

DOI 编码: 10.3969/j.issn.1672-884x.2013.11.016

# 中国产业结构对全要素能源效率的阈值效应分析

李 科<sup>1,2</sup>

(1. 华中科技大学经济学院; 2. 湖南师范大学数学与计算机科学学院)

**摘要:** 利用中国 1995~2009 年 30 个省份的面板数据,以有效劳动力、有效资本存量和能源为投入变量,各地 GDP 为产出变量,考虑技术俱乐部的异质性,以产业结构合理化水平为阈值变量,应用阈值效应随机前沿模型对我国全要素能源效率及其影响因素进行了分析。研究表明,中国各地的经济增长存在 3 个技术俱乐部,且产业结构逾合理,其全要素能源效率值逾高;对外贸易、“国退民进”式的产权制度改革和以降低碳强度为目标的环境污染治理均有助于提高全要素能源效率。

**关键词:** 产业结构合理化; 全要素能源效率; 阈值效应随机前沿模型

**中图分类号:** C93;F426 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-884X(2013)11-1671-10

## The Threshold Effect of China's Industrial Structure on Total Factor Energy Efficiency

LI Ke<sup>1,2</sup>

(1. Huazhong University of Science and Technology, Wuhan, China;

2. Hunan Normal University, Changsha, China)

**Abstract:** Based on the panel data of 30 provinces in 1995-2009 and taking the human capital, the effective capital stock and energy as input variables, GDP as output variable and rationalization of industrial structure as threshold variable because of heterogeneity of technology clubs, this paper uses the threshold effects stochastic frontier model to analyze the total factor energy efficiency and its influencing factors. The results show that the economic growth of the different provinces has three technological clubs, and the more reasonable of industrial structure, the higher total factor energy efficiency. The foreign trade, the property right system reform and reducing the carbon intensity helps for enhancing the total factor energy efficiency.

**Key words:** rationalization of industrial structure; total factor energy efficiency; threshold effects stochastic frontier model

节能减排是中国可持续发展战略的重要组成部分,而结构调整则为实施节能减排的重要切入点与主要手段。然而,由于中国不同地区具有显著差异的经济发展阶段及其对应的产业结构,各区域的能效水平及其改进的潜力不同。从产值结构和就业结构上看,北京、上海、广东等地第三产业已占主导;贵州、宁夏、青海等地工业落后且第三产业发展不足,就业结构仍以第一产业为主。从单位 GDP 能耗看,2009 年北京、广东分别为 0.254(千克油当量/美元,下同)和 0.293,与加拿大、韩国、新加坡等国接

近,而贵州、宁夏则分别高达 0.908 和 1.176,能源利用效率十分低下。事实上,中国不同区域能源效率上的差异在一定程度上是经济发展水平的差异,而经济发展水平的高低直接体现为结构水平的高低<sup>[1]</sup>。由此,结构水平及其演化对能源效率的度量与改进具有重要影响。

按照国内外惯例,通常采用能源强度,即能源消费量与 GDP 之比来度量能源效率。然而, HU 等<sup>[2]</sup>指出,生产中最终的经济产出是与包括能源要素在内的所有投入要素相关联的,能源强度实质上反映的是包括能源在内的全要素

收稿日期: 2013-01-30

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71173074); 国家社会科学基金资助项目(07AJY010); 教育部人文社会科学研究青年基金资助项目(11YJC790082)

能源效率变化的结果;更因为能源强度指标本身包含大量的结构因素,反映的是经济结构变化,所以无法体现能源利用过程中各投入要素之间的相互替代作用,从而夸大了能源效率<sup>[3]</sup>。由此,使用全要素分析方法测算得到的全要素能源效率更为合理。史丹等<sup>[4]</sup>采用随机前沿分析测算了 1980~2005 年中国各地区的全要素能源效率,并分析了其差异的成因。魏楚等<sup>[5]</sup>借鉴 HU 等<sup>[2]</sup>的方法,采用数据包络分析法测算了中国 1995~2004 年间各地区的全要素能源效率,通过与以往研究相比较,发现其测算得到的全要素能源效率是一个更优的评价指标。杨红亮等<sup>[6]</sup>认为,全要素能源效率不但可以较准确地衡量生产要素之间的替代效应,而且可以反映出研究对象在一定生产要素结构下的能源使用综合水平,因此,它具有能源强度替代不了的优势。李世祥等<sup>[7]</sup>基于数据包络分析法估算了 1990~2006 年中国主要工业省区的全要素能源效率,并以其为受限因变量的 Tobit 回归,结果表明技术进步和工业内部结构是导致各省区能源效率差异的重要原因。屈小娥<sup>[8]</sup>采用 DEA-Malmquist 生产率指数测算了 1990~2006 年中国各省份全要素能源效率,研究表明,东部地区的全要素能源效率显著高于中西部地区,且产业结构调整有助于提高全国的能源效率,但对中西部地区的作用并不明显。

综上所述,测算全要素能源效率的主要方法是随机前沿分析和数据包络分析。由于数据包络分析法受数据统计误差影响较大,且在实践中常出现多个决策单元能效指数为 1 的情形,导致无法比较不同地区能效水平的差异,而随机前沿分析法在确定效率前沿时能将随机因素的影响分离出来,其结果受数据影响较小。鉴于此,本研究使用基于极大似然估计的随机前沿分析法测算中国的全要素能源效率:①考虑中国不同地区生产技术的异质性,以产业结构为阈值变量,采用阈值效应随机前沿模型对能源效率进行估计;②对全要素能源效率估计的同时也估计出技术无效函数,从而更准确地度量对外开放水平、市场化水平、碳强度等外生变量对全要素能源效率的影响。

## 1 研究方法

在技术效率测度的研究中,参数化的随机前沿模型因能区分随机误差项和技术无效项而得到广泛应用。AIGNER 等<sup>[9]</sup>的随机前沿模型是基于横截面数据的,且假定技术无效项独立

于解释变量,违背这一假定将导致模型参数估计结果的不一致性。SCHMIDT 等<sup>[10]</sup>基于面板数据模型,将技术无效项作为时不变的固定效应,从而获得参数的一致性估计结果,但不变的技术无效项对面板数据而言是个苛刻且不合理的假定。CORNWELL 等<sup>[11]</sup>、KUMBHAKAR<sup>[12]</sup>、BATTESE 等<sup>[13]</sup>放松了时不变的技术无效性的假定,其模型可表述为

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln X_{mit} + v_{it} - u_{it}, \quad (1)$$

式中, $Y_{it}$ 为产出; $X_{mit}$ 为投入要素; $v_{it}$ 是标准的、均值为 0 且方差为常数  $\sigma_v^2$  的随机误差项; $u_{it}$ 是生产过程中技术无效性,它被假定为非负且独立于  $v_{it}$ 。为度量  $u_{it}$  的时变性,设定其为一个时间函数和个体效应的乘积,即  $u_{it} = f(t) \cdot u_i$ 。显然,尽管已有研究度量的技术无效性具有随时间而变化的特点,但  $u_{it}$  的设定假定了所有截面技术无效性以相同的模式随时间而变化,这意味着其模型并没有考虑不同个体或截面  $i$  的异质性特征。

