

文章编号:1005-0523(2012)02-0108-08

我国技术进步对能源效率的空间面板分析

陈治理, 詹国华, 蔡伟

(江西财经大学统计学院, 江西 南昌 330013)

摘要:利用2005—2009年省际面板数据,在考虑空间效应的情况下,运用空间面板模型进行实证分析,发现国内R&D投入、人力资本和专利授权数对提高能源利用效率有积极影响,而外商直接投资几乎无影响;省域之间的个体差异是影响能源效率空间分布格局的主要因素。如何利用好外商直接投资、发挥东部地区溢出效应等是解决我国能源效率发展非平衡问题的关键。

关键词:技术进步;能源效率;空间面板模型

中图分类号:F129.9

文献标志码:A

改革开放30多年来,我国能源效率不断提高,但是目前我国能源的利用效率与世界上发达国家相比,仍存在较大的差距。技术进步无疑是提高能源效率的重要途径,随着我国科学技术水平的不断发展,我国能源的利用效率得到了迅速提高。尽管如此,由于我国一直以来以资源的过多消耗为代价来换取经济高速增长的主要目标,经过30多年的发展我国经济总量位于世界前列,然而我国能源的利用效率却处于国际中等水平。我国各区域的能源发展极不平衡,空间格局的不平衡性也表现在各区域的经济、技术水平等各方面。能源问题越来越受到世界各国的高度关注,我国也开始重视能源利用效率问题,并提到了国家战略的高度。

1 文献综述

技术进步与能源效率的关系逐渐被国内外专家学者所关注并取得了一定的研究成果,我国也有专家学者针对国内的能源效率及技术进步与能源效率的关系进行了深入研究。在能源效率方面,徐盈之、管建伟等从空间经济学的角度研究了我国区域能源效率的趋同性,发现我国区域能源效率之间的正相关性逐渐增强,能源效率分布呈现空间集聚趋势^[1]。史丹、吴利学、傅晓霞、吴滨等利用随机前沿生产函数的方差分解的分析方法测算了1980—2005年中国能源效率地区差异中各因素的作用大小,结果发现我国东部地区能源效率存在明显收敛趋势,而中西部地区能源效率内部差异呈现波动性变化^[2]。邱灵、申玉铭、任旺兵、严婷婷等分析了我国能源利用效率的区域分异及影响因素分析,研究表明“十五”期间,我国的能源利用效率存在显著性的省际差异^[3]。李国平、李治、龚杰昌等运用空间面板模型分析了我国主要210个地级市城市能源效率水平的空间相关性对我国能源效率地区分布的影响^[4]。以上文献中,从各个不同的角度阐述了我国能源效率存在显著的区域集聚性或区域差异性即能源效率的空间效应。

在技术进步与能源效率的关系方面,我国有关专家学者对其进行了探讨,取得了显著成就。陈军、徐士元等运用向量自回归模型分析了我国1979—2006年技术进步对能源效率的影响,结果发现增加科技投入、加速人力资本形成和促进FDI吸收和利用,对中国能源效率的提高具有长期影响^[5]。姜磊、季民河等从空间异质性视角运用空间变系数地理加权回归模型分析了我国技术进步对能源效率的影响^[6]。尹宗成、丁

收稿日期:2012-01-08

作者简介:陈治理(1987—),男,硕士研究生,研究方向为金融统计。

日佳、江激宇等分析FDI、人力资本、R&D与中国经济能源效率的关系,结果显示FDI、人力资本、R&D对提高我国能源效率具有显著的正向作用^[7]。Fisher-Vanden等运用中国工业部门的1997—1999年的数据对影响中国能源利用效率的关键因素进行了分析,结果表明R&D、能源价格、产业结构调整是提高能源效率的主要动力^[8]。冯泰文、孙林岩、荷哲等运用1985—2006年的时间序列数据分析了我国技术进步对能源强度的调节效应,结果发现技术进步可以使得能源强度显著降低^[9]。齐志新、陈文颖等运用拉式因素分析法分析了1980—2003年中国宏观能源强度以及1993—2003年工业部门能源强度下降的原因,结果发现技术进步是我国能源效率提高的关键因素^[10]。所有的这些文献都是考察了技术进步对我国能源效率的影响,改革开放以来,技术进步是提高我国能源效率的主要因素。

