e_{j'}^t - s_{j'e}^{Bt}, \\ z_j &\geq 0; s_{j'y}^{Bt} \geq 0; s_{j'd}^{Bt} \geq 0; s_{j's}^{Bt} \geq 0; s_{j'l}^{Bt} \geq 0; s_{j'k}^{Bt} \geq 0; s_{j'e}^{Bt} \geq 0; \sum_{j=1}^J z_j^t + \sum_{j=1}^J z_j^{t+1} = 1; \quad j=1, \dots, J \end{aligned}$$

其中,  $S_{j'l}^{Bt}, S_{j'k}^{Bt}, S_{j'e}^{Bt}, S_{j'y}^{Bt}, S_{j'd}^{Bt}, S_{j's}^{Bt}$  分别表示劳动、资本、能源、GDP、COD 和 SO<sub>2</sub> 的松弛量, 下角标  $V$  对应可变规模报酬。本文通过取算术平均值的方法把董敏杰等<sup>[20]</sup> 与刘瑞翔和安同良<sup>[21]</sup> 的研究思路相结合, 修正了 Chen et al.<sup>[18]</sup> 提出的权重罗素方向性距离函数模型 (Weighted Russell Directional Distance Model, WRDDM) 的投入产出要素权重。同理, 可以构建  $t+1$  期两期方向性距离函数和当期方向性距离函数。

(3) 绿色卢恩伯格生产率指标。本文将 Chambers et al.<sup>[22]</sup> 和 Pastor et al.<sup>[19]</sup> 相结合, 定义与两期方向性距离函数性质相一致的绿色卢恩伯格生产率指标( $GLPI^B$ ), 以此衡量绿色生产率水平。具体

而言,  $GLPI_V^B$  衡量效率的跨期变化, 代表绿色生产率变动; 其值大于 0 表示绿色生产率增长:

$$GLPI_V^B = \vec{D}_V^B(x^t, y^t, b^t; g^t) - \vec{D}_V^B(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1}) = \beta_V^{Bt} - \beta_V^{Bt+1} \quad (7)$$

绿色生产率分解是分析节能减排对绿色生产率影响效应与机制问题的有效途径。Fujii et al.<sup>[23,24]</sup> 应用 WRDDM 分析了印度银行业和中国省际工业生产率的投入产出要素效应, 但它们并未解决该模型存在的不可行解和要素权重问题, 也没有分析各要素对生产率的影响机制。下面, 本文将采用两期权重修正罗素模型对绿色卢恩伯格生产率指标进行双重分解(传统分解和投入产出分解), 以研究节能减排对绿色生产率的影响机制和效应, 拓展 Fujii et al.<sup>[23,24]</sup> 的研究。

与大多数同类文献一样, 绿色卢恩伯格生产率指标可以分解为效率变化( $EC_V^B$ )和技术变化( $TC_V^B$ ), 如式(8)、(9)所示。

$$EC_V^B = \vec{D}_V^t(x^t, y^t, b^t; g^t) - \vec{D}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1}) = \beta_V^t - \beta_V^{t+1} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} TC_V^B &= [\vec{D}_V^B(x^t, y^t, b^t; g^t) - \vec{D}_V^t(x^t, y^t, b^t; g^t)] - [\vec{D}_V^B(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1}) - \vec{D}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})] \\ &= (\beta_V^{Bt} - \beta_V^t) - (\beta_V^{Bt+1} - \beta_V^{t+1}) \end{aligned} \quad (9)$$

但是,  $EC_V^B$  和  $TC_V^B$  仍然是总量指标, 需要更深层次的具体分解。根据方向向量  $g=(y, -b, -x)$  的含义, 本文可以进一步把效率变化分解为劳动节省效率变化( $LSEC$ )、资本节约效率变化( $KSEC$ )、节能效率变化( $ECEC$ )、GDP 增长效率变化( $GGEC$ )、COD 减排效率变化( $DREC$ )和  $SO_2$  减排效率变化( $SREC$ ), 如式(10)所示; 将技术变化分解为劳动节省技术变化( $LSTC$ )、资本节约技术变化( $KSTC$ )、节能技术变化( $ECTC$ )、GDP 增长技术变化( $GGTC$ )、COD 减排技术变化( $DRTC$ )和  $SO_2$  减排技术变化( $SRTC$ ), 如式(11)所示。其中, 各要素分解项大于 0 表示各要素效率改善(或技术变化)促进绿色生产率增长。可见, 效率变化和技术变化反映各要素对绿色生产率的影响机制<sup>①</sup>。

$$EC_V^B = LSEC_V^B + KSEC_V^B + ECEC_V^B + GGEC_V^B + DREC_V^B + SREC_V^B \quad (10)$$

$$TC_V^B = LSTC_V^B + KSTC_V^B + ECTC_V^B + GGTC_V^B + DRTC_V^B + SRTC_V^B \quad (11)$$

于是, 结合效率变化和技术变化的分解, 绿色生产率最终可以分解为劳动节省绩效( $LSP$ )、资本节约绩效( $KSP$ )、节能绩效( $ECP$ )、GDP 增长绩效( $GGP$ )、COD 减排绩效( $DRP$ )和  $SO_2$  减排绩效( $SRP$ ), 如式(12)所示, 它们代表各要素对绿色生产率的影响效应。

