# 中国区域能源效率趋同性研究：基于空间经济学视角

徐盈之，管建伟

（东南大学 经济管理学院，江苏 南京 210096）

**摘　要**：文章首先采用基于投入导向的规模报酬不变的超效率 DEA 模型测算了 1991—2008 年中国各地区的能源效率，然后进行了地区能源效率的空间相关性分析，并基于空间计量分析方法对能源效率的趋同性进行了实证检验，同时还探寻了造成能源效率地区差异的影响因素。结果表明，我国区域能源效率之间的正相关性逐渐增强，能源效率分布呈空间集聚趋势；在样本期内，我国能源效率存在绝对 β 趋同特征，且条件 β 趋同迹象也很明显，产业结构、工业化水平、政府行为和 FDI 等因素是造成能源效率地区差异的重要原因。

**关键词**：能源效率；区域差异；趋同；空间自相关

**中图分类号**：F061.5；F222　　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2011)01-0112-12

## 一、引　言

我国经济增长过程中对能源的大量消耗引致了一系列的严峻问题：首先，能源对经济发展的约束日益凸显，逐渐成为我国未来经济增长的瓶颈。随着工业化进程的加快，我国产业结构趋向重工业化，耗能产品增速加快，同时能源开采和使用的技术较为落后，导致能源利用效率与发达国家存在较大差距，能源供求矛盾激化。其次，以煤为主的能源消费结构带来了严重的环境污染。在保证经济增长的前提下，如何提高能源效率，减少环境污染已成为我国经济发展面临的最迫切问题之一，节能减排被提升到前所未有的战略高度。

我国幅员辽阔，各地区经济发展不平衡，能源效率也呈现出较大的区域差异，这势必会影响我国总体能源效率的提高，不利于资源的有效配置。虽然短期内我国能源效率难以赶上发达国家，但地区间的差异却可以通过技术推广、

**收稿日期**：2010-09-20

**基金项目**：国家社会科学基金重点项目(07AJL008)；国家重大科技专项子课题(2009ZX07101-009-01-03)；教育部人文社会科学研究一般项目(10YJA790212)；江苏省高校哲学社会科学研究重大项目(2010EDZXM0029)

**作者简介**：徐盈之(1970—)，女，浙江杭州人，东南大学经济管理学院教授，硕士生导师；
管建伟(1986—)，女，江苏盐城人，东南大学经济管理学院硕士生。

产业结构调整等方式缩小。因此,如何缩小地区能源效率差异应成为研究的重点。

国内外许多学者基于全要素能源效率框架,对地区或行业的能源效率进行了估算。但是对产出而言,多数研究仅考虑了期望产出,如 Kankana(2008)、唐玲和杨正林(2009)等,而忽视了对非期望产出——环境污染的考察。在能源效率的区域差异、影响因素和趋同性研究方面,许多学者也进行了有益的探索。如 Anil 等(2006)以 12 个东欧转型国家和 15 个欧盟国家为例,运用滞后调整的计量模型实证检验发现,转型国家的能源强度明显收敛于欧盟国家。吴利学(2009)采用滤波方法将我国能源效率变动分解为趋势和波动两个部分,并在动态随机一般均衡框架下,通过数值方法分析了全要素生产率、能源价格、政府消费和政府购买等冲击对能源效率波动的作用差异。李国璋和霍宗杰(2010)基于 DEA 模型测算了 1995—2006 年我国各省份的全要素能源效率,并运用传统的收敛模型进行了实证检验,但没有深入研究影响地区能源效率趋同的因素。邹艳芬和陆宇海(2005)的研究虽较早地涉及了空间效应,发现能源效率与地区经济发展之间存在明显的空间依赖性,但没有展开进一步探讨。沈能(2010)运用空间计量分析方法,从地理空间溢出的角度研究了影响区域能源效率的主要因素,但没有考察地区能源效率的趋同性。

综上所述,现有研究有的只注重全要素能源效率的测算,有的仅使用单要素能源效率来检验我国区域能源效率的收敛性特征,而没有将非期望产出——环境污染考虑在内。同时,在全要素生产率框架下研究能源效率趋同性的文献很少,并且大部分忽略了地区间的交互效应,也没有对空间效应条件下的趋同原因进行计量分析,难以科学地解释我国能源效率的空间演变机制。为此,本文将空间相关性引入传统的趋同检验模型,考察我国地区能源效率的趋同性并探求造成区域能源效率差异的原因。