为区分随机前沿模型中的个体异质性和技术无效性,GREEN<sup>[14]</sup>提出了“真实的固定效应模型”,即将式(1)中的  $\beta_0$  修正为  $\beta$ ,以此度量时不变的个体效应,从而将  $u_{it}$  中的个体异质性分离出来。这一模型亦可看作是标准的固定效应模型加上  $u_{it}$ 。然而,“真实的固定效应模型”中待估参数的个数将随截面数目的增加而增加,因此,传统的依赖  $N \rightarrow \infty$  得到的一致性估计结果对给定个体观测序列( $T$ )而言可能并不适用,从而带来参数估计结果的不一致性问题。这使得该模型在实际应用中常常面临估计精度不高,甚至无法估计的问题。度量随机前沿模型中个体异质性的另一种方法是 GREEN<sup>[14]</sup>、OREA 等<sup>[15]</sup>提出的潜类别随机前沿模型,它通过多项式 logit 排列估计找到生产决策单元属于某一技术俱乐部的概率,从而确定生产决策单元的归属,同时将生产决策单元的技术效率估计出来。与 GREEN<sup>[14]</sup>的“真实的固定效应模型”不同,潜类别随机前沿模型假定不同技术俱乐部的生产函数是不同的,从而具有不同的最优前沿生产面。

显然,基于面板数据模型的“真实的固定效应模型”和“潜类别随机前沿模型”分别从个体效应和前沿生产函数 2 个角度度量了随机前沿模型中不同截面的异质性。然而,上述模型均假定模型中的参数  $\beta$  不随时间而变化。TSIONAS 等<sup>[16]</sup>认为这与真实的经济现象不符,因为同一个观测个体(截面)在不同时间可能对应于

不同的前沿生产函数,从而面临不同的随机前沿面。为描述这一现象,他们将时间序列模型中的阈值效应引入随机前沿模型中,提出了阈值效应随机前沿模型。

根据 TSIONAS 等<sup>[16]</sup>具有 2 个技术俱乐部的阈值效应随机前沿模型可表述为

$$\ln Y_{it} = f_1(\beta'_1 X_{it})I(q_{it} \leq \alpha) + f_2(\beta'_2 X_{it})I(q_{it} > \alpha) + v_{it} - u_{it}, \quad (2)$$

式中,  $q_{it}$  代表外生性的阈值变量(如研究截面的规模等);  $I(\cdot)$  为示信函数;  $v_{it} \sim i. i. n(0, \sigma_v^2)$ ,  $u_{it} \sim i. i. n^+(0, \sigma_u^2)$ ,  $(X_{it}, v_{it}, u_{it})$  相互独立。根据阈值变量  $q$  与估计的阈值  $\alpha$  之间的关系,前沿生产函数可设定为  $f_1(\beta'_1 X_{it})$  或  $f_2(\beta'_2 X_{it})$ , 而阈值  $\alpha$  的估计与检验可借鉴 HANSEN<sup>[17]</sup> 提出的估计和检验方法。

为衡量式(2)中技术无效性  $u_{it}$  的时变性, ALMANIDIS<sup>[18]</sup> 将 CORNWELL 等<sup>[11]</sup> 的技术无效项是时间  $t$  的 3 次函数的设定引入式(2)中, 并采用两步法进行估计, 即首先估计式(2), 得  $\hat{u}_{it}$ , 然后将其对常数项、 $t$  和  $t^2$  回归。WANG 等<sup>[19]</sup> 认为上述两步法的估计结果可能是有偏的。为更具体地描述模型中技术无效项的特征, 同时获得稳健的估计结果, 本研究采用一步法对其进行估计。

基于上述分析, 设定具有  $K$  个技术俱乐部的阈值效应随机前沿模型如下

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} &= f_1(\beta'_1 X_{it})I(q_{it} \leq \alpha_1) + \dots + \\ &f_K(\beta'_K X_{it})I(q_{it} > \alpha_{K-1}) + v_{it} - u_{it}, \\ v_{it} &\sim i. i. n(0, \sigma_v^2), u_{it} \sim i. i. n^+(m_{it}, \sigma_u^2), \\ m_{it} &= \delta_0 + \delta z_{it}, \end{aligned} \quad (3)$$

式中,  $z_{it}$  为技术非效率的外生性因素构成的向量;  $\delta_0$  为技术无效函数中的常数项;  $\delta$  为影响因素的系数向量, 若该系数为负, 表明该影响因素对技术效率有正影响, 反之则有负影响。此外, 前沿生产函数  $f_k(\beta'_k X_{it})$  ( $k=1, 2, \dots, K$ ) 通常设定为对数化的柯布道格拉斯(C-D)生产函数或超越对数的柯布道格拉斯生产函数, 即

$$\begin{aligned} f_k(\beta'_k X_{it}) &= \beta_1 + \beta_2 t + \sum_j \beta_j \ln X_{ij}; \quad (4) \\ f_k(\beta'_k X_{it}) &= \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + \sum_j \beta_j \ln X_{ij} + \\ &\sum_j \sum_h \beta_{jh} \ln X_{ij} \ln X_{ih} + \sum_j \beta_{jt} t \ln X_{ij}. \end{aligned} \quad (5)$$

基于式(3)的估计结果, 可得技术效率为

$$T_{it} = e^{-u_{it}}. \quad (6)$$

为检验式(3)的适宜性, 提出如下假设:

**假设 1** 对 translog 和 C-D 形式生产函数进行比较, 零假设为 C-D 生产函数优于超越对数生产函数, 即  $H_0: \beta_u = \beta_\beta = \beta_\gamma = 0$ 。

**假设 2** 检验技术进步是否存在, 零假设为无技术进步, 即  $H_0: \beta_u = \beta_\alpha = \beta_\gamma = 0$ 。

**假设 3** 检验技术进步的类型, 零假设为希克斯中性技术进步, 即  $H_0: \beta_u = \beta_\gamma = 0$ 。

**假设 4** 检验阈值效应是否存在, 零假设设定为线性的 SFM, 即  $H_0: f_1(\beta'_1 X_{it}) = \dots = f_K(\beta'_K X_{it})$ 。

**假设 5** 检验 SFM 的适用性, 即  $H_0: \lambda = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2) = 0$ , 接受原假设, 则式(3)退化为确定性生产函数模型。

假设 1~假设 3 可使用广义似然比检验统计量进行检验, 亦即  $LR = -2[L(H_0) - L(H_1)]$ ,  $L(H_0)$  和  $L(H_1)$  分别为在原假设和备选假设下的对数似然函数值。在原假设成立的条件下, 它服从混合卡方分布, 自由度为受约束变量的个数。

假设 4 由 HANSEN<sup>[17]</sup> 提出的 LR 检验统计量进行检验, 即  $LR = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$ ,  $S_0$  为受原假设约束的残差平方和,  $S_1(\hat{\gamma})$  和  $\hat{\sigma}^2$  分别为不受原假设约束下阈值为  $\hat{\gamma}$  时的残差平方和以及进行自由度修正后的残差方差, 其分布函数的临界值由 Bootstrap 方法得到。拒绝假设 4, 则进一步采用 LR 检验统计量检验技术俱乐部  $K$  的个数。