$$GLPI_V^B = EC_V^B + TC_V^B = LSP_V^B + KSP_V^B + ECP_V^B + GGP_V^B + DRP_V^B + SRP_V^B \quad (12)$$

### 三、数据处理

#### 1. 数据统计性描述

剔除香港、澳门、台湾和西藏地区后, 本文基于中国 30 个省份 1998—2012 年的三投入三产出面板数据进行实证研究, 数据主要来源《中国统计年鉴》、《中国环境年鉴》和《中国能源统计年鉴》。具体而言, 对于投入指标, 在衡量劳动投入时, 人力资本应该是比劳动力人数更好的指标, 故本文采用各省份以平均受教育年限加权的年末从业人员数作为劳动投入量; “永续盘存法”是估算按可比价格计算的资本存量最常用的方法, 所以本文选择该方法估计的资本存量作为资本投入量; 选择各省份折合为标准煤的能源消费量作为能源投入量。对于产出指标, 选用各省份以 2000 年为基期的实际地区生产总值作为期望产出; “十一五”时期的减排目标将主要污染物定位于 COD、 $SO_2$ 、氨氮和氢氧化物, 为了尽可能延长研究时期, 并考虑数据的可得性, 选择 COD 和  $SO_2$  作为非期望产出。

<sup>①</sup> 考虑文章的篇幅, 此处省略了效率变化和技术变化的详细分解过程。读者如有需要, 可来信索取, 下同。

表 1 是投入产出数据的统计性描述。1999—2012 年,从三大地区<sup>①</sup>看,东部地区的经济平均增长率次高,其伴随最低的资本平均增长率和次高的能源消费平均增长率;作为资源主要使用者和污染物主要排放者,东部地区的污染减排效果最为显著,COD 和 SO<sub>2</sub> 平均增长率都处于三大地区最低水平,而且 COD 平均增长率为负值。中部地区的经济平均增长率、劳动平均增长率和能源消费平均增长率都是三大地区的最低值,资本平均增长率次高,污染减排效果次优。西部地区的经济平均增长率最高,伴随最高的资本平均增长率和能源消费平均增长率,但其污染减排效果最差,COD 和 SO<sub>2</sub> 平均增长率都处于三大地区最高水平,而且 COD 平均增长率为正值。

**表 1 1999—2012 年投入产出指标的平均增长率、能源使用量及污染物排放量份额 单位: %**

地区	平均增长率						用量份额 E	排放量份额 COD	SO <sub>2</sub>
	L	K	Y	E	COD				
全国	3.59	14.92	11.83	9.07	-0.12	1.83	100.00	100.00	100.00
东部	4.32	14.32	11.88	8.98	-1.82	0.06	48.44	40.15	37.84
中部	2.93	15.24	11.58	8.00	-0.91	2.09	27.44	31.67	26.26
西部	3.34	15.30	11.95	9.95	2.14	3.42	24.12	28.18	35.90

资料来源:作者根据投入产出数据测算。

## 2. 环境和绿色经济双赢的判断标准

基于节能减排对绿色生产率影响效应和机制的分析,本文将环境和绿色经济双赢的内涵转化为三大判断标准,进一步研究节能减排能否实现环境和中国绿色经济的双赢,验证“波特假说”:①能耗和污染排放的下降伴随节能减排绩效的上升;②节能减排绩效>0,即节能减排促进了绿色生产率增长;③节能减排的生产率效应大于经济损失率,即节能减排对经济发展产生净效益。

## 四、实证分析

### 1. 节能减排对中国绿色生产率的影响效应与机制

(1)静态分析。表 2 说明了中国绿色生产率及其成分的静态特征。整体而言,1999—2012 年中国绿色生产率平均增长 1.33%,其中技术进步为 1.53%,是绿色生产率增长的核心动力,而效率变化为-0.20%,阻碍了绿色生产率增长。具体来说,绿色生产率增长主要源于节能减排绩效的贡献,它的贡献度高达 90.23%。其中,SO<sub>2</sub> 减排绩效的贡献最大,其次是 COD 减排绩效,节能绩效最小;一个重要的原因是,一般情况下节能必然实现减排,而减排并不一定实现节能。本文进一步研究发现,节能对减排绩效贡献了 4.90%,令其提升了 0.05%,但减排并未促进节能<sup>②</sup>。这说明,样本期间内中国的节能减排政策取得了良好效果,而且减排效果优于节能效果,SO<sub>2</sub> 管制比 COD 管制更有效。无论是 SO<sub>2</sub>、COD 减排,还是能耗降低,都是通过推动技术进步促进绿色生产率增长,它们对技术进步贡献了 79.92%。而效率恶化主要来源 GDP 增长和 COD 减排的无效率,这主要是因为中国省际经济差距和 COD 减排效果的差异过大。以 2006—2012 年为例,上海平均实际 GDP 高达 13061.54 亿元,COD 平均减排 5.54%,而甘肃平均实际 GDP 仅为 2764.12 亿元,COD 却平均增排 5.41%。

在市场绩效中,只有劳动节省绩效促进了绿色生产率增长,而资本投入对绿色生产率增长产生了阻碍作用。这说明,中国经济发展中出现了资本对劳动的替代,这与郝枫和盛卫燕<sup>③</sup>发现中国要素替代弹性逐步上升相一致。此外,GDP 增长也阻碍了绿色生产率增长。因此,一方面,中国需要提

① 三大地区的划分:东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省份;中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省份;西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 个省份。

