

技术进步对全要素能源效率的空间溢出效应及其分解

杨 骞 刘华军*

摘要: 本文利用中国大陆分省数据,基于非期望产出 SBM-DEA 模型,测算了省际全要素能源效率和 Malmquist 生产率指数并将后者分解为技术变动和效率变动;以 Malmquist 生产率指数、技术变动和效率变动作为技术进步的代理变量,将技术进步对能源效率的影响分解为直接效应和间接效应,分别在邻接空间权重和地理距离权重下衡量了技术进步对能源效率的空间溢出效应。研究发现,中国的区域全要素能源效率存在显著的空间依赖性和空间异质性;技术进步对能源效率具有“双刃剑”特征,即技术进步对本区域能源效率均存在显著正向促进作用,但对其他区域均却存在显著的负向空间溢出效应;同时,技术变动的空间溢出效应明显大于效率变动的空间溢出效应。

关键词: 技术进步 空间溢出 能源效率 SBM 模型 空间 Durbin 模型

一、引言

尽管由于存在“回弹效应”(邵帅等,2013),使得技术进步对能源效率影响的衡量变得复杂(李廉水、周勇,2006),但是技术进步仍被认为是提高能源效率的重要途径之一(赵楠等,2013;Li and Hu,2012)。同时,技术进步存在较强的正外部性即溢出效应,那么技术进步对于能源效率是否存在空间溢出效应(spatial spillover effect),以及技术进步的空间溢出效应究竟是提升还是阻碍了区域能源效率,这成为本文关注的核心问题。对该问题的回答,有助于我们从空间溢出的全新视角,重新审视技术进步对能源效率的影响效应,进而为提高能源效率、实现节能减排目标厘清思路。

要准确地衡量技术进步对能源效率的空间溢出效应,至少应该解决以下三个关键问题:

第一,能源效率指标的测度。从研究方法上能源效率的测度可以分为单要素能源效率和全要素能源效率。自 Hu 和 Wang(2006)开创性地提出全要素能源效率指标以来,全要素能源

*杨骞,山东财经大学公共管理学院,邮政编码:250014,电子信箱:yangqian4787@sina.com;刘华军,山东财经大学经济学院,邮政编码:250014,电子信箱:huajun99382@163.com。

本文得到国家社科基金青年项目“碳排放约束下中国能源效率的区域差异及节能指标分解研究”(项目编号:12CJL066)、山东财经大学博士基金项目“资源环境约束下中国经济绩效的区域差异及其影响因素研究”(项目编号:B13023)以及山东省“政府规划与公共政策”泰山学者岗位建设专项资金资助。作者感谢匿名审稿专家对本文提出的建设性修改意见,当然文责自负。

效率的测度出现了两个方面的改进:一是将生产过程中的污染排放物作为非期望产出纳入到 DEA 模型中,从而使得测度方法更加符合现实生产过程。二是测度方法从径向转向非径向,允许投入要素和产出变量按不同的比例缩减。目前,Tone(2001)提出的 SBM(Slack - Based Measure)方法是应用最广泛的非径向方法,此后 Tone(2004)等将非期望产出纳入到 SBM 模型中从而对 Tone(2001)的基础模型进行了拓展。从目前的研究进展看,仅有极少数文献采用了非期望产出 SBM - DEA 方法测度区域全要素能源效率。

第二,技术进步代理变量的选择。与能源效率指标的测度相比,衡量技术进步对能源效率的影响最大的困难在于技术进步代理变量的选择。由于学术界对技术进步的定義存在相当大的随意性,从而衡量技术进步也变得困难(徐瑛等,2006)。在现有技术进步与能源效率的研究中,衡量技术进步主要有两种方法:其一是基于不同的技术创新投入或产出视角,选择技术进步的代理变量如外商直接投资、R&D 经费支出、财政科技拨款、人力资本、科技人员数量、专利申请数、专利授权数等(陈军、徐士元,2008;冯泰文等,2008;尹宗成等,2008;张贤、周勇,2007;Li and Hu,2012;陈夕红等,2013)。其二是通过非参数 DEA 方法,测度全要素生产率并将其作为广义技术进步指标(赵楠等,2013;干群伟、周德群,2008;李廉水、周勇,2006)。比较上述两类方法,采用技术投入或产出来衡量技术进步过于狭义,因为技术投入或产出仅是影响技术进步的重要因素但并非技术进步本身,而利用全要素生产率指数作为广义的技术进步指标则更能概括技术进步的含义,同时,利用 DEA 方法可以将全要素生产率指数进一步分解为技术变动和效率变动,能够更深入地刻画全要素生产率的来源。

