

中国省际能源效率的再测算

——基于共同边界随机前沿法

周梦玲 张 宁*

摘要:为弥补原来共同边界法的不足,本文采用共同边界随机前沿法,考虑了技术异质性和随机波动的影响,测算了中国30个省份的全要素能源效率。结果证实东部地区的全要素能源效率无论是在小组内部还是共同边界下都是最高的,其次是中部地区,西部地区能源效率值最低;与以往的共同边界估计值相比,省份能源效率值的排名发生了显著改变。东、中、西部之间技术差异的存在影响着能源效率,未来政府需要制定措施缩小地区之间技术差距,提高整体能源效率。

关键词:省级;能源效率;共同边界;随机前沿估计法

一、引言和文献综述

改革开放至今,中国一跃成为世界第二大经济体,但是巨大的能源消耗已经成为不可忽视的社会问题。截止到2016年,我国已经超越美国成为世界上最大的能源消耗国,耗能总量达到43.6亿吨标准煤,相比于2015年增长了近1.4%。目前我国的经济结构正处于关键的转型期,一方面“十三五”规划提出了单位GDP能耗相比2015年下降15%的目标,另一方面各行业对能源的需求并没有降低。由此,提高能源效率便成为最便捷的缓解能源窘境的重要手段之一。具体而言,就是恰当提高各个省份能源效率。由于我国幅员辽阔,东、中、西部不同省

*周梦玲,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:1028800745@qq.com;张宁,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:zhangn@jnu.edu.cn。

本文系国家重点研发计划项目“碳减排和减碳的社会经济代价研究”(2016YFA0602500),国家社会科学基金重大课题项目“我国重点生态功能区市场化生态补偿机制研究”(15ZDA054),国家自然科学基金项目“环境规制对区域经济社会可持续发展的影响规律与作用机理研究:以鄱阳湖生态经济区为例”(41461118)、“基于减排成本视角的中国工业行业碳交易的成本效益研究”(71603102)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的修改建议,文责自负。

份之间的资源禀赋、技术条件以及政府调控手段各异,造成不同地区能源效率水平存在明显差异。以往的文献在测算能源效率时多假设所有省份共享同一生产技术,这一前提与中国实际情况相悖,测算结果存在较大的误差。本文以此为鉴,选取共同边界前沿法测算不同省份的能源效率,充分考虑到个体技术的异质性,更加符合中国的现状。

能源效率的测算指标主要分为单要素指标和多要素指标。Patterson(1996)提出了单要素能源效率指标,仅仅考虑能源对于产出的影响,利用能源强度指标(能源消费量与GDP比值),或者能源生产力指标(能源强度的倒数)来衡量能源效率,此种指标计算相对便捷,但是忽视了其他要素,对实证结果产生了较大的不利影响。魏一鸣和廖华(2010)详细分析了能源效率测算的七大指标的优劣势,指出单要素能源效率属于宏观指标,在能源投入结构不发生较大变化时比较简单易行,但是当能源投入结构发生较大变化时,能源之间的不完全替代性会导致一些结果偏差。另一种做法是考虑生产过程的多种投入要素而不仅仅只有能源要素。Hu和Wang(2006)将潜在目标能源消耗量与实际能源消耗量的比值定义为全要素能源效率,孙广生等(2012)利用全要素能源效率指标进行了地区间能源效率影响因素的分析,结果发现全要素生产率的作用要大于投入替代作用。此外,其他学者也借鉴全要素能源效率指标进行了不同方面的分析(史丹,2006;吴滨、李为人,2007;王群伟等,2010;王兵等,2010;王兵等,2011;李兰冰,2012)。全要素能源效率指标更加深刻地反映实际生产,既考虑到了能源对于产出的贡献,也反映了不同要素间的相互作用。所以,相比于单要素指标,全要素能源效率是更合理的测量指标。

能源效率的测算方法主要是非参法和参数法。非参估计法最常用的是数据包络分析法(DEA),它不需要假定具体的函数形式且易于估计,受到很多学者的青睐。Cui和Li(2014,2015)就运用DEA方法测算了交通业和航空业的全要素能源效率。但是,DEA属于非参数估计,估计结果只有估计值,并没有各个估计值的标准差等统计性质,所以很难进行相关的统计检验;此外,最重要的缺漏是没有考虑到生产过程中外部随机波动造成的影响,对于生产条件的设定存在较大局限性(Reinhard et al.,2000;Zhou et al.,2012)。现有研究逐渐采用参数估计法,Oh和Hildreth(2014)就使用极大似然比检验证实DEA与随机前沿法对于测算自动业能源效率的差异程度。其中随机前沿估计法(Stochastic Frontier Analysis,SFA)因为既考虑到了函数形式又考虑到了随机扰动项的影响,因而在能源效率的测算中得到了更多实践(王雄等,2013;Lin & Du,2013;史丹等,2008)。由于生产过程中存在很多不可观测的外生因素,模型的设定并不能充分考虑所有的变量因素,所以随机性参数估计更符合本文的研究主题。

国内外关于区域能源效率测算的文献虽然众多,但大部分集中于能源效率的跨国、行业或者区域的比较上。Park(2017)就采用情境设计以及双重差分法测算韩国能源效率等级标