② 笔者测算了节能约束下的减排绩效与不考虑节能约束的减排绩效,通过比较两者的大小可以计算减排绩效中有多少来自节能。同理,可计算节能绩效中有多少来自减排。

高投资质量,促进资本的技术进步,避免低水平的重复建设;另一方面,“唯 GDP 论”的经济增长方式并不可取,中国未来的经济发展更应该注重缩小不同地区之间经济发展的差距。

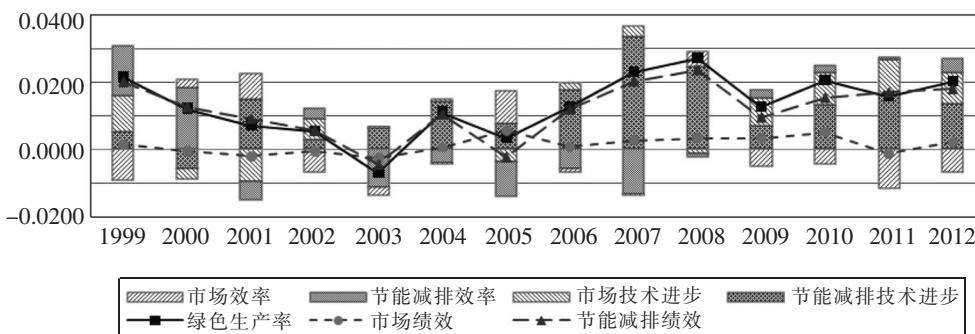
**表 2 1999—2012 年中国绿色生产率及其成分的平均值**

地区	投入产出分解		市场绩效			节能减排绩效		
	传统分解	GLPI	L	K	GDP	E	COD	SO <sub>2</sub>
全国	GLPI	0.0133	0.0035	-0.0016	-0.0006	0.0018	0.0046	0.0056
	EC	-0.0020	-0.0010	0.0007	-0.0014	0.0009	-0.0013	0.0001
	TC	0.0153	0.0046	-0.0023	0.0008	0.0009	0.0059	0.0055

资料来源:作者根据通用代数建模系统(General Algebraic Modeling System, GAMS)22.6 测算。

(2) 动态分析。如图 1 所示,绿色生产率的变化呈现明显的阶段性特征,2003 年和 2008 年分别是两个转折点,2003 年的增长率最低(-0.70%),2008 年的增长率最高(2.70%)。1999—2003 年,亚洲金融危机对实体经济的冲击和本世纪初重化工业化浪潮导致中国经济发展与资源环境之间的矛盾渐趋恶化,节能减排政策失效,节能减排绩效逐年下降,最终变为负值,这直接导致绿色生产率逐年下降,直至最低点;2004—2008 年,新型工业化道路的提出和节能减排系列政策的实施引导中国经济增长方式的转变,节能减排绩效经短暂调整后逐渐稳步回升,这直接引起绿色生产率稳步回升至最高点;2009—2012 年,受“次贷危机”的冲击,迫于“保增长”的压力,政府政策更偏向经济增长,这导致节能减排绩效下降,但转变经济发展方式的提出和节能减排政策的强化为节能减排绩效改善创造了新的活力,最终使得节能减排绩效先回落后上升,从而令绿色生产率呈现先回落后上升的发展趋势。可见,节能减排绩效是决定绿色生产率增长的主要因素。

此外,节能减排绩效主要由节能减排技术进步决定。节能减排技术进步对绿色生产率增长的贡献只有 2000 年为负,这表明中国在环境生产技术边界上的省份上海、北京、山东、江苏和福建不断地推动环境技术的创新,使得环境生产边界不断外移。除了 1999 年和 2000 年,节能减排效率对绿色生产率的贡献都很小。尤其是 2003—2008 年节能减排效率为负,在这个时期省际节能减排的效果差异加大,无效率的省份离生产边界越来越远。2009—2012 年节能减排效率则为正,意味着各省份在节能减排方面出现了学习和追赶效应,节能减排技术出现了扩散和外溢。



**图 1 1999—2012 年中国绿色生产率及其成分的动态演变**

资料来源:作者绘制。

## 2. 节能减排和中国绿色经济的双赢:“波特假说”的验证

本文进一步验证“波特假说”,检验节能减排是否满足前述环境和绿色经济双赢的“三大判断标准”,满足表示“波特假说”在中国得到验证,不满足则表明并没有足够的证据支持该结论。

如图 2 所示,能耗、COD 和 SO<sub>2</sub> 变动整体上呈现出与节能减排绩效发展相反的阶段性特征。1999—2003 年,中国的重化工业化浪潮直接导致能耗、SO<sub>2</sub> 和 COD 的急剧上升,并伴随节能减排绩

效及绿色生产率逐年下降,最终变为负增长;2004—2008年,能耗增长率出现持续负增长,能耗水平<sup>①</sup>显著下降, $\text{SO}_2$ 和 COD 经短暂调整后显著下降,并最终出现负增长,这伴随节能减排绩效及绿色生产率的逐渐稳步回升;2009—2012年,能耗、 $\text{SO}_2$ 和 COD 有所反弹,但节能减排政策的强力约束最终使得能耗保持负增长, $\text{SO}_2$ 和 COD 回落至负增长,这伴随节能减排绩效及绿色生产率先回落后上升。此外,节能减排约束下,市场绩效逐步出现明显的改善。自 2004 年起,除 2011 年外,市场绩效均为正值,而且节能减排绩效显著高于市场绩效。可见,节能减排政策的有效实施使能耗、 $\text{SO}_2$ 和 COD 的下降伴随节能减排绩效和市场绩效的改善,共同实现了节能减排和绿色生产率增长。