假设 5 既可由式(3)估计结果中的  $t$  检验统计量进行检验, 亦可由广义似然比检验统计量进行检验。

## 2 变量与数据

受各地区能源消费数据的可得性和可靠性限制, 本研究以 1995~2009 年为研究时间段。为保持统计口径的一致性, 四川省的数据包括了重庆市的数据, 西藏由于数据不完整故不在考察范围内。由此, 本研究样本包括 29 个地区截面、15 年的时间序列, 构成一个平衡面板数据, 共 435 个观察结果。

### 2.1 投入产出变量

为度量全要素能源效率, 需要估计前沿生产函数。由式(3), 本研究以劳动、资本、能源为投入要素  $X$ , 以各地区的地区生产总值 GDP 为产出变量  $Y$ 。对变量指标做如下说明。

(1) **劳动  $L$**  对于劳动投入, 文献中主要采用年均从业人员指标来表示, 但该指标并未包含任何有关劳动力质量的信息。王小鲁等<sup>[20]</sup> 认为, 在我国经济增长过程中, 低素质劳动力的重要性逐步下降, 而人力资本的重要性上升。鉴于此, 以文献中常用的受教育年限法为依据, 定

义有效人力资本为

$$L_{it} = l_{it} E_{it} / \bar{E}_t, \quad (7)$$

式中,  $l_{it}$  为就业人数;  $E_{it}$  为就业人员平均受教育年数;  $\bar{E}_t$  为第  $t$  年全国就业人员平均受教育年数, 它是各地第  $t$  年就业人员占全国第  $t$  年就业人数的比重为权、 $E_{it}$  为变量计算得到的。根据《中国人口统计年鉴(2003)》提供的算法, 按现行学制为受教育年数计算就业人员平均受教育年数, 即各地就业人员平均受教育年数 = 未上过学比重  $\times 0$  + 小学比重  $\times 6$  + 初中比重  $\times 9$  + 高中比重  $\times 12$  + 大专比重  $\times 15$  + 本科比重  $\times 16$  + 研究生比重  $\times 19$ <sup>①</sup>。数据来源于《中国劳动统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。

(2) 资本  $K$  已有文献中一般采用“永续盘存法”估算获得的资本存量进行衡量<sup>[21,22]</sup>。然而, 资本存量的估算结果并未考虑资本构成时间上的差异, 亦即以资本存量为投入要素意味着不同地区的资本是同质的, 不存在体现为时间差异的质量上的不同。事实上, 等额的资本存量但资本平均使用年限愈少的地区其资本存量中新增的设备资本更多, 这意味着资本投入要素的质量也愈高。由于新增设备具有更多的技术含量, 因此资本平均使用年限愈少的资本存量, 其包含在资本、尤其是设备资本中的物化的技术进步也更为明显<sup>[23]</sup>。为此, 借鉴有效劳动力的计算方法, 定义有效资本存量  $K$  为

$$K_{it} = k_{it} A_{it} / \bar{A}_t, \quad (8)$$

式中,  $k_{it}$  为资本存量;  $A_{it}$  为资本存量的平均年龄;  $\bar{A}_t$  为第  $t$  年全国资本存量的平均年龄, 它是各地第  $t$  年资本存量占全国第  $t$  年资本存量的比重为权、 $A_{it}$  为变量计算得到的。

为估算有效资本存量式(8), 首先采用“永续盘存法”核算各地区资本存量, 即

$$k_{it} = I_{it} + (1 - \delta)k_{i,t-1}. \quad (9)$$

参考张军等<sup>[21]</sup>的方法, 将《中国国内生产总值核算历史资料(1952~2004)》提供的 1995 年各地区固定资本形成总额除以折旧率得到当年各地区资本存量, 并以此作为初始资本存量; 各地区固定资本形成总额的折旧率  $\delta$  取 9.5%; 当年新增投资  $I_{it}$  取固定资本形成总额。对于固定资产投资价格指数, 采用单豪杰<sup>[22]</sup>提供的 1952~2006 年固定资产形成价格指数(1952 年 = 1), 并按其算法推算至 2009 年。为了研究的可比性, 将上述固定资产形成价格指数按 1995 年 = 1 进行折算。

借鉴 LIMAN 等<sup>[23]</sup>的方法, 式(8)中资本存量的平均年龄  $A_{it}$  为

$$A_{it} = \frac{\sum_{j=1}^t (t-j+1) I_{it} (1-\delta)^{t-j+1} + \bar{A} (1-\delta)^t k_{i0}}{k_{it}}, \quad (10)$$

式中,  $\bar{A}$  为初始资本存量的平均年龄, 按 9.5% 的折旧率计算  $\bar{A}$  为 10.526 年;  $k_{i0}$  为 1995 年各地区的资本存量。

根据式(8)~式(10), 即可计算出 1995 年各地区有效资本存量。

(3) 能源  $E$  采用各地区每年的能源消费量表示能源要素的投入。《中国能源统计年鉴》列出了各地区煤炭、石油、天然气和水电 4 种一次能源的消费量, 为统一口径, 采用按发电煤耗计算法折算的一次能源消费总量(万 t/标准煤)。数据来源于《中国能源统计年鉴》和《新中国 60 年统计资料汇编》。其中, 海南 2002 年的数据取前后 2 年的平均数补齐; 上海和山东部分年份的缺失数据取自对应省份的统计年鉴。

(4) 地区生产总值 GDP 为了变量间具有可比性, 地区生产总值 GDP 以 1995 年不变价来衡量。由 1995 年价格的各地地区生产总值乘以 1996~2009 年各地区以上年为基期不变价衡量的发展速度得到。数据来自国家统计局数据库。

## 2.2 全要素能源效率的影响因素

对于影响各地区全要素能源效率的变量  $z$ , 本研究基于我国经济增长过程中对外开放和对内改革的基本特征, 选择对外开放水平和市场化水平为主要影响变量。此外, 众所周知, 我国因粗放型经济增长方式而付出了巨大的环境代价。近年来, 政府以节能减排为主要手段, 力图促进经济增长方式转型。鉴于此, 拟增加碳强度为环境规制变量, 以考察节能减排措施对全要素能源效率的影响。在对变量进行具体界定时, 亦考虑了数据的可得性。变量的具体设定及说明如下。

(1) 对外开放水平  $O$  我国能源利用效率的高低与对外开放有着密切的关系, 而商品进出口贸易是我国对外开放的重要组成部分。研究表明, 落后地区通过贸易扩张, 尤其是技术贸易使其获得隐含在商品和机器设备中的先进技术成为可能, 同时也可在对外交往中有效地消化和吸收国外先进的研发技术, 而国外商品的进入也会加剧市场竞争程度, 迫使内资企业更