签中的价格溢价,证实带有能源等级标签的产品存在着价格溢价;Filippini 和 Hunt(2011)用随机前沿方法测算并比较了 OECD 的能源需求与能源效率;Blomberg 等(2012)运用数据包络法分析了瑞典造纸行业的能源效率以及能源政策。另外部分文献阐述了不同行业内能源效率的比较,Kong 等(2016)就对造纸行业的能源效率进行了详细具体的综述;Zhao 等(2014)测算了中国各省工业部门全要素能源效率,结果发现东部省份工业部门的全要素能源效率明显高于中西部省份;此外,Peng 等(2015)、Lin 和 Liu(2015)、Helfand 等(2016)、He 等(2013)、均测算了不同行业的全要素能源效率。

整理文献发现,大部分关于我国能源效率的测算并未考虑到不同地区生产技术的异质性,他们多假定所有地区共有相同的生产技术。由于不同地区有不同的自然因素、资源禀赋和政策背景,因此相同生产条件的假定并不符合实际的生产条件。比较不同地区能源效率的差异时,需要考虑到生产技术的异质性,具有不同生产条件的地区或者个体可以进行分组,相同生产条件的地区或个体属于同一小组,不同小组共同构成一个边界即共同边界。共同边界前沿的估计需要两步,第一步需要估计出组边界,第二步需要估计不同组别构成下的共同边界。关于两步的估计方法主要有两种:一是非参数 DEA 估计法(Molinossenante & Salagarrido, 2016; Li & Song, 2016),此种方法因为不需要假定函数形式,易于忽视随机扰动项的影响;二是混合参数法,部分文献第一步采用参数化随机前沿法,估计不同小组内部能源效率值,但是第二步共同边界测算时仍采用参数化的线性规划(Lee et al., 2016; Verschelde et al., 2016),该种估计方法本质上仍属于确定性的前沿估计,同样忽略了生产过程中外部随机因素的影响。比如在涉及测算中国省际能源效率的文献中,Lin 和 Du(2013)就采用这种混合参数法测算了东中西部各个省份的全要素能源效率,结果证实东部省份无论是小组内部还是共同边界下都是最高的,西部省份最低。该方法虽然考虑到省际之间的生产技术异质性,但第二步共同边界的估计采用了线性规划法,即最小化组别目标能源值与共同边界目标能源值的差值,此种估计仍然属于确定性前沿估计而非本文所强调的随机前沿估计,依旧存在忽略随机波动影响的问题。所以共同边界前沿模型,其两步边界的估计均需要采用随机性前沿法,才能更好地刻画生产过程。

综上所述,本文在 Zhou 等(2012)利用参数前沿法测算 OECD 国家全要素能源效率的基础上,考虑我国不同省份生产技术的异质性,将 30 个省份(不包括香港、澳门、台湾和西藏地区)按照地理因素分成东、中、西三个组别,并将全国所有省份作为共同边界参照组,采用两步随机性共同边界法测算不同组内的能源效率以及相比于共同边界的能源效率,并进行跨地区的全要素能源效率比较。这一做法相比于以往的实证分析而言,因为考虑了地区之间的异质性和随机性,更符合中国的实际情况,具有一定的创新性。

二、研究方法

本文首先定义生产技术条件与能源效率的指标,并进一步分别测算不同组别与共同边界下的能源效率。

(一)能源效率指标

考虑到我国有多个省份,将不同省份用符号 N 表示,其中 $N=1, 2, \dots, n$ 。生产使用多种投入,令各种投入为 $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$,多种投入要素生产多种产出 $Y=(y_1, y_2, \dots, y_m)$ 。在本文中,投入要素有劳动(L),资本存量(K),能源(E)以及产出地区生产总值(Y),生产技术条件表示如下:

$$T=\{(K, L, E, Y): (K, L, E) \text{ 生产出 } Y\} \quad (1)$$

(1)式中,技术集合 T 涵盖了所有可能的投入与产出点,在生产理论中通常假定集合 T 是有界闭合的,此外投入产出也假定是强可处置的,即 $(K', L', E') \leq (K, L, E)$ 则 $Y' \leq Y$ 。参考 Zhou 等(2012),定义生产技术条件采用 Shepherd 投入导向距离函数,在其他投入不变的情况下,最小化能源投入能达到既定产出目标。

$$\text{投入导向的距离函数表示如下: } D_E(K, L, E, Y) = \sup\{\alpha : K, L, E/\alpha, Y\} \quad (2)$$

从而,能源效率就是边界上的目标能源投入量与实际生产中使用的能源的比值,即:

$$EEI = \frac{E^*}{E} = \frac{E/\alpha}{E} = \frac{1}{\alpha} \quad (3)$$

$$EEI = 1/D_E(K, L, E, Y) \quad (4)$$

因为 (X_i, Y_j) 通常是在生产技术集合 T 的内部,所以投入导向的距离函数值通常大于等于1。如果 $D_E(K, L, E, Y) = 1$,则表明该样本观测值点处于生产前沿上, $D_E(K, L, E, Y) > 1$,也就意味着样本观测值处于生产前沿内部。本文生产技术形式采用超越对数函数形式^①,取 $X=(x_1, x_2, x_3)$ ^②方程如下:

$$\ln D_E(K, L, E, Y) = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln x_i + \ln y + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} \ln x_i \ln x_j + \frac{1}{2} (\ln y)^2 + \sum_{i=1, j=1}^3 \beta_j \ln x_i \ln y \quad (5)$$

由于能源距离函数关于能源投入 E 具有线性一次齐次性:

①关于距离函数的函数形式选择上可以有多种选择,本文选择超越对数形式,其原因如下:首先超越对数函数比柯布道格拉斯函数更具有灵活性和一般化,其次超越对数函数是二阶可导的,更能刻画距离函数的参数性质(Lee & Zhang, 2012)。

②为了方便书写,将投入要素 K, L, E 用 x_1, x_2, x_3 代替。

$$D_E(K, L, E, Y) = ED_E(K, L, 1, Y) \quad (6)$$

对上述距离函数取对数后可以得到:

$$\ln D_E(K, L, E, Y) = \ln E + \ln D_E(K, L, 1, Y) \quad (7)$$

(7)式中, $\ln D_E(K, L, 1, Y)$ 详细展开式如方程(5), 因此可以得到如下方程:

$$\begin{aligned} \ln D_E(K, L, E, Y) = & \ln E + \beta_0 + \beta_k \ln k + \beta_l \ln l + \beta_1 \ln 1 + \beta_y \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{kk} \ln k \ln k + \beta_{kl} \ln k \ln l + \beta_{kl} \ln k \ln 1 + \beta_{ky} \ln k \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{ll} \ln l \ln l + \beta_{ll} \ln l \ln 1 + \beta_{ly} \ln l \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{11} \ln 1 \ln 1 + \beta_{1y} \ln 1 \ln y + \frac{1}{2} \beta_{yy} \ln y \ln y \end{aligned} \quad (8)$$

由(8)式可得, 能源 E 的系数值为 1, 将(8)式与(5)式对比整理可得:

$$\begin{aligned} \ln D_E(K, L, E, Y) = & \ln E + \beta_0 + \beta_k \ln k + \beta_l \ln l + \beta_y \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{kk} \ln k \ln k + \beta_{kl} \ln k \ln l + \beta_{ky} \ln k \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{ll} \ln l \ln l + \beta_{ly} \ln l \ln y + \frac{1}{2} \beta_{yy} \ln y \ln y \end{aligned} \quad (9)$$

取 $u \equiv \ln D_E(K, L, E, Y)$, 则可以得到如下方程:

$$\begin{aligned} \ln(1/E) = & \beta_0 + \beta_k \ln k + \beta_l \ln l + \beta_y \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{kk} \ln k \ln k + \beta_{kl} \ln k \ln l + \beta_{ky} \ln k \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{ll} \ln l \ln l + \beta_{ly} \ln l \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{yy} \ln y \ln y + v - u \end{aligned} \quad (10)$$

(10)式中, u 视作一个非负的随机变量, 反映的是样本观测点的能源非效率值, v 是具有双边、均值为零且同方差正态分布的随机扰动项, 反映的是在生产过程中由于不可观测的外部随机波动对生产过程造成的影响。同时变量 u 与 v 相互独立分布, 互相不受影响。因此, 生产的能源效率可以表示为:

$$EEI_t = \exp(-\hat{u}_t) \quad (11)$$

(二)组生产技术与共同边界生产技术

本文中, 我们将中国的 30 个省份, 按照地理位置分成不同的小组, 所有不同小组形成一个共同边界。其中各个小组的生产技术条件以及效率指标与前文类似, 此处不再过多介绍, 可以得到如下几式:

$$T^g = \{(K, L, E, Y) : (K, L, E) \text{ 生产出 } Y\}, g = 1, 2, 3, \dots, G \quad (12)$$

$$D_E^g(K, L, E, Y) = \sup\{\lambda : (K, L, E/\lambda, Y) \in T^g\}, g = 1, 2, 3, \dots, G \quad (13)$$

$$EEI^g = 1/D_E^g(K, L, E, Y) \quad (14)$$

生产技术的函数表达式与(10)式相同, 则:

$$\begin{aligned} \ln(1/E^g) = & \beta_0 + \beta_k \ln k + \beta_l \ln l + \beta_y \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{kk} \ln k \ln k + \beta_{kl} \ln k \ln l + \beta_{ky} \ln k \ln y + \\ & \frac{1}{2} \beta_{ll} \ln l \ln l + \beta_{ly} \ln l \ln y + \frac{1}{2} \beta_{yy} \ln y \ln y + v - u \end{aligned} \quad (15)$$

进一步地,定义所有组别生产集合属于同一个生产集 T^m 内,并定义 T^m 为:

$$T^m = \{T^1 \cup T^2 \cup T^3 \cup \dots \cup T^g\} \quad (16)$$

$$T^m = \{(K, L, E, Y) : (K, L, E) \text{ 生产出 } Y\} \quad (17)$$

共同边界的能源函数定义为:

$$D_E^m(K, L, E, Y) = \sup\{\alpha : (K, L, E/\alpha, Y) \in T^m\} \quad (18)$$

同样能源效率指标表示如下:

$$EEI^m = 1/D_E^m(K, L, E, Y) \quad (19)$$

从生产集合的定义(17)式发现,共同边界的距离函数值是大于组别的距离函数值,即 $D_E^m \geq D_E^g$, 所以 $E^m \leq E^g$, $\ln E^m \leq \ln E^g$ 。定义 $\frac{E^m}{E^g} = \frac{1}{TGD}$, 则 TGD (Technology Gap Distance) 就是共同边界与组边界之间的技术差距值。

$$EEI^m = \frac{E^m}{E} = \left(\frac{E^g}{TGD}\right)/E = \frac{1}{TGD} * EEI^g \quad (20)$$

$$-\ln E^g = -\ln E^m - \ln TGD \quad (21)$$

又因为组边界随机前沿估计误差的存在,所以:

$$\ln E^g(K, L, E, Y) = \ln \hat{E}^g(K, L, E, Y) + \tilde{v}, \tilde{v} = \hat{v} - v \quad (22)$$