从以上的文献中我们发现我国能源效率存在区域集聚性或区域差异性,因此在分析我国技术进步对能源效率的影响时应当考虑能源效率的空间效应。目前,实际的技术进步对我国能源效率研究文献中,所使用的数据集计量模型,要么只利用时间序列数据,分析随着时间的推移我国技术进步对能源效率的影响;要么只利用横截面数据,进行地区与地区之间的静态的影响研究。然而在实际中,技术进步对能源效率的影响关系是在时间和空间两个尺度上耦合进行的,仅利用时间序列数据或横截面数据无法满足技术进步对能源效率影响分析的需要,也难以深入而深刻地研究技术进步对能源效率影响的动态发展过程及演变机制。因此,使用考虑空间效应的时间序列和横截面融合的空间面板数据模型,更能将能源利用效率以及技术进步对能源效率的影响,在时间上的变化和跨横截面的变化在不同时间点上可以将区域性差异分离开来。

2 样本数据和空间面板模型

2.1 变量选取和样本选择

有关能源效率的测度指标有多种,本文选取最常用的宏观经济指标,用 $nyxl$ 表示单位能耗产值,其计算公式为: $nyxl_{it} = GDP_{it}/nyxf_{it}$ 。其中: GDP_{it} 表示 t 时期 i 区域国内生产总值; $nyxf_{it}$ 表示 t 时期 i 区域能源消费总量,该比值越大说明 t 时期 i 区域的能源利用效率越高,反之,则越低。地区国内生产总值数据来源于《2010年中国统计年鉴》,地区能源消费总量数据来源于《2010年中国能源统计年鉴》。

本文选取以下4个反映技术进步的变量:外商直接投资(FDI)、地区研究与试验发展投入(RD)、人力资本(HC)和专利授权书(PAT)。考虑到统计指标的时间连续性和统计口径的一致性要求,用各地年末登记的外商投资企业投资额代表外商直接投资,数据来源于《中国贸易外经统计年鉴》(2009,2010)。用各地区研究与开发机构研究与试验发展经费内部支出代表地区研究与试验发展投入,数据来源于各年《中国科技统计年鉴》。用各地区研究与开发机构从事科技活动人员数代表人力资本,数据来源于各年《中国科技统计年鉴》,由于2009年数据与以往年份相比统计口径不一致,本文采取2007,2008年数据的简单加权平均获得2009年份的数据。用3种专利授权数代表各地区的专利授权数,数据来源于各年《中国统计年鉴》。因统计年鉴中无西藏地区的能源消费总量数据,因此本文的研究样本为我国的30个省市自治区,所用数据为2005—2009年30个省市自治区的面板数据或平行数据。

2.2 空间自相关检验模型

空间自相关是空间场中的数值集聚程度的一种度量。距离近的事物之间的联系性强于距离远的事物之间的联系性,如果一个空间场中的类似的数值有集聚的倾向,则该空间场就表现出很强的正空间自相关,反之,表现为负空间自相关。因此,空间自相关描述的是某一位置上得属性值与相邻位置上得属性值之间的关系。空间自相关性检验分为全局空间相关性检验和局域空间相关性检验,全局空间自相关整体刻画我国能源效率的空间集聚特征和区域间的相互作用,一般用Moran指数 I 进行测度,其计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})]}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2]} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n [w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})]}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

式(1)中, $s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, x_i 代表我国第 i 省域(或地区)的能源利用效率, n 代表省域的总数, w_{ij} 是空间权重(如以区域 i 和区域 j 是否相邻设定 w_{ij} : 区域 i 和区域 j 相邻时, $w_{ij} = 1$; 区域 i 和区域 j 不相邻时, $w_{ij} = 0$)。Moran I 的取值在 +1 到 -1 之间, 取值大于零, 表示各区域间存在正空间自相关, 接近 1 时表明具有相似的属性集聚在一起; 取值小于零表示各区域间存在负空间自相关, 接近 -1 表示具有相异的属性集聚在一起; 取值等于零表示属性是随机分布的。