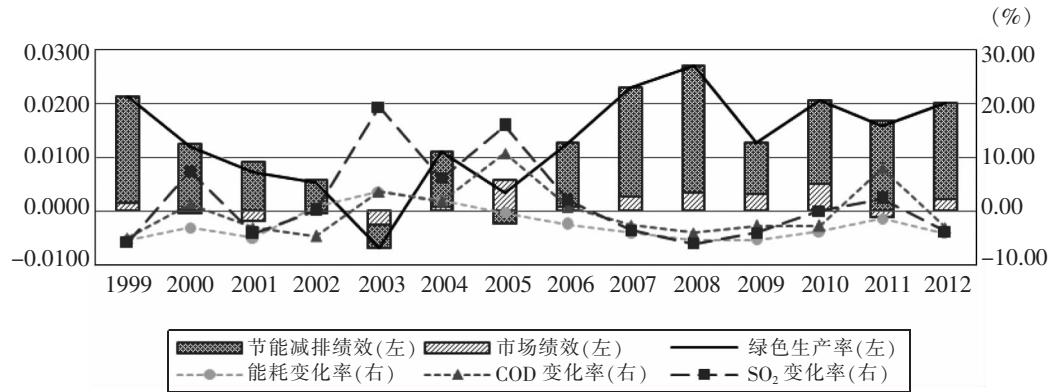


图 2 1999—2012 年中国能耗、污染排放变动与绿色生产率增长

资料来源:作者绘制。

本文进一步采用计量方法对上述实证结果进行稳健性检验。如图 3 所示,在回归方程式<sup>②</sup>中,除 COD 变化率( $GRD$ )系数的显著性水平较低外,其他要素分解项系数都在 1% 以内的统计性水平上显著,而常数项系数全部在 5% 以内的统计性水平上显著。这表明,1999—2012 年,随着中国能耗和污染排放的整体下降,能耗的下降将显著伴随节能技术进步,而节能技术进步将显著改善节能减排绩效;COD 的下降将显著伴随 COD 减排技术进步,而 COD 减排技术进步将显著改善 COD 减排绩效; $\text{SO}_2$ 的下降将显著伴随  $\text{SO}_2$  减排技术进步,而  $\text{SO}_2$  减排技术进步将显著改善  $\text{SO}_2$  减排绩效。因此,能耗、 $\text{SO}_2$  和 COD 的下降将伴随绿色生产率的上升。究其原因,节能减排约束下,中国颁布《节能中长期专项规划》,实施节能减排重大科技专项(如燃煤电厂烟气脱硫工程、水体污染控制与治理),重点提出《节能减排综合性工作方案》,这都有效地推动了节能减排技术进步。1999 年,中国的能耗水平、工业 COD 去除率、工业  $\text{SO}_2$  去除率分别为 1.9408、24.46%、19.33%;2012 年,能耗水平下降到 1.4372,工业 COD 去除率和工业  $\text{SO}_2$  去除率分别上升到 55.12%、62.17%<sup>③</sup>。

实际上,能耗、污染排放的下降伴随绿色生产率的上升有着更深层次的含义,它不仅反映节能减排能够实现环境保护和绿色经济增长的直观感受,更能体现经济发展方式转变路径的选择。绿色生产率可以衡量经济增长的质量,是转变经济发展方式的核心所在。节能减排约束激励经济主体强化技术创新,推动了技术进步,进而促进绿色生产率增长;同时,技术进步或绿色生产率增长又能够进一步优化节能减排<sup>[26,27]</sup>;二者的联动机制最终使“高能耗、高排放”的粗放增长模式向“高效率、低能耗、低排放”的集约发展方式转变,从而实现经济发展方式的转型。改革开放以来,中国形成了过度依赖要素投入而非生产率驱动的经济增长模式,生产率及其在经济增长中的贡献不容乐观,经济发展方式转变迫在眉睫<sup>[28]</sup>。而节能减排实现了能耗、污染排放的下降和绿色生产率的上升,这就为中国经济发展方式转变路径的选择提供了实证证据和经验借鉴。