① 1995 年、2000 年就业人员受教育年数的比重数据缺失, 采用各地区总人口平均受教育年数表示, 相应的计算公式为: 不识字比重  $\times 0$  + 小学比重  $\times 6$  + 初中比重  $\times 9$  + 高中比重  $\times 12$  + 大专及以上比重  $\times 16$ 。部分地区的缺失数据由《中国统计年鉴》提供的“每十万人拥有的各种受教育程度人口”计算得到各类受教育程度人口的比重, 进而根据上述公式计算得到其平均受教育年数。



有效地利用现有资源,提升其技术进步和促进全要素生产率增长<sup>[24]</sup>。由此,进出口贸易引发的技术溢出效应和竞争效应可通过技术进步提高能源效率。

本研究中,以进出口贸易总额/当年 GDP 为对外开放水平的度量指标。其中,对按美元表示的进出口贸易总额按《中国统计年鉴》提供的当年人民币平均汇率将其换算成人民币。进出口贸易总额数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》(1995~1996 年)和国研网(1997~2009 年)。

(2)市场化水平  $M$  我国对内经济改革的基本特征是由计划经济向市场经济转轨,在市场微观结构方面表现为“国退民进”,国有企业逐渐从竞争性领域退出。由于国有企业产权关系模糊,导致存在预算软约束等问题,进而存在资源配置不合理现象。鉴于此,“国退民进”式的产权制度变革确保了技术创新所得内在化,是我国前沿技术进步和提高技术效率的内在动力,是市场经济发展的必然结果,且会带来技术效率的显著提高<sup>[25]</sup>。

本研究以国有及国有控股工业企业总产值/工业总产值来刻画市场化水平。其中,国有及国有控股工业企业总产值数据来自历年《中国统计年鉴》,1998 年数据来自中国资讯行数据库,2004 年数据来自《中国经济普查年鉴(2004)》;工业总产值数据来自国家统计局数据库。

(3)碳强度  $C$  我国自 2006 年开始实施强制性节能减排措施,2009 年进一步提出了降低单位 GDP 碳排放(即碳强度)的碳减排目标。由于碳强度不仅受能源消费总量的影响,且受能源消费结构的影响,因此碳减排目标综合反映了节能降耗与环境污染治理 2 个方面。从这个意义上讲,研究碳强度与全要素能源效率的关系不仅有助于认识环境污染治理强度的绩效,而且也反映了碳排放污染对经济增长绩效的负面影响。为计算碳强度,首先,根据中国各省(区、直辖市)历年各类最终能源消费总量<sup>①</sup>数据,采用联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)于 2006 年提出的计算方法,计算得到各省(区、直辖市)的二氧化碳排放总量<sup>②</sup>;然后,除以各地区相应的按 1995 年价计算的 GDP 得其碳强度。

### 3 实证结果及分析

#### 3.1 决定全要素能源效率归属的条件变量——产业结构合理化

在不同的产业结构水平下,因投入要素在

不同产业间配置上的差异导致最优经济产出也会不同<sup>[27]</sup>。由此,本研究以产业结构为阈值变量,采用前文的检验与估计方法,阈值效应随机前沿模型可以将全样本数据依产业结构与估计的阈值关系的不同而将其归入不同技术俱乐部,并估计出不同技术俱乐部下随机前沿生产方程的参数及其全要素能源效率值。

现有能源经济文献中,通常以工业增加值占 GDP 的比重度量产业结构,但这种以及类似的指标无法反映投入要素在各产业间的配置状况。事实上,产业结构变迁可以分为产业结构合理化和产业结构高级化 2 个方面,它们是决定产出经济效益高低的两大因素。产业结构合理化决定资源在各个产业间能否优化配置,不致造成积压和浪费;产业结构高级化则决定配置到各个产业部门的资源能否有效利用,带来更好的产出<sup>[28]</sup>。干春晖等<sup>[29]</sup>认为,产业结构合理化一方面反映了产业间的协调程度,另一方面也反映了资源有效利用的程度。可见,产业结构合理化的内涵反映了投入要素在各个产业间配置的合意程度,这与本研究分析的切入点相一致。据此,本研究以产业结构合理化为产业结构的度量指标。

文献中一般采用结构偏离度对产业结构合理化进行度量,但该指标将各产业“一视同仁”,忽视了各产业在经济体中的重要程度。干春晖等<sup>[29]</sup>通过重新定义泰尔指数,发现其不仅保留了结构偏离度的理论基础和经济含义,而且是对产业结构合理化更好的度量指标,其定义为

$$S_{it} = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{j,it}}{Y_{it}} \ln \left( \frac{Y_{j,it}}{R_{j,it}} / \frac{Y_{it}}{R_{it}} \right), \quad (11)$$

式中, $Y$  代表产值; $R$  代表就业人数; $j=1, 2, 3$  分别代表第一产业、第二产业和第三产业。当经济处于均衡时,各产业部门生产效率是相同的,即  $Y_j/R_j = Y/R$ , 从而  $S=0$ 。由此, $S$  值偏离 0 值越大,表明产业结构偏离均衡状况越远,产业结构越不合理。

根据式(11),可计算出各地区不同年份产业结构的合理化水平。从各地区历年的平均值看,产业结构合理化水平最高的 3 个地区分别是北京、上海和天津,而最低的是云南,其均值为 0.265 3。从时间维度上看,我国整体产业结构合理化水平呈 2 个倒“V”型:由 1995 年的

① 根据《中国能源统计年鉴》,基于中国煤炭、汽油、柴油、天然气、煤油、燃料油、原油和焦炭等 8 类最终能源消费量计算碳排放量。假定终端的电力消费并不产生二氧化碳排放。

② 海南 2002 年、宁夏 2001~2002 年的各类能源消费量数据缺失,故根据胡鞍钢等<sup>[26]</sup>的方法近似得到。

0.087 4 逐渐上升至 2001 年的 0.127 7, 此后缓慢下降至 2004 年的 0.116 8, 由此形成第 1 个倒“V”型; 而 2005~2006 年呈上升趋势, 此后再次下降至 2009 年的 0.102 8, 形成第 2 个倒“V”型。

由此可见, 在不同的产业结构合理化水平下, 劳动、资本和能源投入要素在不同产业间配置的不同, 所导致的最优经济产出必然存在显著差异, 亦即不同产业结构合理化水平所对应的有效经济产出是不同的, 从而存在不同的生产效率前沿。

### 3.2 阈值效应随机前沿模型的检验与估计结果

(1) 模型设定形式的检验 随机前沿模型中生产函数的设定形式将影响估计结果的准确性。为确定生产函数的形式, 采用广义似然比检验统计量对假设 1~假设 3 进行检验 (见表 1)。从表 1 可见, 在 5% 的显著性水平下, 拒绝了假设 1, 因此采用超越对数的生产函数是合理的; 假设 2 为在生产函数中去除时间趋势, 表示不存在技术进步, 检验结果拒绝了该假设, 意味着从统计上看, 随时间趋势存在技术进步; 进一步地, 拒绝假设 3 意味着技术进步的类型是有偏的技术进步模式。至此, 可以确定前沿生产函数应设定为 translog 生产函数。至于它是否存在阈值效应以及由阈值所确定的技术俱乐部的个数, 则需要对假设 4 进行检验, 并对相应的阈值进行估计。