对于 Moran 指数 I 的计算结果, 可分别采用渐进正态分布和随机分布两种假设进行检验(本文采用渐进正态分布), 其标准化形式为

$$z(d) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (2)$$

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \quad (3)$$

$$VAR(I) = \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (n^2 - 1)} - E^2(I) \quad (4)$$

式(4)中, $w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$, $w_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})$, $w_2 = \sum_{i=1}^n (w_{ii} + w_{ii})$, w_i 和 w_i 分别为空间权值矩阵中第 i 行和第 i 列之和。

在全局空间自相关显著而样本量较大时, 全局自相关可能会掩盖完全随机化的样本数据子集, 因此有必要进行局域相关性检验。其常用的衡量指标是局域 Moran 指数 I (LISA, 空间联系局域指标), 针对某个空间单元 i , 其计算公式为

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{s^2} \sum_{j \neq i} w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (5)$$

式(5)中, x_i , \bar{x} , w_{ij} 的含义同式(1), 其中 $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1, i \neq j}^n (x_i - \bar{x})^2$

局域 Moran 指数 I 的检验:

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{VAR(I_i)}} \quad (6)$$

$$E(I_i) = -\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (7)$$

$$VAR(I_i) = \frac{n - b_2}{n-1} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}^2 + \frac{2b_2 - n}{(n-1)(n-2)} \sum_{k=1, k \neq i, h=1, h \neq i}^n w_{ik} w_{ih} - [E(I_i)]^2 \quad (8)$$

式(8)中, $b_2 = \sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^4 / \left[\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2 \right]^2$ 。

当 I_i 的取值大于零表示该区域单元周围相似值(高值或低值)的空间集群, 高值被高值所包围表示 HH 型, 也称“热点区”, 低值被低值所包围表示 LL 型, 也称“盲点区”。当 I_i 的取值小于零则表示该区域单元周围非相似值的空间集聚, 低值被高值所包围表示 LH 型, 高值被低值所包围表示 HL 型。

2.3 空间面板模型

Elhorst^[11]提出了包括固定效应、随机效应、固定参数和随机参数模型在内的面板数据估计方法。在面板数据分析中,通常样本个体数值之间存在一定的差异,这种差异解释为固定效应或随机效应,固定效应是指不同个体之间的差异变动是确定性的,而随机效应则指不同个体之间的差异变动是随机性的。当样本是随机地抽取于所考察的总体时,设定随机效应模型更为恰当,然而本文的研究样本是所有的总体即中国30个省市自治区(除西藏外),因而采用固定效应模型更为合理^[12]。固定效应主要包括地区固定效应、时间固定效应和时空固定效应。根据模型设定时对“空间依赖性”的表现方式不同,空间面板计量模型主要分为空间滞后面板模型和空间误差面板模型,考虑固定效应以后相应的模型变为固定效应空间滞后面板模型和固定效应空间误差面板模型。

固定效应空间滞后面板模型:

$$Y = \rho(I_T \otimes W)Y + X\beta + \eta + \delta + \varepsilon \quad (9)$$

固定效应空间误差面板模型:

$$Y = X\beta + \eta + \delta + u \quad u = \lambda(I_T \otimes W)u + \varepsilon \quad (10)$$

式(9),(10)中, Y 为 $NT \times 1$ 因变量,表示各个省份的能源利用效率, X 为 $NT \times k$ 的解释变量矩阵,分别是外商直接投资、国内R&D投入、人力资本和专利授权数,参数 β 反映的是解释变量对因变量的影响。 $I_T \otimes W$ 是矩阵的kronecker乘积, I_T 是 $T \times T$ 的单位矩阵, W 为 $N \times N$ 的空间权重矩阵, N 和 T 表示研究对象的个数 $N=30$,研究样本的时间跨度 $T=5$ 。 $\eta = i_T \otimes sF$, $tF \otimes i_N$ 表示矩阵的kronecker乘积,分别对应每个观测值的地区固定效应列向量和时间固定效应列向量,其中 i_T 和 i_N 分别是 T 维和 N 维元素全为1的列向量, $sF = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N)^T$, $tF = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_T)^T$ 分别为地区固定效应的 N 维列向量和时间固定效应的 T 维列向量。

