

技术溢出视角下技术进步对能源 消费的回弹效应研究 ——基于空间面板数据模型

冯 烽, 叶阿忠

(福州大学 管理学院, 福建 福州 350003)

摘 要:针对现有文献测算回弹效应普遍忽略技术溢出效应的缺憾,文章构建了三要素经济增长的空间误差模型,在此基础上给出了回弹效应的估算方法,并利用1995—2010年省际面板数据对我国技术溢出视角下技术进步对能源消费的回弹效应进行了实证分析。结果表明,技术进步所导致的能源回弹效应显著存在,中、西部的平均回弹效应明显高于东部,全国的平均回弹效应呈现上升趋势。因此,政府在制定能源政策时需要注意降低单位GDP能耗可能出现的回弹效应,把提高能源效率与自主创新、产业结构调整、政府宏观调控等手段结合起来以实现既定的节能目标。

关键词:技术进步;能源消费;回弹效应;空间误差模型

中图分类号:F062.4;F064.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)09-0123-11

一、引言与文献评述

能源问题是制约各国经济可持续发展的重大战略问题,提高能源效率已成为各国政府应对能源挑战和气候变化的重要举措。近30年来我国的能源效率不断提高,但是在控制能源消费总量上效果却不甚理想。我国的单位GDP能耗从1980年的13.2吨标准煤每万元逐年减少到2010年的3.9吨标准煤每万元,^①年均下降4.1%其期间能源消费却以年均5.4%的速度增长。也就是说,随着能源强度的下降、能源效率的提高,我国能源消费总量非但没能实现预期的节能目标反而增加,这就是所谓的回弹效应(Rebound Effect)现象。

收稿日期:2012-06-09

基金项目:国家自然科学基金项目(71171057);国家社会科学基金项目(12CJY011);教育部高等学校博士点基金项目(20103514110009);教育部人文社会科学基金项目(10YJA790227)

作者简介:冯 烽(1980—),男,广西梧州市,福州大学管理学院博士研究生;

叶阿忠(1963—),男,福州沙县人,福州大学管理学院教授,博士生导师。

回弹效应是能源经济学的一个崭新课题。回弹效应的概念由 Saunders (1992)提出,其含义是通过技术进步提高能源使用效率而节约能源消费,但技术进步也会促进经济增长并对能源产生新的需求,从而部分(甚至完全)抵消所节约的能源。Freire-González(2011)认为能源效率的提高会降低能源的有效使用价格,从而增加能源的消费,这将部分抵消能源效率提高所引致的能源消费减少量。此外,能源有效使用价格的降低将降低一系列中间产品与最终产品的价格,进而引致经济体一系列的价格调整与能源需求,直至整个经济体达到新的均衡状态。Taoyuan(2007)基于一般均衡理论对两部门情况下的回弹效应进行了理论研究。Madlener 和 Alcott(2009)在对能源效率、能源消费和经济增长三者之间关系进行图解分析的基础上研究了回弹效应的形成机理。Jin(2007)以韩国 3 500 个家庭的电力消费数据为样本,采用面板计量模型测算得到相应的回弹效应为 30%。Anson 和 Turner(2009)利用社会核算矩阵构建了 22 个部门的可计算一般均衡(CGE)模型,测算了苏格兰运输业成品油效率改善所产生的回弹效应。有关中国能源消费回弹效应的研究还很少,Glomsrod 和 Taojun(2005)基于 CGE 模型研究了中国洁煤技术对碳减排的影响,发现洁煤成本的降低反而增加了能源消费,其回弹效应为 120%。周勇和林源源(2007)以我国宏观经济能源消费数据为样本构造替代弹性模型进行估算,结果显示回弹效应在 30%—80%波动。国涓等(2010)在超越对数成本函数的基础上引入能源要素份额进行替代弹性分析,测算得到中国工业部门能源回弹效应为 39%。刘源远和刘凤朝(2008)基于新古典生产函数的面板数据计量模型发现,全国总体平均回弹效应为 53%,西部地区的能源回弹效应最大,东部最小。目前,学术界已广泛接受了回弹效应的存在,但是对于技术进步所产生的能源新需求与节能是否会完全抵消(即回弹效应是否会大于 100%)的问题存在分歧,一些学者的研究结果表明回弹效应大于 100%(Semboja, 1994; Glomsrod 和 Taojun, 2005)。