① 能耗水平等于单位实际 GDP 的能耗量,即能耗水平=折合为标准煤的能源消耗量/实际地区生产总值,下同。

② 此部分采用 ROBUSTLS(Robust Least Squares)计量模型估计回归方程,括号内数字是估计系数的 P 值。

③ 笔者根据公式“污染物去除率=污染物去除量/(污染物排放量+污染物去除量)”计算。

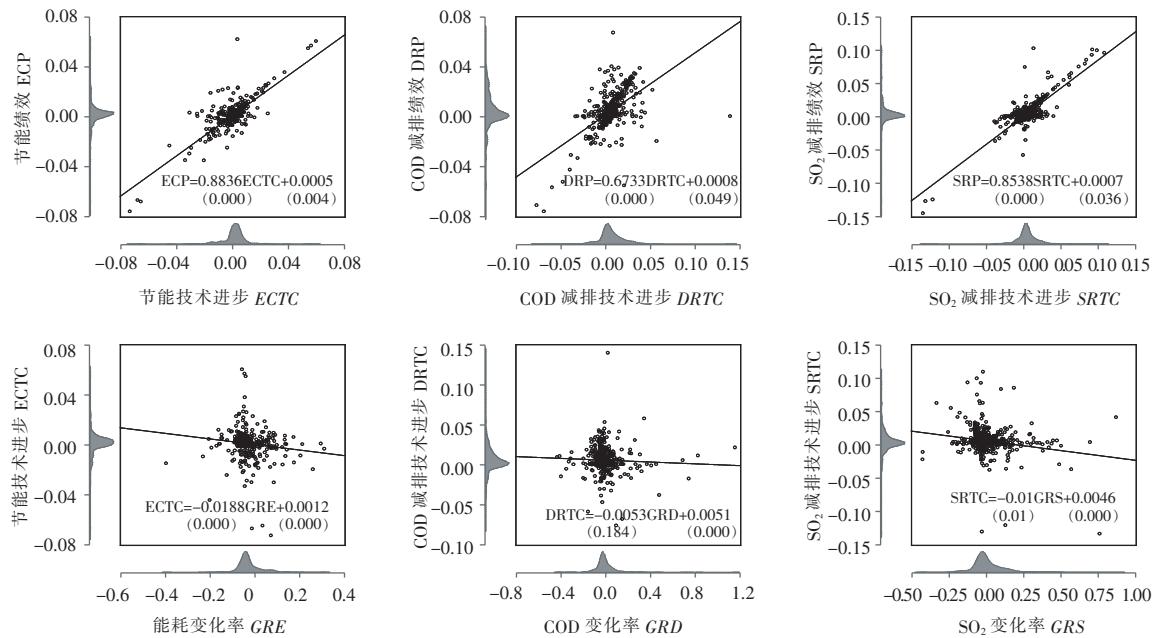


图 3 1999—2012 年中国能耗、污染排放变动与节能减排绩效改善

资料来源：作者绘制。

但是，需要注意的是，节能减排实现环境和绿色经济的双赢必须保证节能减排的生产率效应大于其导致的经济损失率。只有使自身导致的经济损失得到完全补偿，节能减排才能对经济发展产生净效益。为此，本文计算了节能减排的生产率效应和成本，从而对中国节能减排进行成本效益核算，验证节能减排能否实现“双赢”。如图 4 所示，PLDW、LDW、NBDW 分别是拓展 Domazlicky 和 Weber<sup>[13]</sup>的研究计算得到的节能减排经济损失率、经济损失量、经济净效益，PLC、LC、NBC 分别为拓展陈诗一<sup>[16]</sup>的研究计算得到的上述指标<sup>①</sup>，PE 则为节能减排的生产率效应。1999—2012 年，节能减排造成了中国经济不同程度的损失，其中，2001 年的损失最低，为 586.75 亿元(LDW)/616.53 亿元(LC)，相当于 2000 年实际 GDP 的 0.60%(PLDW)/0.63%(PLC)，意味着节能减排导致经济增长率下降约 0.6 个百分点；2012 年的损失最严重，为 3585.75 亿元(LDW)/3687.13 亿元(LC)，相当于 2011 年实际 GDP 的 1%(PLDW)/1.03%(PLC)，意味着节能减排导致经济增长率下降约 1 个百分点。但是，“十一五”规划以来，节能减排导致的中国经济损失率明显下降；而且除 2003 年和 2005 年外，节能减排生产率效应在其他年份都显著高于经济损失率，并且差距逐步扩大；节能减排经济净效益出现明显的上升，2012 年达到最高水平 19993.14 亿元(NBDW)/19891.77 亿元(NBC)，显著高于同时期的经济损失量<sup>②</sup>。这表明，中国的确为实施节能减排政策付出了实际 GDP 损失的代价，但是，节能减排促进了绿色生产率更好更快的上升，实现了绿色经济增长，使节能减排成本得到完全补偿，而且这种补偿效应随着节能减排管制强度的加大而愈加明显，逐渐产生了经济净效益。这一研究发现为中国未来是否应该实施严格的节能减排政策，以谋求经济的可持续发展提供了经验支撑。

### 3. 节能减排的地区异质性

中国经济发展存在明显的地区差距，分析节能减排的地区异质性有利于考察不同区域经济增长模式的特点。表 3 表现了各地区绿色生产率增长的差异以及节能减排特征。1999—2012 年，三大地区绿色生产率增长率累积值呈东中西梯度分布，其中东部高达 39.15%，中部虽然为正值，但仅有 6.96%，而西部却为负值-6.41%。三大地区绿色生产率增长也表现出不同的驱动模式，东部绿色生