第三,计量模型的设定。已有研究多数采用经典计量模型来进行实证检验,然而这些研究在计量模型设定上存在明显局限。一是经典计量模型乃是基于极为严格的空間独立分布特性为研究基础的,而现实中,由于地理距离等诸多条件使得能源效率在不同区域之间的空間关联已经越来越明显,换言之,能源效率存在显著正的空间相关性(徐盈之,管建伟,2011)。二是已有研究难以衡量技术进步对能源效率的空间溢出效应,而伴随空间计量经济学的发展,空間 Durbin 模型成为有效解决这一问题的重要方法,然而,利用空間 Durbin 模型研究技术进步对能源效率空间溢出的文献仍极少,目前仅有陈夕红等(2013)采用了这一方法,但是其结果分析中直接利用回归系数来分析技术进步对能源效率的空间溢出效应存在偏误。

针对以上三个关键问题,本文主要开展了以下三个方面的工作:第一,考虑能源消费过程中的污染排放,构建非期望产出 SBM - DEA 模型,对中国分省全要素能源效率进行测度。第二,基于 SBM - DEA 模型,测算了分省 Malmquist 生产率指数,并将其作为广义技术进步的代理变量,同时将 Malmquist 生产率指数分解为效率变动和技术变动两个部分。第三,分别以邻接空间权重和地理距离权重来表示能源效率及技术进步的空間关联,构建空間面板 Durbin 模型,利用 LeSage 和 Pace(2009)提出的空間回归模型偏微分方法,将技术进步对能源效率的影响分解为直接效应、间接效应和总效应,以准确地衡量技术进步对能源效率的空間溢出效应。

二、测度方法

(一)非期望产出的 SBM - DEA 模型

借鉴 Färe 等(2007)的环境技术分析框架,构造包含非期望产出和期望产出的生产可能性集合,并将中国各省(自治区、直辖市,下同)作为决策单元(DMU)来构造最优的生产前沿面。假设有 K 个 DMU, x^k 、 y^k 和 b^k 分别代表 N 维投入向量、 M 维期望产出向量和 L 维非期望产出向

量, $DMU_k (k=1, \dots, K)$ 。在时期 $t (t=1, 2, \dots, T)$ 三个向量满足 $x^{t,k} = (x_1^{t,k}, x_2^{t,k}, \dots, x_N^{t,k}) \in R_+^N$, $y^{t,k} = (y_1^{t,k}, y_2^{t,k}, \dots, y_M^{t,k}) \in R_+^M, b^{t,k} = (b_1^{t,k}, b_2^{t,k}, \dots, b_L^{t,k}) \in R_+^L$ 。

$$T^t = \left\{ (x^t, y^t, b^t) : \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, m = 1, \dots, M; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, n = 1, \dots, N; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t b_{kl}^t = b_{kl}^t, l = 1, \dots, L, \lambda_k^t \geq 0 \right\} \quad (1)$$

在投入(x)和期望产出(y)满足强可处置(strongly disposable)以及非期望产出(b)仅满足弱可处置(weakly disposable), 时期 t 的 DEA 生产技术可以表示为(1)式。式中, $\lambda = (\lambda_1^t, \lambda_2^t, \dots, \lambda_K^t)$ 是 K 维权重向量。在借鉴 Tone (2001, 2004) 的基础上, 我们构建了非期望产出 SBM 模型, 如(2)式。

$$\phi = \min_{s^x, s^y, s^b, \lambda} \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{x_{k'n}^t}}{1 + \frac{1}{M+L} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{y_{k'm}^t} + \sum_{l=1}^L \frac{s_l^b}{b_{k'l}^t} \right)} \quad (2)$$

s. t. $\sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t + s_n^x = x_{k'n}^t, n = 1, \dots, N; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t - s_m^y = y_{k'm}^t, m = 1, \dots, M;$

$$\sum_{k=1}^K \lambda_k^t b_{kl}^t + s_l^b = b_{k'l}^t, l = 1, \dots, L; \lambda_k^t \geq 0, k = 1, \dots, K; s_n^x \geq 0, s_m^y \geq 0, s_l^b \geq 0$$