因此,共同边界前沿下的方程表达式为:

$$-\ln \hat{E}^g(K, L, E, Y) = -\ln E^m + v^m - u^m, v^m = -\tilde{v}, u^m = \ln TGD \quad (23)$$

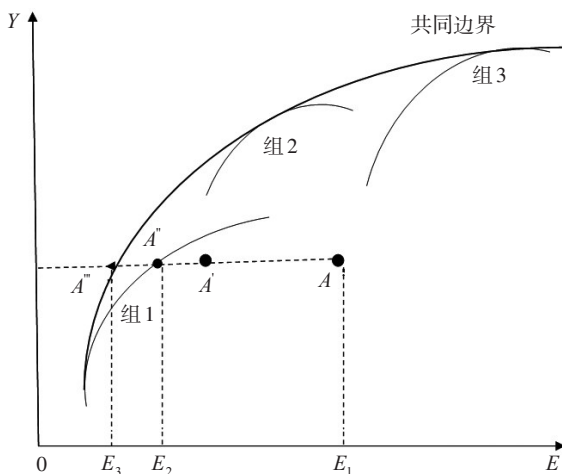


图1 共同边界示意图

图1描述的就是共同边界随机前沿模型。在给定投入和产出下,实际观测值点 A 相比于共同边界前沿点 A'' 的差距由三部分组成: AA' 是由于能源非效率 U 的作用, $A'A''$ 是由于随机扰动项 V 的影响, $A''A''$ 是由于组边界与共同边界之间的差距,也就是本文所定义的技术差距 TGD 的影响。如果组边界越靠近共同边界,那么 TGD 就会减少直至为0。三部分共同构成总的差距,公式表达如下: $A = A'' - TGD - V - U$

综上所述,运用共同边界法求解能源效率分为两步:(1)运用SFA估计每个组别能源效率 EEI^g ,以及方程估计系数值和因变量的估计值,所有的估计值均用于第二步;(2)再次使用随机前沿估计得到共同边界下的技术差异(TGD)和共同边界下的能源效率值。

三、数据以及实证分析结果

(一)数据说明

本文数据是基于中国30个省份1998–2012年的面板数据,总计450个观察值。本文涉及四个变量,分别是:地区生产总值GDP,资本存量 K ,能源投入 E ,单位从业人员 L 。各变量的说明如下:

(1)产出GDP:GDP是各个省份每年的地区生产总值(以1997年的不变价格折算成实际GDP)。

(2)劳动力 L :采用各个省份年末单位从业人员作为指标。

(3)资本存量 K :现有研究资本存量的计算基本上都是按照Goldsmith(1951)创造的永续盘存法 $k_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta_{i,t})k_{i,t-1}$ 。本文各个省份资本存量的计算主要借鉴王兵等(2010),其中资本存量的计算均以1997年作为基年。

(4)能源 E :将各个省份所消耗的各种能源种类(煤炭、石油、天然气等)按照标准煤折算因子统一算成万吨标准煤。

本文所有数据均来自《中国统计年鉴》和中国各省份的统计年鉴,缺失数据来自各省份政府公报。由于数据的不可得性,香港、澳门、台湾和西藏地区不包括在内,数据的描述性统计如表1。在本文中,将我国30个省份按照地理位置的不同分成东部、中部、西部三个小组。东部包含14个省份(安徽、北京、福建、广东、海南、河北、黑龙江、吉林、江苏、辽宁、山东、上海、天津、浙江),中部包含6个省份(河南、湖南、湖北、江西、内蒙古、山西),西部有10个省份(甘肃、广西、贵州、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、云南、重庆)。从表1可以发现不同小组样本观测值有明显差异,其中东部资本存量均值为24950.02亿元,明显高于中部的17604.58亿元和西部的10434.1亿元,东部的能源投入均值为10990.22万吨标准煤,高于中部的10236.11万吨标准煤,也高于西部的4863.056万吨标准煤。

表1 描述性统计

分组	统计值	资本存量 (亿元)	劳动 (万人)	GDP (亿元)	能源 (万吨标准煤)
东部	最大值	110065	5965.95	42860.33	40630.76
	最小值	1660.979	320.8	445.4463	384.4803
	平均值	24950.02	2414.661	9491.448	10990.22
	标准差	21307.81	1597.333	8122.95	8135.264
中部	最大值	79651.27	6288	19583.08	28576.52
	最小值	2746.018	1005.208	1276.742	2290.304
	平均值	17604.58	2814.855	5951.183	10236.11
	标准差	14461.12	1559.74	3904.13	5992.757
西部	最大值	47297.44	5018.3	16412.18	12765
	最小值	953.5426	230.4	223.8835	518.8538
	平均值	10434.1	1843.54	3001.418	4863.056
	标准差	8934.049	1261.511	2718.27	2918.758
全国	最大值	110065	6288	42860.33	40630.76
	最小值	953.5426	230.4	223.8835	384.4803
	平均值	18642.29	2304.326	6620.052	8797.01
	标准差	17905.59	1525.404	6671.366	6970.459