本文的结构安排是:第一部分为文献综述;第二部分测算了考虑非期望产出的各地区能源效率;第三部分在空间经济学视角下,检验区域能源效率趋同的存在性,并对趋同原因进行计量分析;第四部分是主要结论和启示。

## 二、我国区域能源效率的测度

这里,我们将运用基于投入导向的规模报酬不变的超效率 DEA 模型测算我国各地区能源效率。传统 DEA 模型在评价决策单元效率时,可能出现多个单元同时处于前沿面而相对有效的情况,进而无法对这些相对有效单元做进一步的比较分析。而超效率 DEA 模型能弥补这一缺陷:对相对无效的决策单元,其效率值与基本模型结果一致;对相对有效的决策单元,其效率值大于 1。

(一)变量确定与数据说明

基于数据的可得性和实证研究的需要,本文以1991—2008年我国28个省份为能源效率的决策单元。其中,由于重庆作为直辖市时间较短,将其并入四川省计算。海南和西藏数据缺失太多,所以未纳入研究范围。所使用的投入产出原始数据来源于历年的《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》、中经网统计数据库以及中国资讯行高校财经数据库。各变量的选取及数据处理如下:

(1)能源投入,以各省份每年的能源消费总量来表示,单位为万吨标准煤。

(2)劳动力投入,以各省份各年的从业人员总数来表示,单位为万人。

(3)资本投入,一般采用永续盘存法进行估算,计算方法为:

$$K_{it}=K_{it-1}(1-\delta_{it})+I_{it} \tag{1}$$

其中:$K_{it}$表示地区i第t年的资本存量,$\delta_{it}$表示固定资产折旧率,$I_{it}$表示按不变价格计算的当年投资。张军等(2007)在估算我国资本存量方面做出了重要贡献,本文直接采用其估算的各省份1991—2005年的资本存量数据,并向后推算得到2006—2008年的资本存量数据。

(4)期望产出,以各地区的GDP表示。由于资本存量数据是以1952年不变价格折算的,为保证各变量统计口径的一致性,对各地区GDP数据也以1952年价格进行平减处理。

(5)非期望产出。本文以各省工业废水排放量、工业烟尘排放量、工业粉尘排放量、工业废气排放总量、工业二氧化硫排放量和工业固体废物产生量等6个指标作为环境污染的原始指标,采用改进的熵值法将这6个指标合成为一个非期望产出指数。考虑到任何期望产出都是在一定的环境承载力条件下生产出来,本文将非期望产出作为可自由处置的投入变量来处理。

(二)结果分析

限于篇幅,表1列出了部分年份的能源效率值。本文的测算结果与师博等(2008)、袁晓玲等(2009)的结果相比要低很多。究其原因,首先是样本的时间跨度不同,其次是对资本变量的估算和劳动投入变量的表征存在差异,同时本文将非期望产出环境污染作为投入变量代入模型中求解,使测算值要低一些。

总体来看,我国区域能源效率的变动主要表现为:

第一,样本期内我国能源效率普遍偏低,仅有辽宁和上海两个地区处于前沿面上。我国的经济发展仍以高投入、低产出和高污染排放的粗放型增长方式为主,亟须向集约型增长方式转变。同时,各地区能源效率总体上呈现出缓慢上升的趋势,除云南和广西外,其他地区的能源效率均有了不同幅度的提升。全国平均能源效率由1991年的0.2880上升为2008年的0.3829,存在着较大的改善空间,节能潜力巨大。