式(2)为不变规模报酬下的 SBM - DEA 模型, 若增加 $\sum \lambda = 1$ 的约束则为可变规模报酬下的 SBM 模型。其中, ϕ 为效率值; $(x_{k'n}^t, y_{k'm}^t, b_{k'l}^t)$ 为第 k' 个 DMU 的投入期望产出和非期望向量, (s_n^x, s_m^y, s_l^b) 为投入、期望产出和非期望产出的松弛变量, 表示投入过度或产出不足。如果 $\phi = 1$, 表明所有的松弛变量均等于零, 不存在投入过度或产出不足, 此时该 DMU 在技术上是完全有效率的。

(二) 全要素能源效率的测度

根据 Hu 和 Wang (2006) 提出的“能源目标消费量与实际能源消费量之比”的测度思路, 利用非期望产出 SBM - DEA 模型测算的能源投入的松弛变量, 测度全要素能源效率, 具体测算方法如(3)式, 其中 $TFEE_k^t$ 表示第 k 个 DMU 在 t 时期的全要素能源效率, E 为实际能源消耗量; s 为能源投入量的松弛变量。如果能源投入的松弛变量为 0, 则全要素能源效率 = 1, 此时能源效率最高; 随着松弛变量的增加, 能源效率也随之下降。

$$TFEE_k^t = \frac{E_k^t - s_{k,E}^t}{E_k^t} \quad (3)$$

(三) Malmquist 生产率指数及分解

尽管 Malmquist 生产率指数 (Malmquist Productivity Index, 以下简称 MPI) 的定义乃是基于距离函数, 但是也可以直接用 SBM - DEA 效率测度来表示 (Zhou, et al., 2008)。假定 $\theta^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t)$ 和 $\theta^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1})$ 是 DMU_k 基于 t 时期的投入产出值参照 t 和 $t+1$ 时期技术 T 的效率值; $\theta^t(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1})$ 和 $\theta^{t+1}(x_k^t, y_k^t, b_k^t)$ 是 DMU_k 基于 $t+1$ 时期的投入产出值参照 t 和 $t+1$ 时期技术 T 的效率值。从 t 时期到 $t+1$ 时期, DMU_k 的 MPI 可以通过(4)式计算:

$$MPI_k^{t,t+1} = \left[\frac{\theta_k^t(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1})}{\theta_k^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t)} \cdot \frac{\theta_k^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1})}{\theta_k^{t+1}(x_k^t, y_k^t, b_k^t)} \right]^{1/2} \quad (4)$$

$$MPI_k^{t,t+1} = \underbrace{\frac{\theta_k^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1})}{\theta_k^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t)}}_{\text{效率变动(} EC \text{)}} \underbrace{\left[\frac{\theta_k^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t)}{\theta_k^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1})} \cdot \frac{\theta_k^t(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, b_k^{t+1})}{\theta_k^{t+1}(x_k^t, y_k^t, b_k^t)} \right]^{1/2}}_{\text{技术变动(} TC \text{)}} \quad (5)$$

$MPI_k^{t,t+1}$ 衡量了从 t 时期到 $t+1$ 时期, DMU_k 的生产率变动。若 $MPI_k^{t,t+1} > 1$, 则说明生产率提高; $MPI_k^{t,t+1} < 1$, 则说明生产率退化; $MPI_k^{t,t+1} = 1$, 则说明生产率保持不变。根据 Färe 等 (1994), MPI 可以分解为效率变动 (EC) 和技术变动 (TC) 两个部分, 如 (5) 式, 其中效率变动反映的是跨时期相对效率的变动; 技术变动则衡量了从 t 时期到 $t+1$ 时期最佳生产前沿面的转换。

三、计量模型、参数释义与样本数据

(一) 计量模型设定

借鉴 LeSage 和 Pace (2009), 我们构建如下空间面板 Durbin 模型:

$$y = \alpha u_n + \rho W y + \beta X + \theta W X + \varepsilon \quad (6)$$

式(6)中, 被解释变量 y 为分省全要素能源效率, X 为解释变量, 在实证研究过程中, 我们将分别用 TFP 、 EC 、 TC 作为核心解释变量, 同时加入其他控制变量, 如能源结构、产业结构、要素结构、市场化程度、经济发展水平等。 α 为常数项, u_n 为 $N \times 1$ 阶单位矩阵, N 为地区个数, ε 为误差项。最后, W 为空间权重矩阵, $W y$ 和 $W X$ 分别考虑了被解释变量和解释变量的空间依赖。需要强调的是, 在空间计量模型的估计结果中, 若 $\rho \neq 0$, 则以上回归系数并不能直接衡量解释变量的空间溢出效应。为了对空间 Durbin 模型的回归系数进行合理解释, Pace 和 LeSage (2006)、LeSage 和 Pace (2009) 提出了空间回归模型偏微分方法 (刘华军、杨骞, 2014)。某个解释变量对被解释变量的影响分为直接效应和间接效应, 两者相加为总效应。