表 1 模型设定假设检验结果

原假设(H <sub>0</sub> )	对数似然值	广义似然比检验统计量	自由度	5%的临界值	决策
H <sub>0</sub> : β <sub>n</sub> = β <sub>m</sub> = β <sub>j</sub> = 0	299.85	47.170	10	18.31	拒绝 H <sub>0</sub>
H <sub>0</sub> : β <sub>t</sub> = β <sub>n</sub> = β <sub>j</sub> = 0	282.01	82.861	5	11.07	拒绝 H <sub>0</sub>
H <sub>0</sub> : β <sub>n</sub> = β <sub>j</sub> = 0	316.68	13.520	4	9.49	拒绝 H <sub>0</sub>

根据 ALMANIDIS<sup>[18]</sup> 的建议, 采用 HANSEN<sup>[17]</sup> 提出的 LR 检验统计量对假设 4 进行检验 (见表 2)。从检验结果可知, 在 1% 的显著性水平下, 拒绝了没有阈值的原假设, 亦即拒绝原假设为  $f_1(\beta'_1 X_n) = \dots = f_K(\beta'_K X_n)$  的假设 4。进一步地, 基于序贯检验的思想采用前述的 LR 检验统计量确定阈值的个数, 其检验结果一并

列入表 2。从表 2 可知, 在 1% 的显著性水平下拒绝了只有 1 个阈值的原假设, 而检验 H<sub>0</sub>: 有 2 个阈值时检验统计量不收敛。据此, 本研究选择估计的阈值为 2 个, 亦即对应的技术俱乐部为 3 个。这一检验结果不仅表明忽略我国经济合理化水平差异而设定线性下的随机前沿模型的估计结果可能存在偏误, 从而证实了阈值效应随机前沿模型设定的可行性和必要性; 而且阈值的估计结果也具体刻画了我国劳动、资本、能源等投入要素所产出的最优经济产出会因产业结构合理化水平与阈值关系的不同而存在显著差异。

表 2 阈值效应检验及阈值的估计

假设检验	LR(10%、5%、1%临界值)	估计的阈值
H <sub>0</sub> : 没有阈值,	297.070 2***	0.157 6
H <sub>A</sub> : 有 1 个阈值	(27.531 1, 30.788 6, 36.856 3)	
H <sub>0</sub> : 有 1 个阈值,	179.717 3***	0.063 6, 0.151 0
H <sub>A</sub> : 有 2 个阈值	(24.912 0, 27.482 5, 36.221 2)	

注: LR 临界值由 Bootstrap 仿真实验获得, 实验的循环次数设定为 300 次; \*\*\* 表示在 1% 的水平下显著, 下同。

#### (2) 阈值效应随机前沿模型的估计结果

根据分析, 已经估计出阈值分别为 0.063 6 和 0.151 0, 从而可以将全样本数据根据产业结构合理化水平与阈值关系的不同将全样本划分为 3 个技术俱乐部, 分别设为技术俱乐部 A (S ≤ 0.063 6)、技术俱乐部 B (0.063 6 < S ≤ 0.151 0) 和技术俱乐部 C (S > 0.151 0)。不同技术俱乐部下各变量的统计特征见表 3; 阈值效应随机前沿模型的诊断及最大似然估计结果见表 4。

从表 4 给出的模型诊断性指标看, 用以衡量随机前沿模型有效性的方差比 λ 大且在 1% 的水平下显著, 表明随机误差中大部分是来自技术非效率的影响, 因此使用随机前沿模型是恰当的; LR 检验统计量亦在 1% 的水平下显著, 进一步印证了上述结论。至此, 已对假设 1~假设 5 全部进行了检验。根据检验结果, 本研究所设定的阈值效应随机前沿模型, 且前沿生产函数为 translog 函数形式是适宜的。从前沿生产函数和技术无效函数的估计结果可见, 绝大部分参数的估计结果都是显著的 (表 4 中以加粗表示), 说明解释变量的说明能力较强, 模型在总体上是显著且合理的。

表 3 不同技术俱乐部下各变量的统计特征

俱乐部	地区 GDP	有效资本存量	有效人力资本	能源消费量	碳排放量	产业结构合理化程度	对外开放水平	市场化水平	碳强度
A	2 885.75	8 454.64	1 117.75	4 226.56	11 057.02	0.04	0.74	0.46	4.55
B	3 725.93	8 430.91	2 274.06	6 370.23	17 651.79	0.11	0.29	0.49	5.70
C	1 646.54	4 016.13	1 174.60	4 373.93	12 537.21	0.19	0.10	0.71	8.42

注: 各变量的单位与前文一致。

表 4 阈值效应随机前沿模型的估计结果

方程	解释变量	技术俱乐部 A		技术俱乐部 B		技术俱乐部 C	
		估计系数	t 值	估计系数	t 值	估计系数	t 值
	常数项	-1.909 (t = -2.890)					
前沿生产函数	t	0.029	0.424	-0.035	-1.303	-0.099	-0.820
	t <sup>2</sup>	0.001	0.559	<b>-0.004***</b>	<b>-8.342</b>	-0.010***	<b>-3.504</b>
	lnK	<b>1.352*</b>	<b>1.937</b>	0.281	1.168	-0.843	-0.999
	lnL	<b>1.821**</b>	<b>2.451</b>	<b>1.033***</b>	<b>4.569</b>	0.015	0.023
	lnE	<b>-1.716**</b>	<b>-2.372</b>	0.207	0.900	<b>2.133***</b>	<b>2.745</b>
	lnK · lnL	<b>-0.318**</b>	<b>-1.995</b>	0.004	0.043	<b>1.108***</b>	<b>5.897</b>
	lnK · lnE	0.147	0.710	<b>-0.359***</b>	<b>-4.358</b>	0.355	0.916
	lnL · lnK	<b>-0.648***</b>	<b>-3.302</b>	<b>0.136**</b>	<b>2.187</b>	-0.112	-0.562
	(lnK) <sup>2</sup>	-0.006	-0.048	<b>0.182***</b>	<b>3.089</b>	<b>-0.621***</b>	<b>-2.968</b>
	(lnL) <sup>2</sup>	<b>0.425***</b>	<b>4.415</b>	<b>-0.123***</b>	<b>-2.623</b>	<b>-0.521***</b>	<b>-4.023</b>
	(lnE) <sup>2</sup>	<b>0.367***</b>	<b>2.881</b>	<b>0.119***</b>	<b>2.604</b>	-0.227	-1.449
	t · lnK	-0.010	-0.683	<b>0.016**</b>	<b>2.053</b>	<b>0.103***</b>	<b>3.965</b>
	t · lnL	<b>0.077***</b>	<b>4.931</b>	<b>-0.019**</b>	<b>-2.356</b>	<b>-0.097**</b>	<b>-2.523</b>
t · lnE	<b>-0.052***</b>	<b>-3.606</b>	<b>0.013*</b>	<b>1.921</b>	0.011	0.290	
技术无效函数	常数项	<b>0.072**</b> (t = 2.509)					
	O	<b>-0.164***</b> (t = -6.052)					
	M	<b>0.250***</b> (t = 5.476)					
	C	<b>0.025***</b> (t = 10.813)					
残差及诊断信息	σ	<b>0.007***</b> (t = 11.625), p = 0.000					
	λ	<b>0.999***</b> (t = 177.641), p = 0.000					
	Log 似然函数值	<b>501.020</b>					
	LR 检验	<b>143.640***</b> , $\chi^2_{0.01}(5) = 15.086$ , p = 0.000					
	样本数	90		246		99	