式(9)中,空间自相关系数 ρ 意味着一地区影响能源利用效率的解释变量,都会通过空间传导机制作用于其他地区,而式(10)中,空间误差系数 λ 则反映了邻近地区能源利用效率的误差冲击对本地区能源利用效率的影响程度。这也正是空间滞后模型与空间误差模型空间依赖性的体现与不同,很好地解决了回归模型中复杂的空间相互作用的空间依赖性问题。

3 实证分析

3.1 实证模型与模型估计方法

文中采用2005—2009年间我国30个省市自治区区划的面板数据(篇幅有限原始数据略),由于西藏、港澳台地区的数据不全或指标的统计口径不一致,不纳入分析的范围。根据面板模型(9),(10),同时考虑地区固定效应和时间固定效应的影响,可以得到我国技术进步对能源效率影响的空间面板数据模型:

固定效应空间滞后面板模型:

$$nyxl = \rho(I_T \otimes W)nyxl + \beta_1 FDI + \beta_2 RD + \beta_3 HC + \beta_4 PAT + \eta + \delta + \varepsilon \quad (11)$$

固定效应空间误差面板模型:

$$\begin{aligned} nyxl &= \beta_1 FDI + \beta_2 RD + \beta_3 HC + \beta_4 PAT + \eta + \delta + u \\ u &= \lambda(I_T \otimes W)u + \varepsilon \end{aligned} \quad (12)$$

令 $nyxl_t = (nyxl_{1t}, nyxl_{2t}, \dots, nyxl_{30t})$,表示第 t 期30个省市自治区的能源利用效率值,研究样本的时期跨度 $T=5$, $t=1, 2, 3, 4, 5$,将不同时期数据堆迭即得 $nyxl = (nyxl_1, nyxl_2, \dots, nyxl_5)^T$;同理, $FDI_t = (FDI_{1t}, FDI_{2t}, \dots, FDI_{30t})$,表示第 t 期我国30个省市自治区的外商直接投资额, $FDI = (FDI_1, FDI_2, \dots, FDI_5)^T$,以此类推可以得到其他自变量的表达式。 $\beta_i (i=1, 2, 3, 4)$ 表示自变量系数,其余

参数的含义同模型(9),(10)。

由于面板模型中存在空间滞后被解释变量和空间滞后误差项,传统最小二乘法(OLS)的估计结果将是有偏或不一致的,通常采用极大似然法(ML)估计空间计量经济模型^[13],但ML不适合估计引入面板数据的面板模型参数,而用蒙特卡罗方法来近似对数似然函数中雅克比行列式的自然对数是很好的选择^[14]。本文的实证分析主要借助Geoda095*i*和Matlab7.0软件完成,程序代码参考了LeSage,Elhorst等人编写的空间计量程序包。

3.2 实证分析步骤与结果

3.2.1 空间自相关性检验

首先利用全局自相关检验模型(1),(2),(3),(4)计算得到我国区域能源利用效率的 Moran 指数 I 值以及该 Moran 指数 I 值在近似正态分布的假设条件下的期望值 $E(I)$ 、标准差 $S(I)$ 、标准化以后的 Z 值以及相应的概率 P 值,2005—2009年我国区域能源利用效率区域空间分布全局 Moran 指数 I 值如下:

表1 2005—2009年我国能源效率 Moran 指数 I 的描述性统计

Tab.1 2005—2009 Moran I descriptive statistics of energy efficiency in China

年份/年	I 值	$E(I)$	$S(I)$	Z 值	P 值
2005	0.350 8	-0.034 5	0.108 0	3.567 6	0.010 0
2006	0.337 9	-0.034 5	0.101 8	3.658 2	0.010 0
2007	0.324 1	-0.034 5	0.107 3	3.342 0	0.020 0
2008	0.310 0	-0.034 5	0.094 6	3.641 6	0.010 0
2009	0.313 5	-0.034 5	0.098 8	3.522 3	0.010 0