表 1　我国各地区部分年份的能源效率值

| 年份 | 1991 | 1994 | 1997 | 2000 | 2003 | 2006 | 2008 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 北京 | 0.2077 | 0.2334 | 0.2426 | 0.2868 | 0.3295 | 0.3889 | 0.4337 |
| 天津 | 0.0452 | 0.0514 | 0.0614 | 0.0679 | 0.0795 | 0.0855 | 0.0984 |
| 河北 | 0.3174 | 0.3714 | 0.3758 | 0.3508 | 0.3623 | 0.3790 | 0.3978 |
| 辽宁 | 0.5181 | 0.5908 | 0.6744 | 0.8077 | 1.0146 | 0.9823 | 1.0200 |
| 上海 | 0.4648 | 0.5565 | 0.5539 | 0.6556 | 0.7563 | 0.8687 | 1.0569 |
| 江苏 | 0.2990 | 0.3559 | 0.4020 | 0.4337 | 0.4693 | 0.4877 | 0.5637 |
| 浙江 | 0.4146 | 0.4460 | 0.4110 | 0.3988 | 0.4024 | 0.4288 | 0.4699 |
| 福建 | 0.4168 | 0.5744 | 0.7792 | 0.5910 | 0.5860 | 0.5746 | 0.5384 |
| 山东 | 0.2820 | 0.3287 | 0.3582 | 0.3617 | 0.3784 | 0.4216 | 0.4774 |
| 广东 | 0.3187 | 0.3487 | 0.3490 | 0.3534 | 0.3888 | 0.4248 | 0.4661 |
| 东部 | 0.3285 | 0.3857 | 0.4208 | 0.4307 | 0.4767 | 0.5042 | 0.5522 |
| 山西 | 0.1887 | 0.2032 | 0.2118 | 0.1916 | 0.1959 | 0.1954 | 0.2008 |
| 内蒙古 | 0.2434 | 0.2454 | 0.2563 | 0.2722 | 0.2614 | 0.2431 | 0.2614 |
| 吉林 | 0.2432 | 0.2873 | 0.3296 | 0.3561 | 0.3511 | 0.3295 | 0.3250 |
| 黑龙江 | 0.2194 | 0.2510 | 0.2854 | 0.3034 | 0.3318 | 0.3519 | 0.3611 |
| 安徽 | 0.2095 | 0.2954 | 0.3438 | 0.3702 | 0.4066 | 0.4179 | 0.3871 |
| 江西 | 0.2708 | 0.3302 | 0.3890 | 0.3665 | 0.3407 | 0.3212 | 0.3229 |
| 河南 | 0.2141 | 0.2474 | 0.2656 | 0.2554 | 0.2589 | 0.2616 | 0.2709 |
| 湖北 | 0.3239 | 0.3892 | 0.4288 | 0.4439 | 0.3933 | 0.3734 | 0.3931 |
| 湖南 | 0.2373 | 0.2782 | 0.3345 | 0.3458 | 0.3265 | 0.3193 | 0.3289 |
| 中部 | 0.2389 | 0.2808 | 0.3161 | 0.3228 | 0.3185 | 0.3126 | 0.3168 |
| 广西 | 0.3327 | 0.3708 | 0.3575 | 0.3324 | 0.3250 | 0.3040 | 0.2962 |
| 四川 | 0.0949 | 0.1131 | 0.2211 | 0.2148 | 0.2159 | 0.2274 | 0.2502 |
| 贵州 | 0.1475 | 0.1643 | 0.1672 | 0.1725 | 0.1703 | 0.1745 | 0.1751 |
| 云南 | 1.0119 | 0.9146 | 0.8504 | 0.4603 | 0.4685 | 0.4520 | 0.4643 |
| 陕西 | 0.2017 | 0.2311 | 0.2542 | 0.2798 | 0.2751 | 0.2713 | 0.2815 |
| 甘肃 | 0.1993 | 0.2210 | 0.2386 | 0.2349 | 0.2361 | 0.2337 | 0.2382 |
| 青海 | 0.1793 | 0.1882 | 0.1985 | 0.1808 | 0.1696 | 0.1585 | 0.1632 |
| 宁夏 | 0.2440 | 0.2766 | 0.3329 | 0.3221 | 0.2936 | 0.2717 | 0.2685 |
| 新疆 | 0.2167 | 0.2011 | 0.1977 | 0.2033 | 0.2043 | 0.2022 | 0.2104 |
| 西部 | 0.2920 | 0.2979 | 0.3131 | 0.2668 | 0.2620 | 0.2550 | 0.2608 |

资料来源:根据相应年份的《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》、中经网统计数据库以及中国资讯行高校财经数据库数据整理计算而成。

第二,为了更清楚地辨别能源效率的区域分布特征,本文将 28 个地区划分为东、中、西部三大区域,经计算发现各地区的能源效率存在较大差异,东部的能源效率最高,平均为 0.5522;中部次之,平均为 0.3168;西部最低,平均为 0.2608。能源效率的这种空间分布特征与区域经济实力的梯度分布大致相同,这与王群伟和周德群(2008)的结论相似。若能在保持东部地区能源效率稳定增长的基础上,提高中西部地区的能源效率,缩小区域差异,那么我国整体能源效率势必会得到较大程度的改善。