(二) 空间权重矩阵与空间自相关检验

本文主要考虑了邻接空间权重和地理距离空间权重来表征能源效率及技术进步的空间关联模式。其中, 邻接空间权重矩阵 (用 W_1 表示) 的元素 w_{ij} 在空间单元 i 和 j 相邻时取值为 1; 若不相邻则取值为 0。地理距离空间权重矩阵 (用 W_2 表示) 采用地理距离平方的倒数来构造, 地理距离以省会城市之间的球面距离测量。

(三) 样本数据

根据数据的可得性, 本文选择中国大陆分省数据, 其中, 将重庆与四川合并 (称为“四川”), 同时样本中不包括西藏及港澳台地区, 全部样本为中国大陆 29 个省份, 样本数据的时期跨度为 1995 - 2011 年。

首先是投入产出数据。投入要素选择资本 (K)、劳动 (L) 和能源 (E), 其中分省资本存量的估算参考单豪杰 (2008) 的方法进行拓展并以 1995 年为基期进行平减处理; 劳动采用分省就业人数; 能源投入采用能源消费量。期望产出采用分省地区生产总值 (GRP) 表示, 以 1995 年为基期进行平减处理^①。非期望产出选择二氧化碳 (CO_2) 排放量。鉴于分省 CO_2 排放量没有公开数据, 本文根据能源消费量乘以 CO_2 转换率来计算 (如李小平、卢现祥, 2010), 其中单位能源的 CO_2 转换率采用世界资源研究所发布的碳分析指标工具 (Carbon Analysis Indicators

^①关于基期的选择, 匿名审稿人建议用 2005 为基期进行平减, 我们对两种基期下的测度结果进行了对比, 对于结论并没有太大影响, 同时考虑到与已有研究进行对比, 因此我们仍采用 1995 年为基期。

Tool,简称 CAIT)提供的转换率(2.13 吨/吨标准煤)。以上数据中,分省地区生产总值数据来源于历年《中国统计年鉴》;就业人数来源于《中国人口与就业统计年鉴》;分省能源消费总量来源于历年《中国能源统计年鉴》。

其次是控制变量。根据已有研究,影响能源效率的因素除了技术进步之外,还有经济发展水平、能源结构、产业结构、要素禀赋结构以及市场化程度等。本文用人均地区生产总值表示经济发展水平(*PGRP*);用煤炭消费量占能源消费总量的比重表示能源结构(*ES*);用第二产业增加值占地区生产总值比重表示产业结构(*IS*)、用资本劳动比值表示要素禀赋结构(*K/L*);用1减去国有投资占全社会总投资的比重表示市场化程度(*MD*)。以上数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》,在实证过程中均取自然对数处理。

四、经验发现

根据非期望产出 SBM-DEA 模型,本文测度了 29 个省份的全要素能源效率,表 1 报告了部分年份测度结果。从结果看,上海、福建、广东、海南的能源效率处于最优的生产前沿面,而山西、内蒙古、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆的能源效率则处于较低水平。

表 1 基于非期望产出 SBM-DEA 的省际全要素能源效率

省份	1995 年	2000 年	2005 年	2010 年	2011 年	省份	1995 年	2000 年	2005 年	2010 年	2011 年
北京	0.7537	0.7436	0.8159	0.8781	0.8776	河南	0.5933	0.6354	0.6313	0.6899	0.6753
天津	0.5932	0.6845	0.8371	0.8463	0.8262	湖北	0.5663	0.6502	0.6808	0.7630	0.7440
河北	0.5007	0.5317	0.5721	0.5748	0.5652	湖南	0.5546	0.8048	0.6482	0.7130	0.6965
山西	0.3972	0.4401	0.4642	0.4697	0.4644	广东	1.0000	0.8549	1.0000	1.0000	1.0000
内蒙古	0.5003	0.5037	0.5024	0.5091	0.5000	广西	1.0000	0.9410	0.8279	0.8257	0.8009
辽宁	0.4841	0.5140	0.6521	0.6575	0.6424	海南	1.0000	0.9817	0.9867	1.0000	0.9166
吉林	0.4760	0.5582	0.6362	0.6964	0.6802	四川	0.5286	0.6239	0.6104	0.6673	0.6569
黑龙江	0.5141	0.5701	1.0000	0.7561	0.7440	贵州	0.4331	0.4295	0.4827	0.4861	0.4800
上海	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	云南	0.5887	0.5818	0.5647	0.5975	0.5853
江苏	0.7212	0.9229	0.9426	1.0000	1.0000	陕西	0.5019	0.6089	0.5807	0.6284	0.6154
浙江	0.8283	0.8333	0.9788	1.0000	0.9717	甘肃	0.4354	0.4745	0.5135	0.5184	0.5088
安徽	0.6027	0.8203	1.0000	1.0000	1.0000	青海	0.4564	0.4564	0.4788	0.4732	0.4504
福建	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	宁夏	0.4472	0.4358	0.4317	0.4320	0.4203
江西	1.0000	1.0000	0.7942	0.8773	0.8432	新疆	0.4857	0.4978	0.5350	0.5075	0.4823
山东	0.6675	0.7785	0.7094	0.7728	0.7556	-	-	-	-	-	-