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 的水平下显著。

### 3.3 各地区全要素能源效率的技术俱乐部归属及其效率得分

根据阈值效应随机前沿模型的估计结果，由式(6)可得到各地区历年全要素能源效率值(见表 5)。

从表 5 可见，各地区全要素能源效率值因其经济结构合理化水平的不同而在不同俱乐部间转换，从而具体刻画了产业结构合理化水平的动态变化对有效经济产出的影响。表 5 显示，北京、天津、上海一直处于技术俱乐部 A，这与前文分析中三地经济结构合理化程度较高、资源配置较合理相一致。此外，尽管内蒙古、辽宁、吉林、江西、湖北等中部地区在 20 世纪 90 年代中后期属于技术俱乐部 A，但 2000 年以来都已属于技术俱乐部 B，分析其缘由在于第二产业在快速扩张中就业能力下降，第三产业发展不足，其产出与就业并未保持同步增长，两者的共同作用导致产业结构偏离合理化越来越远。出于同样的原因，西部主要地区的产业结构由技术俱乐部 B 转换为技术俱乐部 C，如陕西、甘肃、青海、新疆。绝大部分中部地区则在技术俱乐部 B 和技术俱乐部 A 间转换。此外，安徽、山东、湖南、广东、广西 5 省一直属于技术俱乐部 B。大体上看，技术俱乐部 A 包括了除

山东、广东、海南以外的东部地区；中部地区一般属于技术俱乐部 B；而技术俱乐部 C 主要是西部地区。由此可见，基于产业结构合理化水平而内生性得到的技术俱乐部的划分体现了我国各地地理位置、历史原因、政策措施上的差异，与我国的实际情况是相符的；全要素能源效率值的估计结果展现了我国各地区技术进步的动态变化，从而使得全要素能源效率值在不同技术俱乐部间动态转换。

由表 5 可见，从各地区截面的历年平均全要素能源效率值看，排名前 10 位的都是东部沿海发达地区，从高到低分别为：广东(0.981)、福建(0.965)、上海(0.940)、江苏(0.909)、浙江(0.878)、天津(0.874)、山东(0.836)、北京(0.821)和海南(0.806)。排名后 10 位的以中西部地区为主，尤其是排名最后 5 位的均为西部省份，分别为甘肃、新疆、贵州、宁夏和山西。

下面基于表 5 中技术无效函数的估计结果对全要素能源效率做进一步解析。

(1)关于对外开放水平 O 在技术无效函数中其估计系数显著为负(-0.164)，表明提高进出口贸易总额占 GDP 的比重对我国全要素能源效率具有积极的促进作用。具体而言，进出口贸易额占 GDP 的比重每增加 1%，我国全

表 5 各地区的技术俱乐部归属及效率得分

地区	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	平均
北京	<b>0.747</b>	<b>0.736</b>	<b>0.767</b>	<b>0.771</b>	<b>0.789</b>	<b>0.773</b>	<b>0.815</b>	<b>0.852</b>	<b>0.866</b>	<b>0.857</b>	<b>0.851</b>	<b>0.861</b>	<b>0.879</b>	<b>0.879</b>	<b>0.879</b>	0.821
天津	<b>0.702</b>	<b>0.781</b>	<b>0.855</b>	<b>0.851</b>	<b>0.873</b>	<b>0.833</b>	<b>0.858</b>	<b>0.902</b>	<b>0.929</b>	<b>0.905</b>	<b>0.889</b>	<b>0.912</b>	<b>0.922</b>	<b>0.936</b>	<b>0.959</b>	0.874
河北	0.628	0.668	0.687	0.697	0.699	0.680	0.668	0.655	0.648	0.653	0.653	0.660	0.663	0.656	0.633	0.663
山西	0.427	0.433	0.459	0.491	0.535	0.559	0.509	0.516	0.532	0.555	0.565	0.561	0.578	0.577	0.605	0.527
内蒙古	<b>0.583</b>	<b>0.638</b>	<b>0.581</b>	0.602	0.621	0.638	0.656	0.671	0.700	0.707	0.605	0.617	0.638	0.668	0.759	0.645
辽宁	<b>0.583</b>	<b>0.596</b>	<b>0.628</b>	0.692	0.709	0.712	0.719	0.734	0.738	0.758	0.755	0.757	0.764	0.759	0.736	0.709
吉林	<b>0.611</b>	<b>0.631</b>	<b>0.620</b>	<b>0.705</b>	<b>0.708</b>	0.691	0.706	0.710	0.722	0.747	0.747	0.763	0.784	0.806	0.794	0.716
黑龙江	<b>0.644</b>	<b>0.687</b>	0.706	0.704	0.720	0.698	0.713	0.721	0.754	0.732	0.774	0.834	0.914	0.948	0.932	0.765
上海	<b>0.938</b>	<b>0.971</b>	<b>0.994</b>	<b>0.979</b>	<b>0.955</b>	<b>0.886</b>	<b>0.893</b>	<b>0.908</b>	<b>0.933</b>	<b>0.940</b>	<b>0.893</b>	<b>0.939</b>	<b>0.947</b>	<b>0.933</b>	<b>0.995</b>	0.940
江苏	0.837	0.863	0.882	0.887	0.881	0.882	0.883	0.899	0.908	0.917	<b>0.992</b>	0.886	<b>0.961</b>	<b>0.986</b>	<b>0.975</b>	0.909
浙江	0.817	0.841	0.845	0.842	0.835	0.833	0.823	0.809	0.806	<b>0.988</b>	<b>0.961</b>	<b>0.948</b>	<b>0.943</b>	<b>0.941</b>	<b>0.942</b>	0.878
安徽	0.613	0.629	0.658	0.663	0.678	0.682	0.694	0.715	0.726	0.751	0.757	0.757	0.760	0.746	0.718	0.703
福建	0.952	0.964	0.986	0.997	0.991	0.970	0.950	0.952	0.951	0.955	0.924	0.940	<b>0.996</b>	<b>0.992</b>	<b>0.956</b>	0.965
江西	<b>0.659</b>	<b>0.708</b>	<b>0.660</b>	0.731	0.743	0.737	0.754	0.772	0.770	0.787	0.781	0.765	0.752	0.744	0.713	0.738
山东	0.840	0.839	0.852	0.878	0.882	0.847	0.840	0.832	0.841	0.844	0.835	0.814	0.809	0.799	0.783	0.836
河南	0.707	0.740	0.755	0.748	0.752	0.746	0.762	0.760	0.711	0.737	0.750	0.758	0.764	0.757	0.728	0.745
湖北	<b>0.744</b>	<b>0.738</b>	<b>0.724</b>	0.673	0.677	0.674	0.677	0.692	0.672	0.659	0.663	0.655	0.674	<b>0.561</b>	<b>0.555</b>	0.669
湖南	0.645	0.673	0.726	0.738	0.792	0.814	0.810	0.812	0.811	0.791	0.764	0.779	0.806	0.835	0.827	0.775
广东	0.998	0.994	0.981	0.975	0.966	0.972	0.964	0.964	0.984	0.995	0.983	0.988	0.999	0.990	0.966	0.981
广西	0.699	0.704	0.714	0.728	0.736	0.734	0.739	0.770	0.776	0.771	0.783	0.799	0.820	0.825	0.823	0.761
海南	<b>0.861</b>	<b>0.901</b>	<b>0.785</b>	<b>0.809</b>	<b>0.755</b>	<b>0.872</b>	<b>0.842</b>	<b>0.793</b>	<b>0.796</b>	<b>0.783</b>	<b>0.791</b>	0.689	0.762	0.801	0.850	0.806
四川	0.745	0.763	0.783	0.794	0.800	0.798	0.792	0.780	0.749	0.732	0.718	0.704	0.699	0.682	0.700	0.749
贵州	0.518	0.513	0.528	0.517	0.569	0.581	0.602	0.626	0.594	0.587	0.556	0.555	0.575	0.597	0.633	0.570
云南	0.706	0.682	0.610	0.622	0.639	0.627	0.615	0.608	0.612	0.598	0.574	0.584	0.605	0.631	0.662	0.625
陕西	0.518	0.532	0.546	0.644	0.736	0.780	0.748	0.739	0.744	0.723	0.714	0.723	0.751	0.789	0.796	0.699
甘肃	0.555	0.472	0.500	0.526	0.623	0.633	0.640	0.650	0.648	0.651	0.629	0.625	0.646	0.668	0.705	0.611
青海	0.652	0.705	0.752	0.756	0.554	0.609	0.682	0.694	0.697	0.667	0.638	0.636	0.685	0.784	0.760	0.685
宁夏	0.527	0.520	0.536	0.549	0.615	0.613	0.640	0.626	0.516	0.517	0.534	0.546	0.564	0.584	0.599	0.566
新疆	0.601	0.558	0.550	0.546	0.536	0.567	0.564	0.549	0.560	0.565	0.574	0.580	0.602	0.639	0.664	0.577
平均	0.692	0.706	0.713	0.728	0.737	0.739	0.743	0.749	0.748	0.754	0.747	0.746	0.768	0.776	0.781	0.742