(二)实证结果

首先,为了验证共同边界分析法的合理性,需要进行极大似然检验。原假设 H_0 :所有小组使用相同技术。如果原假设能够被显著拒绝就证明采用共同边界前沿法是合理的,否则不可以进行分组回归分析。其中,极大似然检验需要计算统计量 $L = -2\{\ln(L_1) - \ln(L_2)\}$ 的值,在本文中, $\ln(L_1) = -204$ ^①是不考虑组别异质性即混合回归的极大似然值, $\ln(L_2) = 19.375$ ^②是东、中、西三个小组极大似然值的加总,经过计算,统计量 L 为 446.75。在自由度为 20^③的情况下显著拒绝原假设,所以不同分组的技术条件是显著不同的,即证明东、中、西部生产技术具有异质性。其中不同小组的系数估计值呈现在表 2 中。

①具体的数值显示在表 2 的最后一行。

②根据表 2 最下面一行极大似然值计算而来。

③自由度的计算:混合回归系数与各组别回归系数个数的差值。

表2 不同边界的参数估计值

变量名	东部	中部	西部	混合	共同边界
$\ln l$	7.582*** (-2.71)	10.85*** (-1.213)	4.326 (-3.298)	-0.995 (-0.628)	0.577 (-0.2160)
$\ln k$	18.58*** (-6.758)	-11.52*** (-3.921)	12.39** (-5.177)	4.986*** (-1.026)	5.568*** (-0.00021)
$\ln y$	-23.00*** (-7.608)	12.12** (-5.144)	-15.29** (-6.666)	-5.883*** (-0.877)	-8.545 (-0.113)
$\ln l / \ln l$	-0.485** (-0.221)	0.715 (-0.598)	-0.315 (-0.291)	0.133** (-0.0562)	0.0966*** (-0.00001)
$\ln l / \ln k$	-3.024** (-1.265)	8.053*** (-3.027)	-1.608* (-0.915)	-0.608*** (-0.141)	-1.206 (-0.341)
$\ln l / \ln y$	3.306** (-1.483)	-11.49*** (-4.439)	1.928* (-1.165)	0.554*** (-0.164)	1.183 (-0.452)
$\ln k / \ln k$	-2.051 (-1.454)	8.985** (-4.239)	-2.059v (-0.877)	-1.449*** (-0.0764)	-0.940*** (-0.00005)
$\ln k / \ln y$	5.058 (-3.465)	-26.10** (-12)	4.703** (-2.24)	3.172 (-0.342)	2.598 (-1.17)
$\ln y / \ln y$	-2.968 (-2.107)	19.07** (-8.591)	-2.711* (-1.425)	-1.705*** (-0.0761)	-1.553*** (-0.0004)
<i>Constant</i>	-23.68** (-10.041)	-46.66 (-6.573)	-17.55* (-9.178)	0.468 (-2.494)	-9.308*** (-1.765)
观察值	210	90	150	450	450
观测个体	14	6	10	14	30
极大似然值	-103.94	42.225	81.09	-204	-140.8

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为参数估计值的标准误差。

从表2中可以发现,绝大多数的系数估计值至少在10%的显著性水平上显著。表2中第四列混合回归所呈现的系数估计值为不考虑省份之间生产技术异质性,即假定所有省份具有相同生产技术的一次回归。

利用公式(14)与公式(15)估计的不同省份在各自小组边界下的能源效率历年平均值如表3所示。观察可以发现东部的省份能源效率值绝大多数是较高的,比如北京、广东的平均能源效率值分别达到0.97、0.96,即意味着在现有技术水平下,在其他投入以及产出不变的情况下,北京的能源投入可以减少3%,广东省可以减少4%。此外,中西部的能源效率值相比于东部省份较低,但是中西部两者之间的效率值差距并不是很明显,数值上中部大部分省份能源效率值小于东部省份,均值为0.72,此外西部省份能源效率最小,均值基本在0.6左右。综上可以说明,即使在现有生产技术条件水平下,中部与西部能源效率仍然存在很大

的改进空间。

表3 全要素能源效率值

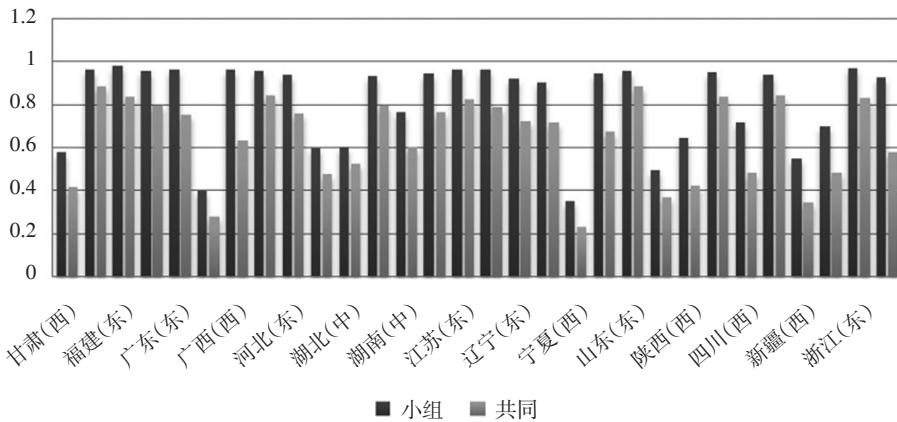
省份	小组边界	共同边界	分组	省份	小组边界	共同边界	分组
安徽	0.957339	0.795412	东部	山西	0.497493	0.368649	中部
北京	0.965947	0.887664	东部	内蒙古	0.906195	0.717777	中部
福建	0.983208	0.838189	东部	河南	0.599409	0.479615	中部
广东	0.964688	0.753506	东部	湖北	0.602792	0.525915	中部
海南	0.959934	0.844893	东部	湖南	0.765465	0.603722	中部
河北	0.938757	0.757315	东部	甘肃	0.581826	0.417864	西部
黑龙江	0.933034	0.797793	东部	广西	0.962538	0.635368	西部
吉林	0.944519	0.763985	东部	贵州	0.399373	0.277109	西部
上海	0.951804	0.839478	东部	宁夏	0.352458	0.232216	西部
辽宁	0.921102	0.725452	东部	青海	0.944698	0.673433	西部
山东	0.958979	0.884975	东部	陕西	0.647205	0.425481	西部
天津	0.938698	0.843483	东部	四川	0.718333	0.483038	西部
浙江	0.971455	0.829345	东部	新疆	0.54776	0.345514	西部
江苏	0.964898	0.827562	东部	云南	0.702414	0.48347	西部
江西	0.966358	0.792284	中部	重庆	0.929472	0.581108	西部