## 三、我国地区能源效率的空间趋同性检验

上述结果表明,我国能源效率的发展态势显示出明显的区域差异特征。

但如果要动态、全面地反映我国区域能源效率的演进轨迹和变动特征,还需要做进一步的深入研究。为此,我们将在空间经济学视角下,首先考察地区能源效率变动在空间上是否存在相关性,然后引入趋同理论,从绝对趋同和条件趋同两方面研究我国地区能源效率差异的内在机制。

(一)各地区能源效率的空间相关性分析

能源效率空间相关性分析旨在考察省际能源效率变化在空间上是否存在相关性。本文采用全局 Moran's I 指数来描述我国能源效率的整体分布状况,以检验能源效率在空间上是否存在集聚特征。全局 Moran's I 的公式为:

$$\text{Moran's I}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(Y_i-\overline{Y})(Y_j-\overline{Y})}{S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}} \tag{2}$$

其中,$S^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\overline{Y})$,$\overline{Y}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}Y_i$,$Y_i$ 和 $Y_j$ 分别表示地区 i 和 j 能源效率的观测值,$W_{ij}$ 为二进制的邻接空间权重矩阵,矩阵元素的确定采用相邻标准,具体为:

$$W_{ij}=\begin{cases}1,\text{地区 } i \text{ 和 } j \text{ 相邻}\\0,\text{其他}\end{cases} \tag{3}$$

Moran's I 的取值范围为[-1,1]。若该指数小于 0 表示存在空间负相关性,等于 0 表示不存在空间相关性,大于 0 表示存在空间正相关性;该指数值越大表示空间分布的相关性越强,空间集聚分布特征越明显。利用 Geoda095i 空间计量分析软件得到我国各年份能源效率的全局 Moran's I 值,其变动趋势如图 1 所示。

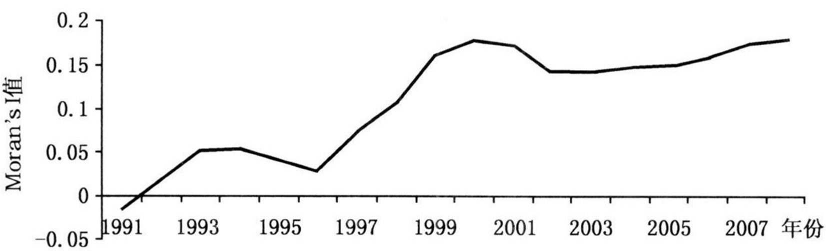


**图 1 我国地区能源效率空间相关性的 Moran's I 值**

从图 1 可以看出:除 1991 年外,其他年份的全局 Moran's I 指数值均大于 0,表明我国各地区能源效率空间分布并非相互独立,而显示出空间正相关性。能源效率较高的地区往往存在一个能效较高的"邻居"。同时,该指数呈现逐年上升的趋势,空间正相关性逐渐增强。各地区经济、技术等发展的不均衡性和地区间的空间交互效应,导致能源效率在空间上集聚,体现了能源效率空间分布的动态特性。

由于全局空间自相关性反映的是我国各地区能源效率空间分布的整体情况,这可能掩盖了地区内部的空间集群特征。为此,我们运用 Moran 散点图直观地刻画了地区能源效率与其空间滞后的关系。该散点图的横坐标为观测值 Y,纵坐标为滞后算子 WY,其四个象限恰好将一个区域与其相邻地区的局域空间自相关关系分为四种类型:第一象限(HH)表示本地的值高,相邻空间值也高;第二象限(LH)表示本地的值低,相邻空间值高;第三象限(LL)表示本地的值低,相邻空间值也低;第四象限(HL)表示本地的值高,相邻空间的值低。

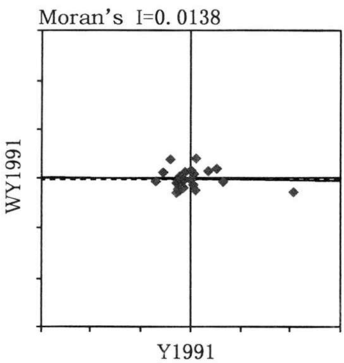


**图 2　1991 年地区能源效率的 Moran 散点图**

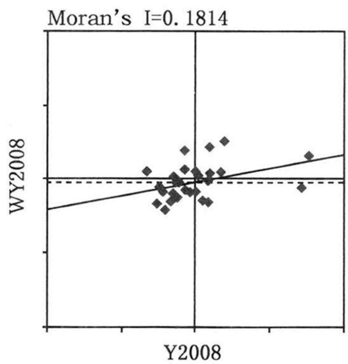


**图 3 2008 年地区能源效率的 Moran 散点图**

图 2 和图 3 分别为我国 1991 年和 2008 年地区能源效率的 Moran 散点图。对比发现,1991 年能源效率地区分布比较随机,几乎不存在空间自相关性;而 2008 年,大部分地区分布在第一和第三象限,空间正相关性比 1991 年显著增强,在地理空间上表现为 HH 型和 LL 型的空间俱乐部现象。由于我国能源效率存在空间正相关性,因此本文运用空间计量经济模型进一步分析能源效率的趋同性。