资料来源:作者测算并绘制。

(一) 空间 Durbin 模型估计

在进行经验估计之前,我们首先采用 Moran's I 测算方法对全要素能源效率的空间相关性进行了检验(限于篇幅,此时没有报告具体结果,有需要的读者可以向作者索取)。从 Moran's I 检验结果看,所有的统计值在 1% 水平下均显著为正,同时,邻接空间权重下的 Moran 统计值基本介于 0.5 ~ 0.7 之间,而地理距离权重下的 Moran 统计值基本介于 0.35 ~ 0.50 之间,这一结果充分表明了全要素能源效率存在高度的空间相关性,邻接空间权重下的空间相关性高于地理距离权重。

在空间相关性检验之后,我们采用最大似然估计方法对空间 Durbin 模型进行估计,根据表 2 的估计结果,所有模型中能源效率空间滞后项的回归系数 ρ 在 1% 水平下均显著为正;通过对空间 Durbin 模型(Spatial Durbin Model, SDM)能否简化为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)的检验,结果均表明不能将空间 Durbin

模型简化为 SLM 和 SEM。更进一步地,采用 AIC 在固定效应和随机效应之间进行选择,检验结果均支持固定效应。接下来观察解释变量及其空间滞后项的回归系数。根据表 2 中的模型(1) - (4),*MPI* 的回归系数显著为正,*MPI* 空间滞后项(*WMPI*)的回归系数显著为负;而在表 2 的模型(5) - (8)中,*TC*、*EC* 的回归系数显著为正,*TC*、*EC* 空间滞后项(*WTC*、*WEC*)的回归系数显著为负。根据 LeSage 和 Pace(2009),*MPI*、*TC*、*EC* 的回归系数不能用来直接解释它们对全要素能源效率的影响及空间溢出效应。为此,我们转向空间效应分解,表 3 报告了效应分解结果(表 2 和表 3 中的模型是对应的)。

表 2 空间面板 Durbin 模型估计结果

空间权重类型	W ₁		W ₂		W ₁		W ₂	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
<i>MPI</i>	0.6922***	0.6807***	0.6985***	0.6948***				
<i>TC</i>					0.1690***	0.1831***	0.2047***	0.2180***
<i>EC</i>					0.8665***	0.8864***	0.8638***	0.8877***
<i>PGRP</i>		-0.0065		-0.0128		-0.0300		-0.0605
<i>ES</i>		0.0234		0.0289		0.0104		0.0142
<i>IS</i>		-0.1759***		-0.1368**		-0.0757		-0.0706
<i>MD</i>		-0.0067		-0.0252		0.0107		0.0163
<i>K/L</i>		0.0059		0.0491		0.1025***		0.1381***
ρ	0.5592***	0.5415***	0.6576***	0.6053***	0.2930***	0.2449***	0.3293***	0.2535***
<i>WMPI</i>	-0.6353***	-0.5976***	-0.6472***	-0.6155***				
<i>WTC</i>					-0.3101***	-0.3092***	-0.3440***	-0.3213***
<i>WEC</i>					-0.3954***	-0.3209***	-0.3778***	-0.2893***
<i>WPGDP</i>		-0.0068		-0.0250		0.1837*		0.2591***
<i>WES</i>		-0.1681***		-0.1954***		-0.0823***		-0.1182***
<i>WIS</i>		0.1726		0.1137		0.0180		0.0193
<i>WMD</i>		0.0587*		0.1008**		0.0766***		0.1001***
<i>WK/L</i>		-0.0182		-0.1124		0.0244		-0.0490
<i>R</i> ²	0.3430	0.3971	0.3356	0.4461	0.7573	0.7806	0.7595	0.7867
<i>AIC_{FE}</i>	-1607.151	-1581.192	-1635.511	-1616.405	-1924.927	-1904.203	-1933.773	-1922.545
<i>AIC_{RE}</i>	-1551.375	-1522.518	-1573.403	-1551.915	-1897.687	-1882.480	-1904.457	-1896.082
<i>SDM</i> → <i>SLM</i>	94.42***	17.81***	93.83***	17.65***	23.48***	4.90***	22.49***	8.04***
<i>SDM</i> → <i>SEM</i>	13.69***	5.73***	7.59***	5.08***	11.60***	4.49***	13.65***	6.12***