① 本文将研究框架由产出方向性距离函数拓展为非角度非径向的两期方向性距离函数。

② 文中的全国节能减排经济损失量和净效益是 30 个省份的累积值，而非平均值；经济损失率依此计算而得。

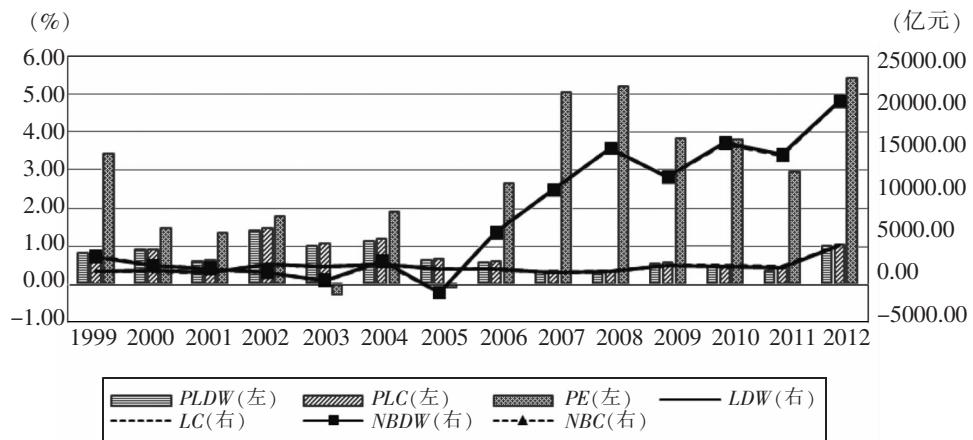


图 4 1999—2012 年环境和中国绿色经济双赢的实现

注：利用两种方法计算的节能减排收益和成本差异很小，所以图中 LDW 与 LC 的曲线重合，  
NBDW 与 NBC 的曲线重合。

资料来源：作者绘制。

产率增长表现出效率改善和技术进步的双轮驱动模式，中部绿色生产率增长表现出效率恶化和技术进步的单轮发展模式，而西部绿色生产率下降是由效率恶化和技术退步双重因素所导致。这种地区之间巨大的绿色生产率差距主要由技术进步决定，东部无论在内部的研发经费投入、科技进步环境改善和高技术产业增长等方面，还是在外部具有技术进步外溢效应的国家贸易、FDI 和无形技术方面都有着中西部不可比拟的优势。中国科学技术发展战略研究院发布的《科技统计资料汇编 2013》将中国 31 个地区的综合科技进步水平指数划分为 5 类，其中上海、北京、天津、广东、江苏和浙江六个东部省份属于综合科技进步水平指数高于全国平均水平的类别。

表 3 1999—2012 年中国三大区域绿色生产率及其成分的累积值

地区	投入产出分解		市场绩效			节能减排绩效		
	传统分解	GLPI	L	K	GDP	E	COD	SO <sub>2</sub>
东部	GLPI	0.3915	0.0563	-0.0156	0.0000	0.0575	0.1189	0.1745
	EC	0.0006	-0.0116	0.0024	0.0000	0.0054	-0.0027	0.0071
	TC	0.3909	0.0679	-0.0180	0.0000	0.0521	0.1216	0.1674
中部	GLPI	0.0696	0.0305	-0.0112	-0.0042	0.0152	0.0243	0.0150
	EC	-0.0129	-0.0088	0.0017	-0.0057	0.0113	-0.0097	-0.0018
	TC	0.0825	0.0393	-0.0129	0.0015	0.0039	0.0339	0.0169
西部	GLPI	-0.0641	0.0194	-0.0209	-0.0135	-0.0204	-0.0078	-0.0209
	EC	-0.0491	-0.0108	0.0167	-0.0353	0.0094	-0.0279	-0.0012
	TC	-0.0150	0.0302	-0.0376	0.0218	-0.0298	0.0201	-0.0197

资料来源：作者根据 GAMS22.6 测算、整理。

从市场绩效看，GDP 的高速增长并没有实现中西部 GDP 增长绩效的改善，反而阻碍了地区绿色生产率增长，这主要由东部和中西部的经济差距过大造成。1999—2012 年，落后的西部和中部有着强烈的赶超意愿，但是东中西三大地区的平均实际 GDP 增长率分别为 11.88%、11.58% 和 11.95%，相差并不大，而且东部的平均实际 GDP 高达 11133.81 亿元，远高于中部的 6123.13 亿元和西部的 3294.87 亿元，巨大的经济差距使得中西部省份难以在 GDP 增长方面赶超位于生产边界上的东部

省份。这表明,构建东部对中西部的经济援助机制有利于促进中国区域之间的协调发展。从节能减排绩效看,节能减排技术进步主导着节能减排绩效的地区差异,进而决定绿色生产率增长的地区异质性,三大地区在经济增长和环境保护之间面临权衡<sup>①</sup>。经济相对发达的东部已经意识到节能减排的重要性,于是强化环境管制,通过“管理减排”<sup>②</sup>使得自身的平均能耗水平由1999—2005年的1.2683下降至2006—2012年的1.0583,COD和SO<sub>2</sub>平均增长率分别由1999—2005年的-1.47%、3.53%下降至2006—2012年的-2.17%、-3.41%,从而改善节能减排绩效,进而提升绿色生产率,实现环境和绿色经济的双赢。中部通过降低能耗增速和牺牲经济增长的“自然减排”使得能耗和污染排放的下降伴随绿色生产率的上升:其市场绩效、节能减排绩效和绿色生产率累积水平分别为1.51%、5.45%、6.96%;而平均能耗水平由1999—2005年的1.8568下降至2006—2012年的1.5266,COD和SO<sub>2</sub>平均增长率分别由1999—2005年的-0.13%、5.83%下降至2006—2012年的-1.68%、-1.65%,也实现了环境和绿色经济的双赢,但效果远不如东部。西部盲目追求经济增长,虽然其整体经济增长最快,但是它的平均能耗水平、COD和SO<sub>2</sub>平均增长率都处于三大地区的最高水平,“高增长”与“高能耗、高排放”挂钩,节能减排失效,粗放增长模式最终导致环境和绿色经济的“双重恶化”。这也与污染性产业在近年来呈现出由东部发达地区向中西部地区转移,并带来东部产业结构“去污染化”和中西部产业结构“污染化”的趋势有关<sup>[30]</sup>。