(二)各地区能源效率的绝对 β 趋同分析

绝对 β 趋同和条件 β 趋同的区分在于对经济体稳态的看法不同。绝对 β 趋同认为所有的经济体拥有共同的稳态,其假定地区间除了初始的资本水平不同外,其他方面都一致:不同地区不仅稳态的人均产出相同,技术进步速度、规章制度以及生产组织技术也都一样。而条件 β 趋同则认为由于经济特征不同,不同经济体的稳态也不相同,各经济体向自身的稳定状态收敛。

用于检验绝对 β 趋同的经典回归模型为:

$$(1/T)\ln(y_{i,t+T}/y_{i,t})=\alpha+\beta\ln(y_{i,t})+\varepsilon_{i,t},\varepsilon_{i,t}\sim N(0,\sigma^2) \tag{4}$$

其中:$y_{i,t+T}$ 和 $y_{i,t}$ 分别为地区 i 在时间 t+T 和 t 的人均产出,α 为常数项,$\beta=-(1-e^{-\theta T})/T$,θ 表示向稳态收敛的速度。若回归结果出现 β<0,则表明在时间段 T 内存在绝对 β 趋同,落后地区的经济增长速度比发达地区更快。

传统的趋同性检验模型将各区域看作是孤立、随机的单个实体,而忽视了

空间区位这一重要因素。空间计量分析方法则通过设定一个空间权重矩阵对传统回归模型进行修正。根据模型设定时对“空间”的体现方法,空间计量经济模型主要有两种:空间自回归模型(Spatial Autoregressive Model, SAM)和空间误差模型(Spatial Errors Model, SEM)。

SAM模型将观测值的空间相关性视为内生的空间滞后变量,将该变量加入经典模型后的表达式为:

$$(1/T)\ln(y_{i,i+T}/y_{i,t})=\alpha+\beta\ln(y_{i,t})+\rho W\ln(y_{i,i+T}/y_{i,t})+\varepsilon,\varepsilon\sim N(0,\sigma^2) \quad (5)$$

其中:$\rho$为空间自回归系数,以衡量各区域空间相互作用的大小。

SEM模型将空间相关性通过误差项的变化来体现,加入经典模型后的具体表达式为:

$$(1/T)\ln(y_{i,i+T}/y_{i,t})=\alpha+\beta\ln(y_{i,t})+\varepsilon_{i,t},\varepsilon_{i,t}=\lambda W+\mu,\mu\sim N(0,\sigma^2 I)] \quad (6)$$

其中:$\lambda$是反映回归残差之间空间相关性的参数,$\varepsilon$是随机误差项,$\mu$是空间不相关的随机扰动项。

这里分别采用传统趋同回归模型、SAM模型和SEM模型,对我国区域能源效率的绝对$\beta$趋同性进行检验。其中,传统趋同回归模型采用最小二乘法(OLS)进行估计,SAM模型和SEM模型采用最大似然法(ML)进行估计。表2报告了我国28个省份能源效率绝对$\beta$趋同的估计结果。

**表2　我国各省份能源效率绝对β趋同的检验结果**

| 模型 | OLS | SAM | SEM |
|---|---|---|---|
| $\rho(\lambda)$ | — | 0.2180<br>(0.9552) | 0.3865<br>(1.8154)* |
| $\alpha$ | −0.0058<br>(−0.5791) | −0.0099<br>(−0.9832) | −0.0087<br>(−0.8736) |
| y | −0.0168<br>(−2.5185)** | −0.0171<br>(−2.6991)*** | −0.0192<br>(−3.1699)*** |
| $R^2$ | 0.1961 | 0.2227 | 0.2821 |
| 收敛速度 | 1.98% | 2.02% | 2.32% |
| Moran's for Error | 1.7608* | | |
| Robust LM Lag | 3.2051* | | |
| Robust LM Error | 4.4326** | | |

注:***、** 和 * 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号中数字为t统计量检验值。下表同。