由表1可知,2005—2009年我国30个省市自治区能源利用效率 Moran 指数 I 值的正态统计量 Z 值均大于正态分布函数在0.05显著性水平下的临界值1.96,统计量 Z 值对应的伴随概率 P 值都小于0.05,表明我国区域能源利用效率存在很强的正空间自相关性。也就是说我国区域能源利用效率在空间分布上并没有表现出完全随机的状态,而是存在区域间的空间溢出效应:能源利用效率较高的省份相对的相互邻接,能源利用效率较低的省份相对的相互靠近,由于有溢出效应的存在,本省的能源利用效率会影响到邻省的能源利用效率。从总体变动趋势来看,我国能源利用效率的空间溢出效应应有下降的趋势,总之,我国能源利用效率的地区分布存在不可忽视的空间维度的正相关性。

为了进一步考察各省市自治区能源利用效率在空间上的集聚模式,根据模型(5),(6),(7),(8)计算空间局域指标(LISA),通过绘制局域 Moran 指数 I 散点图,具体见图1。

通过计算局域 Moran 指数 I 值及其显著性检验,发现我国能源利用效率各年度之间的 HH、HL、LH 和 LL 4 种集聚模式的集聚地区变化不大。局域 Moran 指数 I 值较大且显著的“热点区”(HH)主要分布在我国东部沿海一带,上海、浙江、福建、江苏等地,表示这些省份及其周围省份都有较高的能源利用效率,而位于西部的甘肃、青海、宁夏、新疆等地处于“盲点区”(LL),表示这些省份及其周围省份能源利用效率较低。处于“热点区”或“盲点区”的省市自治区,其地区能源利用效率的差异不大,存在较强的正空间自相关性。处于高低集聚模式(HL)的省份主要有北京、天津、河南、吉林和黑龙江,表示这些省份的能源利用效率高于其周

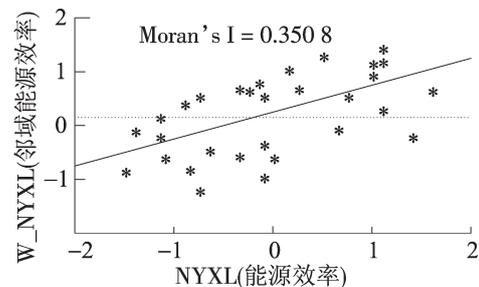


图1 2005年我国各省市局域 Moran 指数 I 散点图

Fig.1 Scatter diagram of Moran I in the provinces and municipalities of China in 2005

注:2005—2009年局域 Moran 指数 I 散点图几乎相差不大,以2005为例说明。

边邻省,河北、内蒙古、辽宁和湖北则处于低高集聚模式(LH),表示这些省份的能源利用效率低于其周边邻省,处于HL和LH集聚模式的省份,存在负空间自相关关系。

通过以上的全局自相关和局域自相关分析可知,我国区域能源利用效率存在不可忽视的空间维度的依赖性和差异性。具体来说,我国区域能源效率呈现出东高西低的空间分布格局;较高能源利用效率的东部沿海地区的溢出效应没有完全扩散出来,区域能源效率的非均衡性依然存在。

3.2.2 空间面板模型估计

上述 Moran 指数 I 和 LISA 检验结果表明,我国各省市自治区的能源利用效率存在正空间相关性,采用极大似然估计方法,借用 Matlab7.0 软件估计空间滞后面板模型和空间误差面板模型。根据固定效应的不同,得到如下 6 个模型: SAR (空间滞后模型)的地区固定效应模型、SAR 的时间固定效应模型、SAR 的时空固定效应模型、SEM (空间误差模型)的地区固定效应、SEM 的时间固定效应模型、SEM 的时空固定效应模型。其中,地区固定效应表示不同省份地理特征的影响,时间固定效应表示经济波动或制度政策的阶段性影响,时空固定效应则表示同时考虑不同省份的地理特征和经济波动对能源利用效率的影响。考虑到各变量数量级不同对回归方程的影响,回归方程变量单位调整为如下形式:万元/万吨标准煤、百万美元、万元、人和件,回归估计结果如下表 2、表 3。