CGE 模型主要侧重于宏观层面的回弹效应研究,而基于生产函数的计量分析方法则因其直观、便于计算而更适用于中、微观层面的回弹效应测算。然而,已有技术进步对能源回弹效应的研究基本忽略了地区经济间的技术溢出对能源回弹效应的影响,导致研究结果不够完整、科学,缺乏解释力。为此,本文在传统测算技术进步对经济增长贡献率的索罗余值法的基础上,构建空间滞后模型测算技术因素(含技术溢出与纯技术进步)对经济增长的贡献,进而推导出技术溢出视角下技术进步对能源消费回弹效应的测算方法,并以此对我国能源回弹效应进行实证分析以检验我国技术进步与其他能效调控的效果。

二、计量模型

Berkhout 等(2000)给出了能源回弹效应的一般定义式:

$$RE = \frac{M-A}{M} \times 100\% \quad (1)$$

其中,RE 表示回弹效应,M 为理论节能量,A 为实际节能量。如图 1 所示,回弹效应实际上是能源需求回弹量(R)与理论节能量(M)之比。

国外对回弹效应的经验研究主要是通过能源服务的需求价格弹性推断的,由于我国能源价格经历了计划、双轨和市场等不同阶段,现有的能源价格体系难以客观反映市场现实。为了能得到相对稳健的计量结果,本文拟采用新古典经济增长理论估算能源效率提高所带来的理论节能量(M)和技术进步引致生产规模扩大所带来的能源需求回弹量(R)。

为了估算技术引致生产规模扩大所带来的能源需求回弹量,需要先根据生产函数估算出技术进步对经济增长的贡献。为了刻画地区间的技术溢出,本文在 C-D 生产函数的基础上,建立如下三要素新古典生产函数空间误差模型:^②

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln E_{it} + \epsilon_{it}, \epsilon_{it} = \lambda \sum_{j \neq i} \omega_{ij} \epsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中, Y_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 和 E_{it} 分别为地区 i 在时期 t 的实际 GDP、固定资本存量、劳动力投入和能源消费; A_{it} 为希克斯中性的技术进步; α 、 β 和 γ 分别为资本、劳动和能源的产出弹性,并满足 $\alpha + \beta + \gamma = 1$,即规模报酬不变; ω_{ij} 为根据地区 i 与地区 j 之间的距离(如地理上的距离、经济上和社会上的差距等)定义的空间权重; λ 为反映技术溢出程度的空间误差相关系数; ϵ_{it} 和 ϵ_{jt} 分别为地区 i 和地区 j 的非要素投入; μ_{it} 为服从 $N(0, \delta^2)$ 的随机扰动。

将式(2)生产函数两端关于时间求导,可得各变量增长率间的关系:

$$\frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} = \frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}} + \alpha \frac{\dot{K}_{it}}{K_{it}} + \beta \frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} + \gamma \frac{\dot{E}_{it}}{E_{it}} + \frac{\dot{\epsilon}_{it}}{\epsilon_{it}} \quad (3)$$

由于地区 j 的非要素投入 ϵ_{jt} 可通过式(2)中的空间相关结构传递到地区 i 的非要素投入 ϵ_{it} ,进而影响地区 i 的产出 Y_{it} ,式(3)的含义是经济增长是纯技术进步、要素投入和邻近地区的技术溢出共同作用的结果。类似于索罗余值法,分别记 g_Y 、 g_K 、 g_L 和 g_E 为产出、资本、劳动和能源的增长率,可得技术进步与技术溢出对经济增长的贡献率:

$$\sigma_{i,t+1} = \frac{g_{A_{it}}}{g_{Y_{it}}} + \frac{g_{\epsilon_{it}}}{g_{Y_{it}}} = 1 - \frac{\alpha g_{K_{it}}}{g_{Y_{it}}} - \frac{\beta g_{L_{it}}}{g_{Y_{it}}} - \frac{\gamma g_{E_{it}}}{g_{Y_{it}}} \quad (4)$$