注:***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 3 空间效应分解

空间权重类型	变量	W ₁		W ₂		W ₁		W ₂	
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
直接效应	<i>MPI</i>	0.6463***	0.6395***	0.6668***	0.6658***				
	<i>TC</i>					0.1481***	0.1653***	0.1870***	0.2050***
	<i>EC</i>					0.8575***	0.8812***	0.8601***	0.8863***
	<i>PGRP</i>		-0.0005		-0.0101		-0.0157		-0.0462
	<i>ES</i>		-0.0035		0.0036		0.0052		0.0088
	<i>IS</i>		-0.1629**		-0.1327**		-0.0664		-0.0611
	<i>MD</i>		0.0074		-0.0085		0.0036		0.0096
	<i>K/L</i>		0.0105		0.0437		0.1049**		0.1366***

续表 3 空间效应分解

空间权重类型		W ₁		W ₂		W ₁		W ₂	
效益	变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
间接效应	MPI	-0.5067***	-0.4617***	-0.5025**	-0.4655***				
	TC					-0.3449***	-0.3362***	-0.3921***	-0.3469***
	EC					-0.1809***	-0.1337**	-0.1236*	0.0866
	PGRP		-0.0290		-0.0919		0.2164*		0.3073**
	ES		-0.3192***		-0.4343***		-0.0996**		-0.1474***
	IS		0.1524		0.0715		-0.0149		-0.0126
	MD		0.1145		0.2120**		0.0916**		0.1242***
	K/L		-0.0378		-0.2079		0.0520		-0.0334
总效应	MPI	0.1397	0.1778	0.1643	0.2003				
	TC					-0.1968**	-0.1708**	-0.2051**	-0.1419*
	EC					0.6765***	0.7475***	0.7365***	0.7997***
	PGRP		-0.0295		-0.1020		0.2007		0.2611**
	ES		-0.3228***		-0.4307***		-0.0944**		-0.1386**
	IS		-0.0105		-0.0612		-0.0813		-0.0737
	MD		0.1218		0.2035*		0.0880**		0.1147**
	K/L		-0.0273		-0.1642		0.1569*		0.1032

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 空间效应分解

1. Malmquist 生产率指数(MPI)对全要素能源效率的影响

在表3的模型(1) - (4)中, *MPI* 的直接效应均显著为正值, 这表明以 *MPI* 表征的技术进步对全要素能源效率存在显著的区域溢出, 且其效应约为 0.65。与 *MPI* 的直接效应相反, 模型(1) - (4)的结果表明 *MPI* 对全要素能源效率存在显著负的空间溢出效应, 即一个区域的 *MPI* 提升, 将对其他邻近区域全要素能源效率的提升产生阻碍作用。同时, *MPI* 对全要素能源效率负的间接效应很大程度上抵消了其直接效应, 从而模型(1) - (4)的 *MPI* 对全要素能源效率总效应的数值远远小于其直接效应。由此, 我们得出结论, 以 *MPI* 表征的技术进步对全要素能源效率的提升表现出明显的“双刃剑”特征——*MPI* 的提升促进了本区域全要素能源效率的提升, 却不利于其他区域全要素能源效率的提升。同时模型(2)、(4)的回归结果也表明, 以上结论在控制了其他多个变量后依旧稳健。产生该结论可能的原因, 本文认为主要有两个方面: 一是从能源“回弹效应”的角度, 技术进步提升了能源的利用效率, 但是对于外部区域, 能源利用效率的提高会进一步扩大经济发展对能源要素的需求量, 从而抵消了能效提高所节约的能源消费; 另一原因可能与 DEA 测度方法有关, 一个区域的 *MPI* 提升改变了生产前沿面, 拉大了其他区域能源消费与生产前沿面之间的距离, 使得能源消费的松弛量变大, 最终降低了其他区域的能源效率。