表 2 空间滞后面板模型估计结果

Tab.2 Estimating results of spatial lag panel model

自变量	地区固定效应		时间固定效应		时空固定效应	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值
<i>FDI</i>	-0.001 85	0.315 8	0.004 20	0.101 8	0.000 25	0.899 0
<i>RD</i>	0.001 70	0.000 0	0.001 75	0.169 8	0.001 54	0.000 0
<i>HC</i>	0.135 12	0.000 1	0.035 83	0.221 7	0.119 35	0.000 9
<i>PAT</i>	0.013 08	0.003 7	0.044 30	0.004 7	0.013 45	0.003 4
ρ	0.779 74	0.000 0	0.656 68	0.000 0	0.396 1	0.000 0
R^2	0.995 2		0.786 9		0.995 5	
\bar{R}^2	0.898 0		0.6079		0.547 3	
σ^2	70 236.836		2 604 389.43		67 147.605	
Log-likelihood	-1 049.44		-1 327.589 6		-1 032.772	

表 3 空间误差面板模型估计结果

Tab.3 Estimating results of spatial error panel model

自变量	地区固定效应		时间固定效应		时空固定效应	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值
<i>FDI</i>	-0.000 61	0.793 8	0.004 32	0.069 6	0.001 45	0.485 1
<i>RD</i>	0.001 38	0.000 0	0.002 16	0.052 3	0.001 47	0.000 0
<i>HC</i>	0.134 93	0.000 1	0.030 03	0.246 5	0.120 40	0.000 7
<i>PAT</i>	0.006 16	0.120 0	0.013 53	0.269 4	0.008 62	0.049 4
λ	0.919 84	0.000 0	0.797 80	0.000 0	0.424 33	0.000 0
R^2	0.931 1		0.445 5		0.994 4	
\bar{R}^2	0.483 0		0.401 9		0.513 9	
σ^2	72 931.893		2 546 092.00		69 250.458	
Log-likelihood	-1 062.840		-1 332.22		-1 035.38	

在以上的空间滞后模型和空间误差模型中,地区固定效应、时间固定效应和时空固定效应的系数、相应的概率 P 值以及拟合优度指标如上表。标志空间依赖关系的空间自相关系数(ρ)和空间误差系数(λ) 在6种情况下都通过了显著性水平0.01的检验,进一步说明我国能源利用效率具有空间依赖现象,邻近省、直辖市和自治区之间形成了一定的空间依赖作用和正的空间溢出效应。通过表2、表3可知地区固定效应模型的拟合优度都要好于时间固定效应模型,表明能源利用效率在我国区域分布呈现的区域特征强于阶段性或时间性特征,省份之间的个体差异是影响我国能源利用效率空间分布格局的主要因素。

综合考虑各变量系数及其 P 值、空间自回归系数、空间误差系数和各模型的拟合优度,采用地区固定效应的空间滞后面板模型作为分析工具更准确、合理。由该模型的回归结果可以知道, RD 、 HC 和 PAT 变量的伴随概率 P 值都小于0.01,说明在我国国内R&D、投入、人力资本和专利授权数都对提高我国区域能源利用效率都有积极的作用,其中人力资本的回归系数较大,表明在我国每增加一个人从事科技活动工作,百万吨标准煤的产值平均将增加0.13万元。同时也应注意到 FDI 回归系数为较小的负值,相应的 P 值达到了0.3,这说明2005—2009年期间外商直接投资在提高我国能源利用效率方面并没有发挥积极作用。

4 结论与启示

影响能源利用效率的因素很多,本文从技术进步这一视角分析了2005—2009年期间其对我国能源利用效率的影响关系,采用空间面板模型很好地揭示了技术进步在时间、空间和时空维度对提高我国能源利用效率的作用机制。

我国区域能源利用效率的全局 Moran 指数 I 和局域 LISA 分析可知,我国能源利用效率表现出较强的正空间依赖现象,同时各省份的能源利用效率存在一定差异性。总体上来说,我国能源利用效率的区域分布呈现出区域地理特征强于阶段性或时间性特征,表现出东部沿海地区能源利用效率较高、而西部地区能源利用效率较低的东高西低格局。国内 R&D 投入、人力资本以及专利授权数等在促进我国能源利用效率方面发挥了积极的作用,改革开放以来,全国上下把保持经济增长放在首位,大力积极招商引资,各级政府在招商引资的过程中只注重“量”而忽视了“质”,导致外商直接投资在提高能源利用效率方面没有发挥到应有的作用。