尽管从形式上看,式(4)与传统的索罗余值法计算技术进步贡献率相似,但由于式(2)中引入了误差项的空间相关,式(4)的索罗余值部分不仅包括本

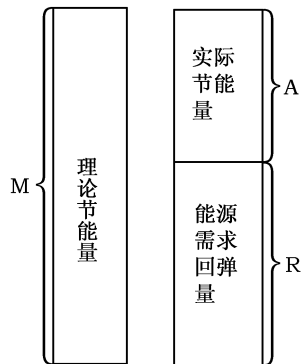


图 1 回弹效应图

地区纯技术进步对经济增长的贡献,还包括邻近地区技术溢出对本地区经济增长的影响。为了区别于技术进步对经济增长的贡献,我们把式(4)中的 σ 称为技术因素(含技术溢出因素与纯技术进步因素)对经济增长的贡献。如果式(2)中的空间误差相关系数 $\lambda=0$,则式(4)就是索罗余值法技术进步贡献率的传统计算公式,因而我们的模型更具一般性意义。

实际计算中,取 $g_{K_{it}}=(K_{i,t+1}-K_{it})/K_{it}$, $g_{L_{it}}$ 、 $g_{E_{it}}$ 和 $g_{Y_{it}}$ 类似计算。

能源效率的提高可以减少单位产出所需要的能源投入,记 E_{it} 为地区 i 时期 t 的能源强度,^③则有 $E_{it}=Y_{it}EI_{it}$, $E_{i,t+1}=Y_{i,t+1}EI_{i,t+1}$,于是能源效率的提高(或能源强度的下降)所获得的理论节能量为:

$$M_{i,t+1}=(EI_{it}-EI_{i,t+1})Y_{i,t+1} \quad (5)$$

同时,能源效率的提高也促进了经济增长,而经济的扩张反过来会拉动能源需求。记 $\sigma_{i,t+1}$ 为地区 i 时期 $t+1$ 的技术因素对经济增长的贡献率,相应地技术因素所带来的产出增长为 $\sigma_{i,t+1}(Y_{i,t+1}-Y_{it})$,从而技术因素促进经济增长所产生的能源新需求量为:

$$R_{i,t+1}=\sigma_{i,t+1}(Y_{i,t+1}-Y_{it})E_{i,t+1} \quad (6)$$

相应地,技术溢出视角下技术进步对能源消费的回弹效应为:

$$RE_{i,t+1}=\frac{R_{i,t+1}}{M_{i,t+1}}=\frac{\sigma_{i,t+1}(Y_{i,t+1}-Y_{it})E_{i,t+1}}{(EI_{it}-EI_{i,t+1})Y_{i,t+1}} \quad (7)$$

三、实证分析

(一)数据来源

本文采用1995—2010年中国29个省区的面板数据,考虑到统计数据的一致性和可得性,将重庆市与四川省的数据合并计算,西藏、台湾、香港和澳门不包括在研究样本中。需要使用的各地区数据包括地区生产总值、生产总值指数、年末就业人数、固定资本形成总额、固定资本价格指数和能源消费总量,其中各地区的生产总值、生产总值指数、年末就业人数、固定资本形成总额和固定资本价格指数数据来源于国泰安数据库,各地区能源消费总量数据来源于历年《中国能源统计年鉴》,2001年海南和2001—2002年宁夏能源消费总量数据采用插值法补全。由于没有资本存量的统计数据,本文沿用张军等(2004)的方法和结果估算各地区的固定资本存量,取资本折旧率为9.6%。地区生产总值和固定资本存量均以1995年为基年的可比价格计算。空间邻接矩阵需要用到的各地区经纬度数据来自国家基础地理信息中心。