利用公式(23)计算的共同边界下各个参数的系数估计值如表2最后一列所示,可以发现大部分系数值至少在10%的水平下显著。利用公式(20)计算的共同边界下的各个省份能源效率的估计值如表3所示,东、中、西部总体在不同边界下的能源效率估计值呈现在表4中。从表3可以得知共同边界下所有省份的能源效率估计值都有不同程度的下降。北京从小组的0.97下降到共同边界下的0.89,广东省下降到0.8;东部整体从0.95下降到0.81,同时中、西部也各有不同的下降幅度,中部整体从0.72降到0.58,西部整体从0.68下降到0.46,但是东部依旧是最高的。从表4可以看出,中部与西部的能源效率值相差仅仅0.04,但是由于中部省份的 $1/TGD$ 值为0.8大于西部的0.6,从而在共同边界下中部的能源效率值就比西部高0.12;由于参照边界的改变,发现中西部能源效率值从小组边界到共同边界,估计值的差距主要源于技术差异 TGD 。表4最后一列的混合回归估计值显示,东、中、西三个小组均比其他边界下的估计值小,其中东部为0.43,中西部分别为0.43和0.35。基于此,由于技术差距的存在,以往不考虑技术异质性的估计结果是有偏的。图2显示的是不同边界下各省份能源效率的变化图,在柱状图下更能清晰地认识不同省份能源效率的变动。其中东部省份能源效率在不同边界下变化如上所述不是很大,而西部省份从小组边界到共同边界后下降趋势明显。比如广西,从小组下的0.9下降到共同边界下的0.6左右,下降幅度高达30%;四川在小组边界下能源效率值为0.72,但在共同边界前沿下能源效率值降到0.48。上述结论表明,即使各个省份在自身小组边界估计下能源效率值很高可以居于小组生产前沿上,但是相比于全国这个共同边

界而言,能源效率值并不理想。

表 4 总体能源效率估计值

组别	小组边界	共同边界	混合边界
东部	0.95388	0.813504	0.434699
中部	0.72295	0.581327	0.429747
西部	0.67861	0.45546	0.346862



注:由于图表空间限制,30个省份不能完全展现。

图2 不同边界下的能源效率

按照 Lin 和 Du(2013)的估计方法,本文进行了非随机性的共同边界估计,并得到了全国 30 个省份的全要素能源效率估计值,进而与本文的两步共同边界随机前沿估计值进行了对比,详细结果如表 5。从 30 个省份的能源效率估计值可以看出,两个不同的估计方法得到的共同边界下能源效率值存在差异。其中北京按照本文方法得到的估计值为 0.9197,按照 Lin 和 Du(2013)的估计值为 0.8632,此外广东省分别为 0.7878 和 1。两种不同的估计方法下,绝大多数省份能源效率估计值在排名上发生了很大变化,其中广东省在两步共同边界随机前沿估计下排名 19,处于中下地位,然而在线性规划估计下能源效率值为 1,居于首位。此外,上海的排名也发生了同样的变动趋势,而黑龙江在两步随机前沿估计下能源效率估计值为 0.862 居于第 7,在线性规划估计法下能源效率估计值下降到 0.57,排名也下降到 20。总体来看,考虑随机性共同边界的全要素能源效率估计值高于以前的共同边界估计值,其中全国平均值在随机共同边界前沿下为 0.7848,而线性规划估计值为 0.68。两步随机共同边界前沿分析相比线性规划而言,明显的优势就是在共同边界的估计过程中能将随机扰动因素与能源非效率区分,而不是一味地将所有非效率均归于能源的非效率,从而前者能效值较高。

为了验证两种不同估计方法之间是否存在差异,本文进行了 T 检验,其中原假设 H_0 : 两种估计方法的估计值不存在显著差异。检验结果如表 5 最后一行所示,其中检验统计的 P 值为 $0.0067 < 0.01$,显著拒绝原假设,证明两种估计方法得到的能源效率估计值是存在显著差异