2. 技术变动(TC)和效率变动(EC)对全要素能源效率的影响

在表3的模型(5) - (8)中, *TC*、*EC* 的直接效应均显著为正, 这表明以 *TC* 和 *EC* 表征的技术进步能促进区域内的全要素能源效率的提升。但在这四个模型中, *TC* 的直接效应系数均小于 *EC* 的直接效应系数, 说明技术变动对区域内全要素能源效率的促进作用要小于效率变动的促进作用, 换言之, 一个区域的全要素能源效率的提升主要来源于效率变动。究其原因, 主要由于效率变动衡量的是追赶效应(catching-up effect), 而技术变动衡量的是前沿转换效应(frontier-shift effect), 各地区之间的竞争而使得区域间的追赶效应超过了前沿转换效应, 从而促进了能源效率的提升。而观察 *TC* 和 *EC* 的间接效应, 除模型(8)以外, *TC* 和 *EC* 表征的

技术进步对其他区域的全要素能源效率存在显著的负向空间溢出效应,而且 TC 的空间溢出效应要大于 EC 。由于两者对全要素能源效率的直接效应均为正值,而其间接效应则相反,说明 TC 和 EC 表征的技术进步对能源效率的提升也存在“双刃剑”特征。导致这一结论的原因与 MPI 对能源效率“双刃剑”的原因类似。

3. 控制变量对全要素能源效率的影响

观察加入控制变量的四个回归模型,即表3中模型(2)、(4)、(6)、(8)的效应分解结果,仅有少数控制变量的效应通过了显著性水平检验。在以 MPI 表征技术进步的模型(2)和模型(4)中,经济发展水平对能源效率的直接效应、间接效应及总效应均为负,但不显著;以 TC 、 EC 表征技术进步的模型(6)和模型(8)中,经济发展水平对能源效率的间接效应显著为正。能源结构对能源效率的间接效应及总效应均显著为负。产业结构对全要素能源效率的总效应为负,但不显著。在模型(4)、(6)、(8)中,市场化程度对能源效率的间接效应显著为正,这表明打破区域壁垒、建立统一的市场对于全要素能源效率的重要促进意义。在模型(6)和模型(8)中,要素禀赋结构对能源效率的直接效应显著为正。综合控制变量的效应分解结果,多数控制变量对于全要素能源效率的影响要取决于技术进步代理变量的选择以及空间权重的设置。

五、结论与启示

本文主要考察了技术进步对于中国全要素能源效率的空间溢出效应。研究结论表明:中国区域全要素能源效率存在高度的空间相关性。以 Malmquist 生产率指数、技术变动和效率变动表征的技术进步对能源效率表现出一致的“双刃剑”特征,即技术进步对本区域能源效率均存在显著正向促进作用,但对其他区域均存在显著的负向空间溢出效应;同时,技术变动的空间溢出效应明显大于效率变动。从总效应来看,Malmquist 生产率指数对能源效率影响的总效应为正但不显著,技术变动对能源效率影响的总效应显著为负,而效率变动对能源效率影响的总效应显著为正。

基于以上结论,本文得到如下政策启示:第一,推进地区之间能源领域的技术交流,特别是邻近地区之间的技术交流,有助于提高全要素能源效率。通过交流、沟通(如技术领域的培训、咨询、指导等),互通有无,发挥地区之间技术的竞争效应和示范效应,促进技术对本地能效水平的正向溢出。第二,加大能源及相关领域技术支撑,不仅能促进本地能源效率水平的提升,而且对整体能源效率水平也具有正向溢出,尽管这可能由于“回弹效应”对区域外能源效率产生不利影响。第三,改善能源结构不仅能够显著提升本区域的能源效率,而且对于临近区域的能源效率的提升也具有显著的促进作用。不断调整能源结构,降低煤炭消费量占能源消费总量的比重是当前及未来提升能源效率的重要途径之一。而继续深化市场化改革,消除区域之间的各种壁垒,可发挥市场化对能源效率的促进作用。

参考文献:

1. 陈军、徐士元,2008:《技术进步对中国能源效率的影响:1979-2006》,《科学管理研究》第1期。
2. 陈夕红、张宗益、康继军等,2013:《技术空间溢出对全社会能源效率的影响分析》,《科研管理》第2期。
3. 冯泰文、孙林岩、何哲,2008:《技术进步对中国能源强度调节效应的实证研究》,《科学学研究》第5期。
4. 李廉水、周勇,2006:《技术进步能提高能源效率吗——基于中国工业部门的实证检验》,《管理世界》第10期。
5. 李小平、卢现祥,2010:《国际贸易、污染产业转移和中国工业 CO_2 排放》,《经济研究》第1期。
6. 刘华军、杨骞,2014:《金融深化、空间溢出与经济增长——基于空间回归模型偏微分效应分解方法及中国的