(二)面板数据单位根检验与协整检验

由于大多数经济变量的时间序列是非平稳的,为避免伪回归,先对各变量进行面板数据单位根检验。本文采用Pesaran(2007)提出的面板数据单位根检验方法。表1的检验结果表明, $\ln Y$ 、 $\ln K$ 、 $\ln L$ 和 $\ln E$ 均为同阶单整过程。

表 1 各面板变量单位根检验结果

变量	lnY	lnK	lnL	lnE	D(lnY)	D(lnK)	D(lnL)	D(lnE)
PADF 统计量值 (P 值)	-2.313 (0.451)	-1.742 (0.998)	-2.291 (0.499)	-2.343 (0.388)	-2.764*** (0.000)	-2.597* (0.053)	-2.354*** (0.001)	-2.567*** (0.000)

注：D()表示一阶差分，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上拒绝原假设，下同。

本文进一步进行协整关系检验，采用 Pedroni(1999)的协整检验方法，原假设为变量间不存在协整关系，检验结果见表 2。

表 2 各面板变量协整检验结果

检验统计量	Panel v	Panel rho	Panel PP	Panel ADF	Group rho	Group PP	Group ADF
统计值 (P 值)	-0.813 (0.882)	-0.988* (0.061)	-7.594*** (0.000)	-7.470*** (0.000)	1.029 (0.848)	-12.435*** (0.000)	-8.760*** (0.000)

由表 2 可见，七个统计值中有五个在 10% 的显著性水平上拒绝了原假设，即至少部分地区各变量之间存在协整关系。

(三)基于万有引力定律的技术溢出空间权重设定

建立空间计量模型进行空间统计分析时，需要用空间邻接矩阵来反映空间相互作用。空间邻接矩阵的常规设定有简单的二进制邻接、基于距离的二进制邻接、Rook 邻近和 Queen 邻近等方法。近年来，一些学者采用诺贝尔经济学奖获得者 Tingbergen(1962)提出的引力模型研究区域贸易问题，该模型直接把地区间的距离作为解释变量引入模型中。其思想源自物理学中的万有引力定律，即两个物体之间的引力与它们的质量乘积成正比，与它们之间的距离平方成反比。尽管引力模型已经得到了广泛应用，但是基于万有引力定律构造空间邻接矩阵并不多见。我们认为，技术溢出效应是广泛存在的，而不仅仅局限于有共同边界的地区之间，并且两个地区之间的经济实力越强，技术交流与合作的吸引力往往越大，相应的技术溢出效应也越大。为此，本文基于万有引力定律构建如下空间邻接矩阵 $\Pi=(\pi_{ij})$ ：

$$\pi_{ij}=\begin{cases} \frac{m_i m_j}{r_{ij}^2}, i \neq j \\ 0, i=j \end{cases} \tag{8}$$

其中， r_{ij} 为地区 i 与地区 j 的地理距离，可由两个地区的经纬度通过 Matlab 软件计算； m_i 为地区 i 的经济实力，本文以样本期内的人均实际 GDP 衡量。为了消除单位选取的影响，邻接矩阵需要标准化使行元素之和为 1。

(四)空间相关性检验、估计结果与模型选择

空间相关性检验是正确设定空间计量模型的基础，除了 Moran 指数检验^④外，还有拉格朗日乘子(LM)检验和稳健的拉格朗日乘子(Robust LM)检验。由于 LM 检验和 Robust LM 检验不仅能检验出空间相关性，还能对空间相关性的模型形式予以判断，因此采用后两种方法。

表 3 模型检验与参数估计结果(空间误差模型)