从表2可以看出,Moran's for Error统计值在10%的显著性水平下拒绝了原假设,表示传统回归误差的空间依赖性明显,我国区域能源效率在空间上并不是随机散布的,需要引入空间差异性和空间依赖性进行修正。SAM模型和SEM模型中系数$\beta$均显著为负,说明我国地区能源效率存在绝对$\beta$趋同特征,能源效率的区域差异呈现逐步缩小的趋势。SAM模型的空间滞后回归系数$\rho$为0.2180,但不显著;SEM模型的空间误差系数$\lambda$为0.3865,通过了

10%的显著性检验。这表明我国区域能源效率并没有产生明显的邻近空间溢出效应,只是开始通过邻近省域能源效率的误差冲击对本地区的能源效率产生正向影响,某省能源效率增长率的残差项对其相邻地区能源效率的增长率具有扩散效应。另外,考虑了空间效应后,收敛速度均有所提高。

通过比较 SAM 模型和 SEM 模型的对数似然函数值、AIC 和 SC 等统计值发现,用 SEM 模型估计更合适一些。某一省份能源效率的年均增长率除与该省的初始能源效率有关外,还与其相邻省份能源效率增长率的随机冲击有关,但与相邻地区能源效率增长率本身无关。

(三)各地区能源效率的条件 β 趋同分析

我国各地区能源效率发展存在绝对 β 趋同特征。那么,为什么在地区能源效率存在差异的同时,还存在趋同现象呢?是哪些因素导致了趋同现象的产生?这部分将着重探求造成能源效率地区差异的原因,并对此进行计量检验和实证分析。

由于绝对 β 趋同检验结果显示 SEM 模型比较适合研究我国能源效率的空间趋同性,这里设定条件 β 趋同检验回归模型如下:

$$(1/T)\ln(y_{i,i+T}/y_{i,t}) = \alpha + \beta \ln y_{i,t} + \beta_1 \ln STR + \beta_2 \ln IND + \beta_3 \ln GOV + \beta_4 \ln FDI + \beta_5 DUMMY + \varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} = \lambda W + \mu,\ \mu \sim N(0, \sigma^2 I) \tag{7}$$

其中:STR 代表产业结构,用各地区第三产业增加值占 GDP 的比重表示;IND 代表工业化水平,用各地区工业总产值中重工业总产值的比重来表示;GOV 代表政府行为,用财政支出占地区 GDP 的比重来表示;FDI 表示实际利用外商直接投资占地区 GDP 的比重;DUMMY 是区域虚拟变量,东部地区取 1,其他地区取 0。估计结果如表 3 所示,其中方程(1)未包含区域虚拟变量,而方程(2)则包含了此变量。所使用数据来自历年的《中国统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》以及中国资讯行高校财经数据库。

**表 3　我国各省份能源效率条件 β 趋同的估计结果**

| 模型 | SEM(1) | SEM(2) |
|---|---|---|
| λ | 0.6279<br>(3.9738)*** | −0.1598<br>(−0.5812) |
| α | −0.0377<br>(−1.2853) | 0.0090<br>(0.4356) |
| y | −0.0177<br>(−4.2733)*** | −0.0149<br>(−3.5317)*** |
| STR | 0.0005<br>(0.6985) | −0.0010<br>(−1.2597) |
| IND | −0.0008<br>(−2.9961)*** | 0.0075<br>(2.6876)*** |
| GOV | −0.0029<br>(−5.3449)** | −0.0023<br>(−3.6809)*** |

续表3 我国各省份能源效率条件β趋同的估计结果

| 模型 | SEM(1) | SEM(2) |
|---|---|---|
| FDI | 0.0328<br>(2.9961)*** | 0.0143<br>(1.0931) |
| DUMMY | — | −0.0174<br>(−2.6025)*** |
| $R^2$ | 0.7246 | 0.7081 |
| 收敛速度 | 2.11% | 1.72% |

与表2绝对β趋同结果相比,加入控制变量后,回归模型的解释能力大大提高,回归方程的拟合效果基本令人满意。在模型(1)中,控制了其他变量后,能源效率年均增长率与初始能源效率呈显著的反向变动关系,表明我国地区能源效率存在着条件β趋同,收敛速度为2.11%。作为控制变量,产业结构、工业化水平、政府行为和FDI等,都从不同的角度对区域能源效率的增长产生了影响。