- 实证》,《金融经济研究》第2期。
7. 单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算:1952-2006》,《数量经济技术经济研究》第10期。
 8. 邵帅、杨莉莉、黄涛,2013:《能源回弹效应的理论模型与中国经验》,《经济研究》第2期。
 9. 孙广生、黄伟、田海峰、王凤萍,2012:《全要素生产率、投入替代与地区间的能源效率》,《经济研究》第9期。
 10. 王群伟、周德群,2008:《能源回弹效应测算的改进模型及其实证研究》,《管理学报》第5期。
 11. 魏楚、沈满洪,2007:《能源效率及其影响因素:基于DEA的实证分析》,《管理世界》第8期。
 12. 徐瑛、陈秀山、刘凤良,2006:《中国技术进步贡献率的度量与分解》,《经济研究》第8期。
 13. 徐盈之、管建伟,2011:《中国区域能源效率趋同性研究:基于空间经济学视角》,《财经研究》第1期。
 14. 尹宗成、丁日佳、江激宇,2008:《FDI、人力资本、R&D与中国能源效率》,《财贸经济》第9期。
 15. 张贤、周勇,2007:《外商直接投资对我国能源强度的空间效应分析》,《数量经济技术经济研究》第1期。
 16. 赵楠、贾丽静、张军桥,2013:《技术进步对中国能源利用效率影响机制研究》,《统计研究》第4期。
 17. Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic.
 18. Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris, and Z. Y. Zhang. 1994. "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries." *The American Economic Review*, 84(1): 66-83.
 19. Färe, R., S. Grosskopf, and Jr C. A. Pasurka. 2007. "Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions." *Energy*, 32(7): 1055-1066.
 20. Hu, J. L., and S. C. Wang. 2006. "Total-Factor Energy Efficiency of Regions in China." *Energy Policy*, 34(17): 3206-3217.
 21. Li, L. B., and J. L. Hu. 2012. "Ecological Total-Factor Energy Efficiency of Regions in China." *Energy Policy*, 46(C): 216-224.
 22. LeSage, P., and R. K. Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Taylor & Francis.
 23. Moran, P. A. P. 1950. "Notes on Continuous Stochastic Phenomena." *Biometrika*, 37(1/2): 17-23.
 24. Pace, R. K., and P. LeSage. 2006. "Interpreting Spatial Econometric Models." Paper Presented at North American Meeting of the Regional Science Association International, Toronto, CA.
 25. Tone, K. 2001. "A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis." *European Journal of Operational Research*, 130(3): 498-509.
 26. Tone, K. 2004. "Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-Based Measure (SBM) Approach." Presentation at NAPW III, Toronto, 44-45.
 27. Zhou, P., B. W. Ang, and K. L. Poh. 2008. "A Survey of Data Envelopment Analysis in Energy and Environmental Studies." *European Journal of Operational Research*, 189(1): 1-18.

Spatial Spillover and Its Decomposition of Technological Progress on Total Factor Energy Efficiency

Yang Qian and Liu Huajun
(Shandong University of Finance and Economics)

Abstract: This paper uses the undesirable SBM-DEA model to respectively measure the provincial total-factor energy efficiency and Malmquist productivity index, the latter of which is decomposed into technology changes and efficiency changes by using Chinese provincial data. Moreover, we construct the spatial Durbin model respectively by Malmquist productivity index, technology changes and efficiency changes as proxy variable of technological progress to decompose the effects of technological progress on energy efficiency into direct effect and indirect effect so as to measure the spatial spillover effect of technological progress on energy efficiency respectively by the spatial contiguity weights and geographical distance weights. The main results are as follows: First, China's regional total-factor energy efficiency is significant spatial dependence and spatial heterogeneity. Second, Technological progress presents double edged sword characteristic on energy efficiency, as it can promote the energy efficiency of one region but has a significantly negative spatial spillover effect on other regions. Finally, the spatial spillover of technology changes is more than that of efficiency changes.

Key Words: Technological Progress; Spatial Spillover; Energy Efficiency; SBM Model; Spatial Durbin Model

JEL Classification: C51, O30, Q43

(责任编辑:彭爽)