通过以上的分析,①我国能源利用效率的区域依赖性和差异性特点,决定了各省市自治区在制定本地区政策时,应考虑本地区的区域特征,进一步扩大区域能源利用效率正的溢出效应。②目前我国处于产业结构调整的关键时期,利用该契机,大力发展科技产业,给予研究与开发机构更多的经费投入,培养优秀的科技人才。储备大量的人力资本,这样不仅可以提高我国自主创新能力,而且可以更好、更快地学习国外的先进技术和先进的管理理念,使其本土化。③地区固定效应空间滞后模型 FDI 系数在显著性水平0.05时显著为零,说明外商直接投资在改善能源利用效率方面并没有发挥应有的作用。在要求经济快速增长的同时注重能源效率的提高,这就要求各级政府招商引资当中,应当注意先进的技术、先进的设备和高效的管理理念的引进,尽可能为其提供优良环境。④最后,国家应重视将东部沿海地区的先进技术转移至西部地区,使西部地区的能源利用效率得到改善,尽可能发挥能源利用效率较高东部沿海地区的溢出效应的作用。

参考文献

- [1] 徐盈之,管建伟. 中国区域能源效率趋同性研究:基于空间经济学视角[J]. 财经研究,2011,37(1):112-123.
- [2] 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.
- [3] 邱灵,申玉铭,任旺兵,等. 中国能源利用效率的区域分异与影响因素分析[J]. 自然资源学报,2008,23(5):921-928.
- [4] 李国平,李治,龚杰昌. 中国城市能源效率地区分布影响因素分析[J]. 统计与决策,2010(18):80-83.

- [5] 陈军,徐士元. 技术进步对中国能源效率的影响:1979—2006[J]. 科学管理研究,2008,26(1):9-13.
- [6] 姜磊,季民河. 我国技术进步对能源效率的影响——空间异质性视角[J]. 技术经济,2011,30(11):73-78.
- [7] 尹宗成,丁日佳,江激宇. FDI、人力资本、R&D与中国能源效率[J]. 财贸经济,2008(9):95-98.
- [8] KAREN FISHERVANDEN, GARY H, JEFFERSON, MA JINGKUI, et al. Technology development and energy productivity in China [J]. Energy Economics, 2008(28):690-705.
- [9] 冯泰文,孙林岩,荷哲. 技术进步对中国能源强度调节效应的实证研究[J]. 科学学研究,2008,26(5):987-993.
- [10] 齐志新,陈文颖. 结构调整还是技术进步? ——改革开放后我国能源效率提高的因素分析[J]. 上海经济研究,2006(6):8-16.
- [11] ELHORST J P. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. International regional science review, 2003, 26(3):244-268.
- [12] BALTAGI B H. Econometric Analysis of panel Data (3rd ed.) [M]. Chichester, England: John Wiley & Sons Ltd, 2005: 235-263.
- [13] ANSELIN L, HUDAK S. Spatial econometrics in practice: A review of software options[J]. Regional Science and Urban Economics, 1992, 22(3):509-536.
- [14] BARRY R, PACE R K. A Monte Carlo Estimator of the Log Determinant of Large Sparse Matrices[J]. Linear Algebra and its Applications, 1999, 289(1-3):41-54.

Impact Analysis of Technical Progress on Energy Efficiency in China-Empirical Analysis Based on Sspatial Panel Data Model

Chen Zhili, Zhan Guohua, Cai Wei

(School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: Provincial panel data from 2005 to 2009 are used to analyze empirically spatial panel data model by considering the spatial effect. The results show that R & D input, human capital and the number of licensed patents improve energy efficiency positively, while foreign direct investment almost has no influence. Individual difference between the provinces is the main factor that affects spatial distribution pattern of energy efficiency. How to make good use of foreign direct investment, spillovers of eastern regions is the key to solve the problem of non-equilibrium energy efficiency in China.

Key words technical progress; energy efficiency; spatial panel data model