第一,在其他因素不变的情况下,第三产业比重每增加1个单位,能源效率增长率将提高0.0005个单位,但这种促进作用并不显著。第三产业以低能耗、高附加值的服务业为主,能源消费强度较小,增加其在国民经济中的比重将会提高地区能源利用效率。因此,能源节约型和集约化的产业结构是今后的调整目标。各地区要结合自身特点积极发展金融、电子商务、咨询等生产性服务业和社区服务等消费性服务业,扩大服务外包业务,使服务业成为国民经济的新增长点。

第二,工业化水平变量的系数为负,表明工业化发展阻碍了地区能源效率增长率的提高。当前,我国正处于工业化加速发展的阶段,高能耗行业发展过快,消耗了大量的能源。需要严格控制冶金、有色金属、化工、建材等能源密集型企业的数量,遏制其无序扩张,并致力于提高这些企业的能源利用效率。

第三,政府行为对地区能源效率的增长产生了不利的影响。在能源经济发展的初期,政府适当的政策引导有利于提高能源效率,但是过度的干预反而降低了能源效率。能源经济的发展应遵循其固有的规律,通过"无形的手"来实现资源配置。目前我国政府对能源价格调整实行行政审批制,并通过补贴能源企业来稳定能源价格,这不利于提高能源要素的配置效率,也在一定程度上阻碍了能源技术创新。

第四,FDI是地区能源效率增长的重要影响因素,其回归系数为正,说明外资流入为能源效率的提高提供了技术支持,发挥了显著促进作用。我国各地区应积极鼓励外资流入,尤其是中西部对外开放程度不高的地区,要不断借鉴和学习国外高效节能的应用技术、新的可再生能源开发和使用技术等,并逐步消化,转变为自身的生产力,实现技术扩散,这对区域能源效率的协调发展有着重要的意义。

第五,引入区域虚拟变量后,模型的解释能力下降至0.7081,AIC和SC统计值均变大,并且区域虚拟变量回归系数的符号也不符合一般经验认识。因此可以认为,模型(1)中的空间效应和控制变量已能完全解释地区能源效率增长差异的原因。

条件β趋同的实证结果表明,我国区域能源效率之所以存在较大的差异,主要是各地区在产业结构、工业化水平、政府行为以及外资流入等方面的诸多差异造成能源效率增长的初始条件不同。为缩小并消除能源效率的地区差异,必须从这些初始条件着手,促进低能效地区向高能效地区收敛。

## 四、结论和政策分析

本文首先利用基于投入导向的规模报酬不变的超效率DEA模型,对我国28个省、直辖市、自治区1991—2008年的能源效率进行了测算,接着测算了各年份的全局Moran's I指数,并运用Moran散点图显示了1991年和2008年能源效率的空间相关性,验证了地区能源效率存在空间正相关性的事实。然后基于空间计量分析方法,对各地区能源效率趋同的空间效应进行了实证分析,探讨了趋同背后的潜在机制和影响因素。本文主要得到以下结论:1991—2008年我国地区能源效率虽然大致呈上升趋势,但总体偏低,存在较大的提升空间。我国区域能源效率在空间上是相关的,但地区间的溢出效应尚不明显。各地区能源效率差异明显,呈现由东向西梯度递减的分布特征;地区能源效率的空间正相关性逐年增强,空间集聚现象越来越明显,但这种集聚性并没有改变地区能源效率的趋同性。我国区域能源效率存在明显的绝对趋同特征,收敛速度为2.32%,SEM模型是研究我国省际能源效率空间趋同性的合适模型。此外,地区能源效率条件趋同迹象显著,各地区产业结构、工业化水平、政府行为和外资流入等初始条件的诸多差异,是造成各地区能源效率差异的主要原因。

以上结论对缩小能源效率的区域差异,促进各地区能源经济的协调发展具有重要的理论和实践意义。因此,有必要对各地区实行差异化的能源政策,为能源效率较低的地区创造并提供条件,提高其能源效率增长率,从而促进地区能源效率的趋同。本文据此提出以下几点政策建议:

第一,进一步加强区域之间的合作与交流。东部地区应有针对性地对中西部地区实施能源项目援助,宣传推广节能技术,消除各地区间要素流动和信息交流的障碍,使能源效率的地理空间溢出能够顺利实现,进而形成空间联动的能源效率区域协调发展模式。中西部地区应积极改善产业结构、外资引进和政府管理能力等初始条件。大力吸引外商直接投资,取消能源勘探和开发市场准入限制,改进能源使用技术,重视市场对资源的优化配置作用,以实现中西部地区向东部地区的赶超,从而更好地发挥东部地区的辐射作用。