	个体固定效应	个体随机效应
	系数估计值 (P 值)	系数估计值 (P 值)
C		-1.6616*** (0.000)
α	0.2660*** (0.000)	0.2682*** (0.000)
β	0.6441*** (0.000)	0.6316*** (0.000)
γ	0.0899*** (0.000)	0.1002*** (0.000)
λ	0.4079*** (0.000)	0.4148*** (0.000)
R ²	0.9807	0.9814
log-likelihood	651.6372	548.3217
LR 检验统计值	1558.4149*** (0.000)	1351.7838*** (0.000)
LM 检验统计值	289.4969*** (0.000)	19.8004*** (0.000)
Robust LM 检验统计值	264.5449*** (0.000)	24.8621*** (0.000)
Hausman 检验统计值	11.6798** (0.019)	

表 3 显示,对于空间误差个体固定效应模型,无论是 LM 检验还是 Robust LM 检验均在 1% 的显著性水平上拒绝了不存在空间误差相关的原假设,表明模型误差项之间存在显著的空间相关性。从参数估计结果看,空间误差相关系数 λ 在 1% 的水平上是显著的,也表明技术的空间溢出效应显著存在。

根据空间相关性设定形式的不同,空间计量模型分为空间误差模型与空间滞后模型。基于稳健性和这两种空间计量模型拟合效果的比较,^⑤ 本文选择空间误差模型。

空间误差模型根据个体效应设定的不同又可分为空间误差个体固定效应模型与空间误差个体随机效应模型。表 3 中 Hausman 检验在 1% 的显著性水平上拒绝了个体随机效应的原假设,即接受空间误差个体固定效应模型。

根据个体固定效应是否是异质的,空间误差个体固定效应模型的估计又可进一步细分为普通混合回归与个体固定回归。表 3 中似然比(LR)检验在 1% 的显著性水平上拒绝了普通混合回归模型的原假设,即接受个体固定回归模型。

表 3 估计结果还表明,各生产要素在 1% 的水平上对经济增长产生了显著的正向影响,表明能源已经成为现代经济生产中基本的投入要素。但是从各投入要素的系数看,劳动力要素的系数最大,资本要素次之,能源消费的产出弹性还相对较小。

(五)回弹效应估计结果

根据式(5)至式(7)和表3参数估计结果,可以计算出各地区技术因素所引起的能源减量(理论节能量)、增量(回弹量)以及回弹效应的大小,全国及东、中、西部各年的计算结果见表4。^⑥

从能源强度下降所产生的理论节能量看,理论节能量大体呈现先增后减的趋势,这一结果与我国1995—2010年的产业结构调整情况相吻合。^⑦第三产业比重从1995年的32.9%逐年提高到2002年的41.5%,这一期间第二产业比重则由47.2%逐渐降至44.8%。也就是说,1995—2002年由于我国产业结构的优化,经济增长速度高于能源增长速度,能源强度也逐年下降,从而能源效率提高所获得的理论节能量也逐年增加。然而,2002—2010年第二产业始终占据较大的比重,基本保持在47%左右,其间第三产业比重则变化不大。因此,2002年以后,由于我国整体经济进入重工业化阶段,能源需求迅速攀升,能源效率提高缓慢,理论节能量也呈下降态势。

从技术因素引致经济扩张所增加的能源需求量看,由于我国技术进步对经济增长贡献率的时间波动性大,因此,技术进步所增加的能源需求量并没有呈现出显著的时间趋势特征,这一结果提示我国经济增长主要通过要素投入拉动,自主创新能力较为薄弱。但是从技术进步所增加的能源需求量的区域分布看,大体呈现出东部大于中部、中部大于西部的特征,这是因为无论是经济增长幅度还是技术水平,东部地区都高于中、西部地区。