的。这说明本文在估计中考虑生产过程的外部随机扰动项,而不是把所有的随机波动造成的能源非效率都归结于技术非效率,是符合实际的。

表5 不同估计方法的能源效率

省份	随机前沿	排名	线性规划	排名
安徽	0.8370	11	0.4435	26
北京	0.9197	2	0.8632	6
福建	0.8546	10	0.6310	17
甘肃	0.7182	21	0.5466	21
广东	0.7878	19	1.0000	1
广西	0.6601	26	0.7147	9
贵州	0.6939	23	0.5315	22
海南	0.8840	5	0.8100	7
河北	0.8164	14	0.5171	23
河南	0.8001	15	0.8689	5
黑龙江	0.8620	7	0.5700	20
湖北	0.8725	6	0.8783	4
湖南	0.7887	18	0.8987	3
吉林	0.8180	13	0.5762	19
江苏	0.8621	8	0.7791	8
江西	0.8199	12	0.6988	11
辽宁	0.7997	16	0.6801	12
内蒙古	0.7921	17	0.2956	28
宁夏	0.6588	27	0.4544	24
青海	0.7129	22	0.4506	25
山东	0.9250	1	0.6585	16
山西	0.7410	20	0.4390	27
陕西	0.6574	28	0.6747	13
上海	0.8854	4	1.0000	1
四川	0.6724	25	0.9768	2
天津	0.9039	3	0.8100	7
新疆	0.6308	29	0.6039	18
云南	0.6883	24	0.7029	10
浙江	0.8569	9	0.6679	14
重庆	0.6252	30	0.6595	15
东部	0.8580		0.7148	
中部	0.8024		0.6799	
西部	0.6718		0.6316	
平均值	0.7848		0.6800	
T检验	P值		0.0067	

四、结论和政策建议

本文采用随机性共同边界前沿方法,利用中国30个省份1998–2012年的投入产出数据,分别测算各个省份在不同边界下的能源效率。首先采用极大似然检验证明东、中、西三个小组存在显著的技术差异。然后借鉴Shepherd能源投入导向距离函数的特殊优势表示出全要素能源效率的指标,以及不同小组和共同边界能源效率指标。最后在将不同省份技术异质性纳入分析后,采用共同边界前沿分析法测算出不同组别之间的技术差距和共同边界下的能源效率值。

实证结果显示,一方面,无论是在不同组别边界还是在共同边界下,东部省份的能源效率都是最高的。另一方面,组别与共同边界之间的技术差距 TGD 会随着不同省份不同小组展现出不同的波动趋势,在共同边界分析框架下,技术差距值 TGD 在全要素能源效率的比较中占据着重要的位置。没有考虑技术差异的混合回归得到的能源效率值,相比于考虑技术异质性的共同边界估计得到的能源效率值是有明显差异的,说明本文采用共同边界估计法的合适性。此外,与以往的混合式共同边界估计方法进行对比之下发现,两种估计方法带来了省份能源效率值排名上的显著差异,但是由于本文的共同边界随机前沿估计考虑到了随机波动的影响,更符合实际生产过程。

技术差距的存在对能源效率的影响至关重要,未来政府可能需要采取一些措施缩小东、中、西部之间的技术差异。此外,不同的估计方法带来了相异结果,所以在实证分析过程中需要选择恰当的方法进行研究。

由于本文只分析了不同省份能源效率值大小,并没有分析是什么影响了东、中、西部能源效率的差异,未来的研究中可以进一步分析能源效率影响因素以及环境政策的实施效果,尽可能更加实际地分析现实问题,为我国能源建设提出更宝贵的建议。

参考文献:

- [1] 李兰冰. 中国全要素能源效率评价与解构——基于“管理—环境”双重视角[J]. 中国工业经济, 2012, (06): 57–69.
- [2] 史丹. 中国能源效率的地区差异与节能潜力分析[J]. 中国工业经济, 2006, (10): 49–58.
- [3] 史丹, 吴利学, 傅晓霞, 吴滨. 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, (02): 35–43.
- [4] 孙广生, 黄祎, 田海峰, 王凤萍. 全要素生产率、投入替代与地区间的能源效率[J]. 经济研究, 2012, (09): 99–112.
- [5] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010, (05): 95–109.
- [6] 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, (04): 31–43.
- [7] 王群伟, 周德群, 沈璇. 我国全要素能源效率的测度与分析[J]. 管理评论, 2010, (03): 37–43.