注:表中加粗字体属于俱乐部 A;斜体属于俱乐部 B;其余属于俱乐部 C。

要素能源效率将会增长 16.4%。这表明在自由贸易的情况下,进出口贸易额的增长有助于提升全要素能源效率。从表 3 可见,技术俱乐部 A 的对外开放水平远高于技术俱乐部 B 和技术俱乐部 C,这是由于前者大多属于开放较早且程度较高的东部地区,它们通过进出口贸易带动了技术进步,进而促进了全要素能源效率的提升。

(2)关于市场化水平  $M$  在技术无效函数中其估计系数显著为正且其绝对值最大(0.250),表明降低工业总产值中国有及国有控股工业企业产值的比重将显著提升全要素能源效率,前者每降低 1%,预计将导致全要素能源效率在统计上显著上升约 25%。国有企业导致的技术无效性早已为众多研究所证实<sup>[25]</sup>。然而,我国的市场化改革进程明显呈现阶梯状,中东部地区市场化进程与程度显著高于西部地区,这表现为表 3 中技术俱乐部 A 的市场化水平值低于技术俱乐部 B 和技术俱乐部 C。事实上,技术俱乐部 A 的市场化水平在 20 世纪 90

年代中后期就明显低于技术俱乐部 C。此外,对比各俱乐部历年平均市场化水平值可见,1995~1997 年技术俱乐部 A 和技术俱乐部 B 非常接近(0.55~0.61),但显著高于技术俱乐部 C(0.80 左右),这可能是引起技术俱乐部 A 和技术俱乐部 B 在 1995~1997 年全要素能源效率值接近,但显著高于俱乐部 C 的主要原因。

(3)关于碳强度  $C$  其估计结果表明,碳强度每下降 1%将促使全要素能源效率提高约 2.5%,表明强化以降低碳强度为目标的环境污染治理对提高全要素能源效率具有促进作用。根据碳排放的计算公式,碳排放量和能源消费量高度线性相关,因此碳强度的变动率与能源利用效率的变动率应比较接近,从这个角度看,本研究所获得的全要素能源效率与碳强度的对应关系是合理的。技术俱乐部 C 的碳强度值偏高是导致其全要素能源效率值低的重要原因。

#### 4 结论与政策启示

针对现有研究中忽略我国不同地区因生产

环境的不同所导致的生产技术上的差异,本研究以有效劳动力、有效资本存量和能源为投入变量,各地 GDP 为产出变量,以产业结构合理化水平为阈值变量,运用阈值效应随机前沿模型对我国全要素能源效率及其影响因素进行了分析。研究表明,由于产业结构合理化水平的差异,导致了我国各省份的经济增长存在 3 个技术俱乐部,它们有各自的技术前沿,这意味着不同的技术俱乐部具有不同的能源等生产要素的使用技术。此外,对外开放水平、市场化程度和碳强度对全要素能源效率也具有重要影响。本研究的政策启示有以下 3 点:

(1)破除产业壁垒、允许劳动力等生产要素在各产业间的合理流动,是提高全要素能源效率可行且有效的途径。本研究以改进的泰尔指数定义产业结构合理化水平,其实质是度量了劳动力在不同产业间的配置效率。显然,提高劳动力的配置效率有助于带动能源等生产要素向高生产率产业流动,实现资源的优化配置。测算结果表明,产业结构合理化水平最高的技术俱乐部 A,其平均全要素能源效率值显著高于产业结构合理化水平依次降低的技术俱乐部 B 和技术俱乐部 C。这表明,积极推进要素市场改革,鼓励劳动、资本等生产要素在不同行业、不同地区间的自由流动,不仅有助于巩固和提高全国的产业结构合理化程度,也有助于降低落后地区在工业化进程中对高能耗、高排放产业的过度依赖,实现我国全要素能源效率的整体提高。

(2)建立全国统一、竞争、开放和有序的国内市场,发展对外贸易对全要素能源效率的提升有显著的促进作用。依据实证结论,本研究认为国内市场分割以及隐性的贸易壁垒是我国不同时期、不同地区全要素能源效率产生差异的重要原因。在资源禀赋丰富的地区,地方政府出于政绩考虑往往倾向于运用行政手段使本地(国有)工业企业获得低廉的能源资源,它扭曲了资源配置,造成了全要素能源效率的损失。此外,通过进出口贸易中的技术溢出效应和竞争效应等对提高全要素能源效率有显著的促进作用。然而,值得注意的是,上述结论并未考虑进出口贸易所带来的环境影响。基于我国在国际贸易价值链中的地位,本研究认为,调整进出口结构、转变贸易方式,是实现能源效率和环境绩效双赢的必然途径。