表4 1996—2010年全国及东中西部的回弹效应

年份	减量(万吨标准煤)				增量(万吨标准煤)				回弹效应(%)			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
1996	-5140	-1286	-3615	-291	-1585	-178	-898	-782	30.84	13.86	24.86	268.29
1997	-748	-731	-368	353	3886	1679	1334	690	-519.46	-229.51	-361.95	195.09
1998	2397	1273	-115	1259	5294	1960	1508	1640	220.88	153.96	-1309.09	130.22
1999	4579	2918	516	1146	8039	3591	2538	1826	175.54	123.03	491.26	159.30
2000	8451	7606	1160	-243	4196	1973	1102	1095	49.66	25.95	95.00	-449.95
2001	3059	-1252	1984	2305	4084	1840	1262	1178	133.47	-146.92	63.59	51.12
2002	12965	5846	3954	3146	7502	3430	2281	1922	57.86	58.68	57.68	61.12
2003	27818	15484	6544	5796	7737	4533	1637	1818	27.81	29.28	25.02	31.37
2004	23021	14250	2555	6501	5958	7224	-2056	1827	25.88	50.70	-80.47	28.11
2005	18483	7525	6370	4001	3328	-518	3643	225	18.01	-6.89	57.19	5.64
2006	20049	10335	5411	4170	22433	13193	7623	2452	111.89	127.66	140.89	58.81
2007	15530	8646	3771	3092	-882	729	-1646	789	-5.68	8.43	-43.65	25.54
2008	-2303	-95	-1515	-665	-55	1837	-109	-948	2.39	-1928.98	7.21	142.59
2009	19935	9063	5354	5332	28323	13291	9487	6459	142.08	146.65	177.19	121.13
2010	10838	6337	1930	2707	6689	3529	2183	1707	61.72	55.70	113.11	63.06
时期	平均回弹效应(%)											
	全国				东部				中部			
1996—2000	-8.50				17.45				-211.98			
2001—2005	52.60				-3.03				24.60			
2006—2010	62.48				-318.10				78.95			

从平均回弹效应看,东、中、西部在“九五”、“十五”、“十一五”三个时段的回弹效应差异较大,东部的年均回弹效应由“九五”期间的17.45%下降到“十一五”期间的一318.10%,中部的回弹效应则呈现由负到正的增长态势,西部的回弹效应始终高于东、中部的回弹效应值。从“十一五”期间的平均回弹效

应看,全国及其中、西部地区的回弹效应较高,其原因我国这一时期正处于工业化与城镇化发展的中期阶段,中、西部地区建筑业、交通运输、金属矿采选业、金属冶炼及压延加工业等高能耗产业迅速扩张导致能源消费的快速增长,也提升了能源消费的回弹效应,此外,居民消费水平的不断提高、消费结构的日益升级也是回弹效应较高的重要原因。部分年份的回弹效应大于 100% 表明我国及东中西部地区都存在不同情况的回火(Backfire)现象,即能源效率的提高不仅没有减少反而促进了能源消费,这一结论提示单纯通过提高能源效率难以实现既定的节能目标。

值得注意的是,1997 年与 2007 年全国的回弹效应为负,意味着相应年份的技术变化最终节约了能源消费。这是因为受 1997 年与 2007 年金融危机与随之而来的经济萧条的影响,我国能源需求总量也随着经济萎缩而骤降。然而,随着经济的复苏,能源消费恢复到长期增长趋势,回弹效应仍继续存在。

四、结论与政策含义

本文通过构建空间误差模型捕捉经济增长中的技术溢出效应,在此基础上给出了回弹效应的估算方法,并利用我国 1995—2010 年省际面板数据进行了实证分析。分析结果表明:

(1)我国区域经济增长不仅与本地区的要素投入有关,还受到来自其他地区技术的冲击,区域经济增长中存在显著的技术溢出效应。空间误差项系数显著为正,这一结果表明某一个地区发生的技术冲击会随着误差项特殊的协方差空间结构传递到相邻区域,这一传递形式是具有很长的时间延续性并且是衰减的。因此,在研究我国经济增长问题时不能忽视技术的空间溢出效应。

(2)能源要素对经济增长具有显著的正向影响。在考虑技术空间溢出效应的条件下,资本、劳动力以及能源投入要素对我国的经济增长起着良好的促进作用,并且这些作用是显著且稳健的。这无疑验证了 Beaudreau(1995)与 Chaoqing 等(2009)所提出的能源是基本生产要素的命题。