## 五、结论与政策建议

本文将绿色索洛模型和两期权重修正罗素模型相结合,从绿色生产率的视角研究了节能减排对经济发展的冲击,探讨了节能减排和中国绿色经济双赢的问题。研究发现,节能减排绩效是绿色生产率增长的核心动力,它主要通过推动技术进步发生作用;从市场绩效看,中国GDP的高速增长和资本的过度投入抑制了绿色生产率增长;节能减排绩效是绿色生产率最弱势的动力,SO<sub>2</sub>减排绩效优于COD;从地区看,东部和中部实现了“双赢”,西部却遭受环境和经济的“双重恶化”。因此,本文提出以下政策建议进一步促进中国绿色生产率增长,实现经济的可持续发展。

(1)加大节能减排研发投入,促进节能减排技术的扩散。要继续强化研发投资,通过排污费返还、税收减免、印发环保企业专用标签等方式加大对节能减排技术创新的支持力度,诱发企业进行节能减排技术创新;通过财政拨款、简化行政审批、科技创新奖励等方式加大对节能减排科技研发的支持力度,支持高科技产业发展,建立和完善节能减排技术产业化示范;通过科技人才派遣和引进计划、科技设施投资项目构建依托国家区域发展战略的技术和资金“双援助”机制,加快地区之间节能减排技术扩散与吸收,缩小区域技术发展差距,促进节能减排效率的改善。

(2)保障节能减排政策的执行力度、连续性和稳定性,重点挖掘节能和COD减排潜力。中国的环境政策具有明显的波动性和应对性,2010—2012年,环境污染治理投资占GDP的比重分别为1.67%、1.27%和1.59%;2012年,只有15个省份的占比超过1.50%,还有7个省份的占比低于1%。所以,中国应该注重强化节能减排管制,坚持节能减排的基本国策,实施连续的、稳定的节能减排政策,建立节能减排的稳定和长效机制。此外,中国可以根据能耗和污染排放强度划分不同级别的环境管制区域和产业,重点强化“高能耗、高排放”地区和行业的节能减排管制,促进效率改善;并通过开展“上大压小”高效利用煤炭专项,加快发展风能、太阳能、生物能等可再生能源的方式提升能源利用效率,构建能源结构调整战略,进一步挖掘节能减排对绿色生产率增长的贡献;通过强化水污染防治加强COD减排无效率省份的环境管制,如实施水污染防治专项(包括防治示范项目、污染修复项目等),从而激发COD减排对绿色生产率增长的潜力。

① 该实证结果通过了非参数 Kruskal-Wallis Test,考虑文章的篇幅,故省略。

② Sueyoshi and Goto<sup>[29]</sup>把环境管制政策分为两类:一类是自然减排,即通过压缩投入(如能源消耗)和产出减少污染排放;另一类是管理减排,即通过引入新技术或优化管理模式等方法减少污染排放。

(3)考虑地区的异质性,实施区域差异化的节能减排政策。中国在制定区域发展战略和产业布局规划时,必须考虑地区的异质性,并统筹兼顾市场绩效和环境绩效。一方面,东部应该继续加强环境管制,通过建立和完善污染物交易机制,积极开拓市场和政府“两手抓”的节能减排管理模式,使当地污染型企业通过设备升级改造和技术进步实现节能减排,而不是通过简单的偏向中西部的产业转移规避环境管制;另一方面,要进一步完善生态补偿机制和加大转移支付力度,积极建立东部对中西部的资金和技术帮扶制度,缩小中西部和东部经济发展的差距,并且加强中西部环境监管的力度,避免污染型产业向中西部,尤其是向环境和生态承载力较弱的地区转移,从而在促进效率改善的基础上实现区域绿色经济的协调发展。