- [8] 王雄, 岳意定, 刘贯春. 基于SFA模型的科技环境对中部地区能源效率的影响研究[J]. 经济地理, 2013, (05): 37-42.
- [9] 魏一鸣, 廖华. 能源效率的七类测度指标及其测度方法[J]. 中国软科学, 2010, (01): 128-137.
- [10] 吴滨, 李为人. 中国能源强度变化因素争论与剖析[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2007, (02): 121-128.
- [11] Blomberg, J., E. Henriksson., and R. Lundmark. Energy Efficiency and Policy in Swedish Pulp and Paper Mills: A Data Envelopment Analysis Approach[J]. Energy Policy, 2012, 42: 569-579.
- [12] Cui, Q. and Y. Li. The Evaluation of Transportation Energy Efficiency: An Application of Three-stage Virtual Frontier DEA[J]. Transportation Research Part D—transport and Environment, 2014, 29: 1-11.
- [13] Cui, Q. and Y. Li. Evaluating Energy Efficiency for Airlines: An Application of VFB-DEA[J]. Journal of Air Transport Management, 2015, (02): 34-41.
- [14] Filippini, M. and L. C. Hunt. Energy Demand and Energy Efficiency in the OECD Countries: A Stochastic Demand Frontier Approach[J]. Energy Journal, 2011, 32(2): 59-80.
- [15] Goldsmith, R. W. A Perpetual Inventory of National Wealth, Studies in Income and Wealth[R]. NBER, 1951.
- [16] He, F., Q. Z. Zhang, J. Lei, W. H. Fu., and X. N. Xu. Energy Efficiency and Productivity Change of China's Iron and Steel Industry: Accounting for Undesirable Outputs[J]. Energy Policy, 2013, 54: 204-213.
- [17] Helfand, G., M. Mewilliams, K. Bolon, L. Reichle, M. Sha, A. Smith., and R. Beach. Searching for Hidden Costs: A Technology-based Approach to the Energy Efficiency Gap in Light-duty Vehicles[J]. Energy Policy, 2016, 98: 590-606.
- [18] Hu, J. L. and S. Wang. Total-factor Energy Efficiency of Regions in China[J]. Energy Policy, 2006, 34(17): 3206-3217.
- [19] Kong, L. B., A. Hasanbeigi., and L. Price. Assessment of Emerging Energy-efficiency Technologies for the Pulp and Paper Industry: A Technical Review[J]. Journal of Cleaner Production, 2016, 122: 5-28.
- [20] Lee, M. and N. Zhang. Technical Efficiency, Shadow Price of Carbon Dioxide Emissions, and Substitutability for Energy in the Chinese Manufacturing Industries[J]. Energy Economics, 2012, 34(5): 1492-1497.
- [21] Lee, K., Y. Park., and D. Lee. Effect of the ICT Ecosystem Structure on the Sustainable Growth of ICT Firms: A Metafrontier Analysis on China, South Korea, the United States, and Japan[J]. Sustainability, 2016, 8(5): 1-9.
- [22] Li, K. and M. L. Song. Green Development Performance in China: A Metafrontier Non-radial Approach[J]. Sustainability, 2016, 8(3): 219.
- [23] Lin, B. Q. and K. R. Du. Technology Gap and China's Regional Energy Efficiency: A Parametric Metafrontier Approach[J]. Energy Economics, 2013, 40: 529-536.
- [24] Lin, B. Q. and H. X. Liu. A Study on the Energy Rebound Effect of China's Residential Building Energy Efficiency[J]. Energy and Buildings, 2015, 86(10): 608-618.
- [25] Molinosse, M. and R. Salagarrido. Cross-national Comparison of Efficiency for Water Utilities: A Metafrontier Approach[J]. Clean Technologies and Environmental Policy, 2016, 18(5): 1611-1619.
- [26] Oh, S. C. and A. J. Hildreth. Estimating the Technical Improvement of Energy Efficiency in the Automotive Industry—Stochastic and Deterministic Frontier Benchmarking Approaches[J]. Energy, 2014, 7(9): 6196-6222.
- [27] Park, J. Y. Is There a Price Premium for Energy Efficiency Labels? Evidence from the Introduction of a Label in Korea[J]. Energy Economics, 2017, 62: 240-247.
- [28] Patterson, M. G. What is Energy Efficiency: Concepts, Indicators and Methodological Issues[J]. Energy Policy, 1996, 24(5): 377-390.
- [29] Peng, L. H., X. L. Zeng, Y. J. Wang., and G. B. Hong. Analysis of Energy Efficiency and Carbon Dioxide

Reduction in the Chinese Pulp and Paper Industry[J]. *Energy Policy*, 2015, 80: 65–75.

[30] Reinhard, S., C. A. Knox Lovell, and G. Thijssen. Environmental Efficiency with Multiple Environmentally Detrimental Variables: Estimated with SFA and DEA[J]. *European Journal of Operational Research*, 2000, 121(2): 287–303.

[31] Verschelde, M., M. Dumont, G. Rayp., and B. Merlevede. Semiparametric Stochastic Metafrontier Efficiency of European Manufacturing Firms[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2016, 45(1): 53–69.

[32] Zhao, X. L., R. Yang, and Q. Ma. China's Total Factor Energy Efficiency of Provincial Industrial Sectors[J]. *Energy*, 2014, 65: 52–61.

[33] Zhou, P., B. W. Ang, and D. Q. Zhou. Measuring Economy Wide Energy Efficiency Performance: A Parametric Frontier Approach[J]. *Applied Energy*, 2012, 90(1): 196–200.

Re-estimation of Provincial Energy Efficiency in China: Based on the Stochastic Metafrontier

Zhou Mengling and Zhang Ning

(College of Economics, Jinan University)

Abstract: In order to make up for the deficiency of the original metafrontier, this paper concerns the technology heterogeneity and estimate the total factor energy efficiency of 30 provinces in China by performing the two step stochastic metafrontier. The results confirm that the eastern group is the highest no matter in the group frontier or metafrontier, followed by the central region, while the western part is the lowest energy efficiency. Compared with the previous metafrontier estimates, the rank of energy efficiency have significant change. While the stochastic metafrontier of this research, which takes into account the effects of technology heterogeneity and random variables, is more in line with the actual production process and more suitable to estimate energy efficiency. Besides, technology heterogeneity between east, central and west affects energy efficiency. So in the future the government will need to develop measures to narrow the gap between regions and improve overall energy efficiency.

Keywords: Provincial Level; Energy Efficiency; Metafrontier; Stochastic Frontier Analysis

JEL Classification: Q43

(责任编辑:朱静静)