(3)我国的能源产出弹性还处于较低的水平。在规模报酬不变的约束下,劳动力的产出弹性高达 0.6441,资本的产出弹性为 0.2660,能源的产出弹性仅为 0.0899。这表明我国整体经济主要依靠人力资本的投入,物质资本的产出弹性还较低,现代化水平还有待提高。

(4)我国的能源消费中存在明显的回弹效应。结合我国“五年计划”实施的期限,我国整体的平均回弹效应从“九五”期间到“十一五”期间呈上升趋势,东部地区的回弹效应呈现下降的趋势,中、西部在“十一五”期间的回弹效应最高,分别达到了 78.95% 和 82.22%。这表明西部大开发战略和中部崛起战略的实施在促进中、西部经济发展的同时,居民的消费结构也随消费水平的提高而不断升级,进而加剧了回弹效应;同时,产业结构偏重和对能源的过度依赖

也是其回弹效应居高不下的的重要原因。

(5)金融危机所致的经济萎缩对回弹效应具有短暂的缓解作用。在1997年亚洲金融危机与2007年全球金融危机的冲击下,我国实体经济受到了严重的负向影响,也正处于大量中小企业减产停产,能源消费总量上升势头得到了短暂的抑制,回弹效应也得以缓解。

根据本文对我国回弹效应的研究结论,可以对我国的节能对策进行以下的思考:第一,加速中、西部产业结构的优化,大力发展高附加值、低能耗的第三产业,淘汰部分高能耗、高排放的落后产业,降低能源消费总量;第二,合理控制经济增长速度与规模扩张,避免盲目追求GDP的增长而忽视现实的能源、环境问题,通过有效协调经济、能源、环境的发展,实现经济增长与民生改善;第三,加强能源领域的基础研究与前沿技术研究,依靠自主创新实现可再生能源与新能源的开发与应用,加速能源的去碳化,减少对化石能源的依赖;第四,重视技术的溢出效应与经济的聚集效应,加强区域间的经济合作,加速发展循环经济,把传统的依赖能源消耗的线性经济增长转变为依靠生态型资源循环来发展经济。综上,尽管存在回弹效应,但能源效率的提高对于节约能源仍然具有重要意义,而且从长远看,技术节能仍将是节能减排的根本途径。同时,为避免技术进步所带来的回弹效应甚至回火的情形,政府应当建立健全的能源价格、税收等宏观调控机制以有效控制能源消费总量,不能只通过提高能源效率实现节能目标。回弹效应的存在也从一个侧面解释了我国从“十一五”时期侧重于通过降低单位GDP能耗实现节能目标到“十二五”时期把合理控制能源消费总量放在非常重要的位置这一能源政策的变化。

注释:

- ①GDP以1980年的可比价格计算,能源效率与能源消费总量数据来自《中国能源统计年鉴(2011)》。
- ②尽管空间滞后模型也可反映变量的空间相关性,但由于其中包含被解释变量的空间滞后项作为模型的解释变量,我们认为以临近地区经济水平作为本地区经济水平的解释变量是值得商榷的。因此,我们采用相对稳健的空间误差模型来推导估算回弹效应的方法。
- ③能源强度定义为单位产值消耗的能源量(魏一鸣等,2011),与能源效率成反比。
- ④Moran指数检验只能从空间统计学的角度检验是否存在空间相关性,对于空间模型的具体形式无法进行检验,故本文不采用Moran指数进行检验。
- ⑤空间滞后个体固定效应模型的对数似然值为643.4933,空间滞后个体随机效应模型的对数似然值为538.0265,均分别小于空间误差个体固定效应模型与空间误差个体随机效应模型的对数似然值。限于篇幅,文中仅列出空间误差模型的估计结果,空间滞后模型的估计结果备索。
- ⑥按照东中西部三大地区的划分,本文的东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江

苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省(市),中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南 8 个省,西部地区包括四川(包括重庆)、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西和内蒙古 10 个省(区)。

⑦这里的产业结构比重数据来自《中国统计年鉴(2011)》。

主要参考文献:

- [1]国涓,郭崇慧,凌煜. 中国工业部门能源反弹效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (11):114—126.
- [2]刘源远,刘凤朝. 基于技术进步的中国能源消费反弹效应——使用省际面板数据的实证检验[J]. 资源科学,2008,(9):1300—1306.
- [3]魏一鸣,焦建玲,廖华. 能源经济学[M]. 北京: 科学出版社,2011.
- [4]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.
- [5]周勇,林源源. 技术进步对能源消费回报效应的估算[J]. 经济学家,2007,(2):45—52.
- [6]Anson S, Turner K. Rebound and disinvestment effects in refined oil consumption and supply resulting from an increase in energy efficiency in the Scottish commercial transport sector[J]. Energy Policy, 2009, 37:3608—3620.
- [7]Berkhout P H G, Muskens J C, Velthuisen J W. Defining the rebound effect[J]. Energy Policy, 2000,28: 425—432.
- [8]Cleveland C J, Costanza R, Hall C A S, et al. Energy and the US economy: A biophysical perspective[J]. Science,1984, 225:890—897.
- [9]Freire-González J. Methods to empirically estimate direct and indirect rebound effect of energy-saving technological changes in households[J]. Ecological Modelling, 2011, 223:32—40.
- [10]Glomsrød S, Wei T. Coal cleaning: A viable strategy for reduced carbon emissions and improved environment in China? [J]. Energy Policy, 2005, 33:525—542.
- [11]Jin S H. The effectiveness of energy efficiency improvement in a developing country: rebound effect of residential electricity use in South Korea[J]. Energy Policy, 2007, 35:5622—5629.
- [12]Madlener R, Alcott B. Energy rebound and economic growth: A review of the main issues and research needs[J]. Energy,2009,34:370—376.
- [13]Pedroni P. Critical value for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999,61:653—670.
- [14]Pesaran M H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence[J]. Journal of Applied Econometrics,2007,22:265—312.
- [15]Saunders H D. The Khazzoom-Brookes postulate and neoclassical growth[J]. Energy Journal,1992,13: 131—148.
- [16]Semboja H. The effects of energy taxes on the Kenyan economy: A CGE analysis[J]. Energy Economics, 1994,16(3):205—215.
- [17]Wei T. Impact of energy efficiency gains on output and energy use with Cobb-Douglas

production function[J]. Energy Policy, 2007, 35: 2023—2030.

[18] Tinbergen J. Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy[M]. New York: Twentieth Century Fund, 1962.

[19] Yuan C, Liu S, Wu J. Research on energy-saving effect of technological progress based on Cobb-Douglas production function[J]. Energy Policy, 2009, 37: 2842—2846.

On the Rebound Effect of Energy Consumption on Technology Progress from the Perspective of Technology Spillover: Based on Spatial Panel Data Model

FENG Feng, YE A-zhong

(School of Management, Fuzhou University, Fuzhou 350003, China)

Abstract: Based on a neglect of the technology spillover effect in current rebound effect literature, this paper gives a method of calculating the rebound effect by constructing a spatial error model of three-element economic growth, and makes an empirical study of the rebound effect in China based on the provincial panel data from 1995 to 2010. The results show that there are significant rebound effects induced by technology progress in China; the average rebound effects in central and western regions are obviously greater than the one in eastern region; the national average rebound effect experiences an upward trend. As a result, governments need to pay attention to the possible rebound effect induced by the reduction in energy consumption per unit of GDP when making energy policies, and should combine the improvement of energy efficiency with measures such as independent innovation, the adjustment in industrial structure and macroeconomic control in order to realize the established target of energy conservation.

Key words: technology progress; energy consumption; rebound effect; spatial error model

(责任编辑 周一叶)