第二，加快发展第三产业，提高第三产业在国民经济中的比重。各地区应应根据自身的特点，有选择或大力发展信息、物流、金融、会计、咨询、法律服务等低能耗的现代服务业，加大资金支持力度，为这些行业的发展创造良好的环境，不断提高综合实力和市场竞争力，促进产业结构向低能耗转变，进而实现经济的可持续发展。

第三，应狠抓钢铁、有色、建材、化工等高能耗工业企业的节能工作，提高高能耗企业的生产效率和组织管理水平，积极使用先进技术生产方案和节能新产品，充分挖掘节能潜力。通过提高高能耗、高污染和高排放企业在能源消费、资源综合利用等方面的市场准入标准，限制其无序扩张。大力扶持环保企业的发展，从政策上向低能耗、高附加值企业倾斜。

第四，恰当定位政府职能，避免政府对能源经济的过度干预。在建立完善有效的现代监督制度前提下，打破行业垄断，放宽市场准入，鼓励民营企业投资能源产业，并完善以经济手段为主、行政手段为辅的能源经济宏观调控体系，充分发挥市场机制配置资源的作用，通过市场的自发调节作用实现地区和产业间能源的合理分布。

第五，各地区应鼓励外资流入，重视煤的清洁利用、可再生能源的勘探开发、二氧化碳捕获与埋存等领域高效节能技术的推广和应用，不断学习和借鉴国外的先进技术和管理经验，并转化为自身的生产力，实现技术扩散。在学习国外先进经验的同时，应积极推进节能降耗技术创新激励机制的建设。

**参考文献：**

[1]唐玲，杨正林.能源效率与工业经济转型——基于中国1998－2007年行业数据的实证分析[J].数量经济技术经济研究，2009，(10)：34－48.

[2]吴利学. 中国能源效率波动：理论解释、数值模拟及政策含义[J]. 经济研究，2009，(5)：130－142.

[3]李国璋，霍宗杰.我国全要素能源效率及其收敛性[J].中国人口、资源与环境，2010，(1)：11－16.

[4]邹艳芬，陆宇海.基于空间自回归模型的中国能源利用效率区域特征分析[J].统计研究，2005，(10)：67－71.

[5]沈能.能源投入、污染排放与我国能源经济效率的区域空间分布研究[J].财贸经济，2010，(1)：107－113.

[6]袁晓玲，张宝山，杨万平.基于环境污染的中国全要素能源效率研究[J].中国工业经济，2009，(2)：76－89.

[7]师博，沈坤荣.市场分割下的中国全要素能源效率：基于超效率DEA方法的经验分析[J]. 世界经济，2008，(9)：49－59.

[8]王群伟，周德群.中国全要素能源效率变动的实证研究[J].系统工程，2008，(7)：74－80.

[9]杨继生.国内外能源相对价格与中国的能源效率[J].经济学家，2009，(4)：90－97.

[10]Kankana Mukherjee. Energy use efficiency in U.S. manufacturing: A nonparametric analysis[J]. Energy Economics, 2008,30(1):76-96.

[11]Anil Markandya, Suzette Pedroso-Galinato, Dalia Streimikiene. Energy intensity in transition economies: Is there convergence towards the EU average? [J]. Energy Economics, 2006,28(1):121-145.

[12]Zhang Jun,Guiying Wu,Jipeng Zhang. Estimating China's provincial capital stock[R]. Working Paper,Fudan University, 2007.

# On the Convergence of Regional Energy Efficiency in China: A Perspective of Spatial Economics

XU Ying-zhi,GUAN Jian-wei

(*School of Economics and Management*, *Southeast University*, *Nanjing* 210096, *China*)

**Abstract**: By using the input-oriented super-efficiency DEA model with constant returns to scale, this paper measures the regional energy efficiency in China from 1991 to 2008, and makes a spatial dependence analysis of regional energy efficiency. Then it empirically studies the convergence of regional energy efficiency and explores the influencing factors resulting in regional disparity of energy efficiency. The results indicate that the positive correlation of regional energy efficiency in China gradually strengthens and energy efficiency distribution is featured by spatial agglomeration; during the sample period, regional energy efficiency in China displays not only absolute-convergence but also significant conditional-convergence. And such factors as industrial structure, industrialization level, government actions and FDI give rise to regional disparity of energy efficiency.

**Key words**: energy efficiency; regional disparity; convergence; spatial autocorrelation

(责任编辑　许　柏)