(3)强化以降低碳强度为目标的环境污染治理是提高全要素能源效率的重要手段。我国

于 2009 年提出,到 2020 年单位产值碳排放量比 2005 年下降 40%~45% 的碳减排目标,并进一步确定了“十二五”期间的近期碳减排目标。实现上述目标依赖能源利用效率的提高和能源消费结构的优化,这就要求我国必须加大结构调整力度,坚决淘汰落后的高耗能产业、降低煤炭在能耗中的比重,而这一过程本身必然会促进全要素能源效率的提升。

#### 参 考 文 献

- [1] 陈诗一. 节能减排、结构调整与工业发展方式转变研究[M]. 北京:北京大学出版社,2011
- [2] HU J L, WANG S C. Total-Factor Energy Efficiency of Regions in China[J]. Energy Policy, 2006, 34(17):3 206~3 217
- [3] 王兵,张技辉,张华. 环境约束下中国省际全要素能源效率实证研究[J]. 经济评论,2011,32(4):31~43
- [4] 史丹,吴利学,傅晓霞,等. 中国能源效率地区差异及其成因研究——基于随机前沿生产函数的方差分解[J]. 管理世界,2008(2):35~43
- [5] 魏楚,沈满洪. 能源效率与能源生产率——基于 DEA 方法的省际数据比较[J]. 数量经济技术经济研究, 2007,24(9):110~121
- [6] 杨红亮,史丹. 能效研究方法和中国各地区能源效率的比较[J]. 经济理论与经济管理,2008(3):12~20
- [7] 李世祥,成金华. 中国主要工业省区能源效率分析: 1990~2006 年[J]. 数量经济技术经济研究,2008,25(10):32~43
- [8] 屈小娥. 中国省际全要素能源效率变动分解——基于 Malmquist 指数的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2009,26(8):29~43
- [9] AIGNER D, LOVELL C A K, SCHMIDT P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models[J]. Journal of Econometrics, 1977, 6(1): 21~37
- [10] SCHMIDT P, SICKLES R C. Production Frontiers and Panel Data[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1984,2(4): 367~374
- [11] CORNWELL C, SCHMIDT P, SICKLES R C. Production Frontiers with Cross-Sectional and Time Series Variation in Efficiency Levels[J]. Journal of Econometrics, 1990, 46(1/2): 185~200
- [12] KUMBHAKAR S C. Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Efficiency[J]. Journal of Econometrics, 1990, 46(1/2): 201~212
- [13] BATTESE G E, COELLI T J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India[J]. Journal of Productivity Analysis, 1992, 3(1/2): 153~169

- [14] GREEN W. Distinguishing between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization's Panel Data on National Health Care Systems[J]. *Health Economics*, 2004, 13(10): 1~22
- [15] OREA L, KUMBHAKAR S C. Efficiency Measurement Using a Latent Class Stochastic Frontier Model [J]. *Empirical Economics*, 2004, 29(1): 169~183
- [16] TSIONAS E G, TRAN K C. Bayesian Inference in Threshold Stochastic Frontier Models[D]. Athens: Department of Economics of Athens University of Economics and Business, 2007
- [17] HANSEN B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345~368
- [18] ALMANIDIS P. Accounting for Heterogeneous Technologies in Banking Industry: A Time-Varying Stochastic Frontier Model with Threshold Effects [R]. Houston: Rice University, 2011
- [19] WANG H J, SCHMIDT P. One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 18(2): 129~144
- [20] 王小鲁,樊纲,刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. *经济研究*, 2009(1): 4~16
- [21] 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(10): 35~44
- [22] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952~2006 年 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, 25(10): 17~31
- [23] LIMAN Y R, MILLER S M. Explaining Economic Growth: Factor Accumulation, Total Factor Productivity Growth, and Production Efficiency Improvement[R]. Reno: University of Nevada, 2004
- [24] 高凌云,王洛林. 进口贸易与工业行业全要素生产率 [J]. *经济学*, 2010, 9(2): 391~414
- [25] 朱承亮,岳宏志,师萍. 环境约束下的中国经济增长效率研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, 28(5): 3~20
- [26] 胡鞍钢,郑京海,高宇宁,等. 考虑环境因素的省级技术效率排名 (1999~2005) [J]. *经济学*, 2008, 7(3): 933~960
- [27] KRÜGER J J. Productivity and Structural Change: A Review of the Literature[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2008, 22(2): 330~363
- [28] 简新华. 中国经济结构调整和发展方式转变 [M]. 济南: 山东人民出版社, 2009
- [29] 干春晖,郑若谷,余典范. 结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. *经济研究*, 2011(5): 4~16

(编辑 丘斯迈)

作者简介: 李科(1980~),男,湖南隆回人。华中科技大学(武汉市 430074)经济学院博士研究生,湖南师范大学(长沙市 410081)数学与计算机科学学院讲师。研究方向为计量经济理论与方法、能源与环境经济学。E-mail: likekent1208@163.com

(上接第 1670 页)

- [15] GUIDO G, PELUSO A M, TEDESCHI P, et al. Acceptance of Product Placement in Italy: Effects of Personality and Product/Consumer Interactions[J]. *International Journal of Marketing Studies*, 2010, 2(2): 34~46
- [16] KARRH J A, FRITH K T, CALLISON C. Audience Attitudes towards Brand (Product) Placement: Singapore and the United States [J]. *International Journal of Advertising*, 2001, 20(1): 3~24
- [17] YANG G Y. Audience's Acceptability of Product Placement: A Comparison of Chinese and Korean Young Consumers[D]. 香港: 香港中文大学, 2010
- [18] NEACSIU C, MARCU R, MUNTEANU D, et al. Product Placement in Romanian Movies Produced After 1989[J]. *Journal of Media Research*, 2010, 3(3): 46~73
- [19] LEE T (D), SUNG Y, CHOI S M. Young Adults' Responses to Product Placement in Movies and Television Shows: A Comparative Study of The United States and South Korea [J]. *International Journal of Advertising*, 2011, 30(3): 479~507
- [20] PRIDHAM E, CRAIG-LEES M. Product Placement: An Implicit Measure of Effects [DB/OL]. (2011-08-07) [2012-10-01]. <http://smib.vuw.ac.nz:8081/WWW/ANZMAC2004/CDsite/papers/Pridham1.PDF>
- [21] MAISON D, GREENWALD A G, BRUIN R H. Implicit Consumer Ethnocentrism—An Example of Dissociation between Explicit and Implicit Preference [J]. *Advances in Consumer Research*, 2004, 31(1): 541~542

(编辑 刘继宁)

通讯作者: 宋恩根(1972~),男,安徽泾县人。安徽财经大学(安徽省蚌埠市 233030)工商管理学院教授,博士。研究方向为消费者行为。E-mail: songsigen@126.com