#### [参考文献]

- [1]Gollop,F.M., and M.J. Roberts. Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation[J]. Journal of Political Economy, 1983,91(4):654–674.
- [2]Barbera,A.J., and V.D. McConnell. The Impact of Environmental Regulation on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1990,18(1):50–65.
- [3]Porter,M.E., and C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97–118.
- [4]Berman,E.,and L.T.M.Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries [J]. The Review of Economics and Statistics, 2001,83(3):498–510.
- [5]Mohr,R.D. Technical Change, External Economic, and the Porter Hypothesis [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2002,43(1):158–168.
- [6]Ambec, S., and P. Barla. A Theoretical Foundation of the Porter Hypothesis [J]. Economics Letters, 2002,71 (3):355–360.
- [7]Gary,W.B., and R.J. Shadbegin. Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003,46(3):384–402.
- [8]Hamamoto,M. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries [J]. Resource and Energy Economics, 2006,28(3):299–312.
- [9]Lanoie,P., M. Patry, and R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity:Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008,30(9):121–128.
- [10]Yang,C.H., Y.H. Tseng, and C.P. Chen. Environmental Regulations,Induced R&D, and Productivity: Evidence from Taiwan’s Manufacturing Industries[J]. Resource and Energy Economics, 2013,34(5):514–532.
- [11]Boyd,G.A.,and J.D. McClelland. The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1999,38(2):121–142.
- [12]Boyd,G.A., G. Tolley, and J.Pang. Plant Level Productivity, Efficiency, and Environmental Performance of the Container Glass Industry[J]. Environmental and Resource Economics, 2002,23(9):29–43.
- [13]Domazlicky,B.R.,and W.L.Weber. Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry[J]. Environmental and Resource Economics, 2004,28(7):301–324.
- [14]Managi,S.,J.J.Opaluch, D.Jin, and T.A.Grigalunas. Environmental Regulations and Technological Change in the Offshore Oil and Gas Industry[J]. Land Economics, 2005,81(2):303–319.
- [15]Kuosmanen,T.,N. Bijsterbosch, and R. Dellink. Environmental Cost–Benefit Analysis of Alternative Timing Strategies in Greenhouse Gas Abatement: A Data Envelopment Analysis Approach [J]. Ecological Economics, 2009,68(4):1633–1642.
- [16]陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展:2009—2049[J]. 经济研究, 2010,(3):129–143.
- [17]Färe,R.,S. Grosskopf, and C.A. Pasuika Jr. Pollution Abatement Activities and Traditional Productivity [J]. Ecological Economics, 2007,62(5):673–682.
- [18]Chen,P.C., M.M.Yu, C.C.Chang, and S. Managi. Non-radial Directional Performance Measurement with Undesirable Outputs[R]. MPRA Working Paper, 2011.
- [19]Pastor,J.T.,M.Asmild, and C.A.K.Lovell. The Biennial Malmquist Productivity Change Index[J]. Socio–Economic

- Planning Sciences, 2011, 45(3):10–15.
- [20]董敏杰,李钢,梁泳梅. 中国工业环境全要素生产率的来源分解[J]. 数量经济技术经济研究, 2012,(2):3–20.
- [21]刘瑞翔,安同良. 资源环境约束下中国经济增长绩效变化趋势与因素分析:基于一种新型生产率指数构建与分解方法的研究[J]. 经济研究,2012,(11):34–47.
- [22]Chambers,R.G.,R. Färe, and S. Grosskopf. Productivity Growth in APEC Countries [J]. Pacific Economic Review, 1996,(3):181–190.
- [23]Fujii,H., S. Managi, and R. Matousek. Indian Bank Efficiency and Productivity Changes with Undesirable Outputs: A Disaggregation Approach[J]. Journal of Banking & Finance, 2014,38(1):41–50.
- [24]Fujii,H.,J.Cao, and S.Managi. Decomposition of Productivity Considering Multi -Environmental Pollutants in Chinese Industrial Sector[R]. MPRA Working Paper, 2014.
- [25]郝枫,盛卫燕. 中国要素替代弹性估计[J]. 统计研究, 2014,31(7):12–21.
- [26]余泳泽. 我国节能减排潜力、治理效率与实施路径研究[J]. 中国工业经济, 2011,(5):58–68.
- [27]何小刚,张耀辉. 技术进步、节能减排与发展方式转型——基于中国工业36个行业的实证考察[J]. 数量经济技术经济研究, 2012,(3):19–33.
- [28]蔡昉,都阳,王美艳. 经济发展方式转变与节能减排内在动力[J]. 经济研究, 2008,(6):4–11.
- [29]Sueyoshi,T., and M.Goto. Weak and Strong Disposability vs Natural and Managerial Disposability in DEA Environmental Assessment: Comparison between Japanese Electric Power Industry and Manufacturing Industries [J]. Energy Economics, 2012,34(5):686–699.
- [30]张宇,蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2014,2(1):491–514.

## **Energy Conservation and Emission Reduction and China's Green Economic Growth—Based on a Total Factor Productivity Perspective**

WANG Bing, LIU Guang-tian

(School of Economics of Jinan University, Guangzhou 510632, China)

**Abstract:** Based on the dual decompositions of green Luenberger productivity indicator, this paper firstly applies the biennial weight modified Russell model to study the energy conservation and emission reduction performance's effect and its mechanism on China's green TFP under resource and environment constrains and analyze the issue whether energy conservation and emission reduction can drive China to achieve the win-win development between environment and green economy. The major findings are showed as follows, China's green TFP improves 1.33% averagely from 1999 to 2012, and the energy conservation and emission reduction performance are 1.20% with high contribution share 90.23%, which are the critical drivers of productivity. The emission reduction performance is better than energy conservation performance, and SO<sub>2</sub> reduction performance is better than COD reduction performance. Energy conservation and emission reduction mainly improve the green TFP by booming the technical progress and then drive DMUs to achieve the win-win situation, which supports the Porter hypothesis. The Three Regions have a trade-off relationship between economy and environment. The east and Central areas achieve the win-win situation by adopting "managerial strategy" and "natural strategy" respectively, and the east's effect is more remarkable, while the west encounters the "double deterioration" because of the highly-energy-consuming and highly-polluting production model. According to the main findings of this paper, energy conservation and emission reduction can further improve China's green TFP to promote green economic development by strengthening energy conservation and emission reduction technology and regulation, increasing the contribution shares of energy conservation and COD reduction, and adopting regional differentiation strategies.

**Key Words:** energy conservation and emission reduction; biennial weight modified Russell model; green Luenberger productivity indicator; Porter hypothesis

**JEL Classification:** D24 O47 Q56

[责任编辑:王燕梅]