

出口贸易对我国能源 效率影响实证分析

——基于1995~2009年省际面板数据

杨迎春

摘 要:通过理论分析并建立实证模型,采用1995~2009年中国省际面板数据进行实证研究,结果表明,出口贸易对非出口部门的直接技术溢出效应对整体能源效率有明显改善作用,其引致的模仿和竞争等间接技术效应对能源效率有一定的抑制作用,人力资本对出口贸易改善能源效率起促进作用。进一步分区域进行研究表明,出口贸易的间接技术效应对能源效率影响上表现出区域差异性。

关键词:出口贸易;能源效率;面板数据

中图分类号:F752 **文献标识码:**A **文章编号:**1006-1894(2011)06-0003-07

随着中国经济的高速发展,对能源的投入需求也相应地增加,而能源供给的增长却是相对有限的,能源约束问题已成为政府和学者们关注的焦点。要克服能源约束,一方面我们可以控制产出总量或调整产出结构以减少能源消耗,另一方面可以提高单位能源的总产出——能源效率。出口是带动中国经济增长的三驾马车之一,从1989年开始到2008年,中国的出口量的绝对值一直保持增长趋势,年均增长速度为23%。于此同时,中国2002年“内涵能源”净出口达到2.4亿吨标煤,而2006年中国内涵能源净出口约为6.3亿吨标煤,比2002年增长162%(陈迎等,2008)。现有的文献在探讨出口和能源之间的关系时,多数集中在出口贸易与能源消耗之间的关系。其中一类讨论的是出口规模对能源消耗的影响:如Goldberg(1984)研究了拉美国家的出口贸易和能源消费之间的关系,Owen(1982)对巴西、秘鲁等拉美国家的出口贸易和能源消费之间的关系作了研究,以上两个文献都认为出口贸易和能源消费的规模及结构都有重要的关系,后者认为巴西、秘鲁等拉美国家出口的迅速扩大是造成这些国家20世纪60、70年代能源供给紧张的重要原因之一。中国国内学者如张传国(2009)以及苏芳(2009)等用不同的方法得出了相似的结论,都认为中国的出口贸易对能源消费存在重要的影响。另一类是出口贸易结构对能源消耗的影响:沈利生(2007)通过利用投入产出分析法研究认为我国对外贸易结构变化不利于节能降耗。陈刚等(2009)等研究出口结构与能源约束之间的关系,并

收稿日期:2010-12-27。

基金项目:本论文受到福建省教育厅A类社会科学项目(JA11244S)和上海财经大学211工程三期项目资助。

作者简介:杨迎春(1980—),男,安徽巢湖人,厦门理工学院商学系讲师,上海财经大学国际工商管理学院博士生,研究方向:国际贸易理论与政策。

有针对性地提出了政策建议。以上两类的研究可总结为从出口贸易规模效应和结构效应视角出发研究与能源消耗之间的关系,目前思考出口贸易的技术效应对能源效率的影响还不多。

近些年来许多研究表明,出口贸易在国际技术扩散中通过外溢而促进国内技术进步、提高全要素生产率,具有明显的技术效应。其中包括:出口部门与国内非出口部门的产业关联效应;出口部门的学习示范效应;出口贸易引致企业间的竞争效应等(Coe et al, 1995)。由于生产技术和能源效率是重要原因之一(Boyd et al, 2000),不难看出,出口贸易的技术效应最终会对一国能源效率产生影响。本文接下来的分析将基于出口贸易的技术效应视角,探讨其对我国能源效率的影响。

一、理论分析及实证模型设立

为了问题分析的需要,笔者采用Rashe和Tatom (1977)的做法,将能源要素加入科布一道格拉斯生产函数,假定总的经济增长对资本、劳动和能源要素的投入规模报酬不变:

$$Y = AK^\alpha L^\beta E^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

其中Y为总产出; K为广义资本存量, L为劳动力, E为能源投入量; A表示技术进步。

为构建起技术进步及3种要素相对投入与能源效率之间的联系,我们将(1)式两边同时除以E,易得:

$$\frac{Y}{E} = A \left(\frac{K}{E}\right)^\alpha \left(\frac{L}{E}\right)^\beta \quad (2)$$

(2)式左边表示单位能源的产出量,直接用来衡量能源效率,用EE表示, $\frac{K}{E}$ 和 $\frac{L}{E}$ 分别衡量了资本相对能源和劳动力相对能源的投入情况。

借鉴Levin and Raut (1997)的思路,采用相似的方程式,从而建立出口贸易内生化的技术进步表达式如下:

$$A = B \left[1 + \eta \left(\frac{X}{Y} \right) \right] X^\theta \quad (3)$$

其中: X表示出口,如此则表明国内技术进步由出口依存度(即出口总额占GDP的份额)和出口规模以及用来度量影响技术进步各种其他因素的残余值B3个因素决定。对(2)式和(3)式分别取自然对数,可以得到:

$$\ln EE = \ln A + \alpha \ln \left(\frac{K}{E} \right) + \beta \ln \left(\frac{L}{E} \right) \quad (4)$$

$$\ln A = \ln B + \ln \left[1 + \eta \left(\frac{X}{Y} \right) \right] + \theta \ln X \quad (5)$$

由于当Z很小时, $\ln(1+Z) \approx Z$, 所以(5)式可以写作:

$$\ln A = \ln B + \eta \left(\frac{X}{Y} \right) + \theta \ln X \quad (6)$$

进一步考察人力资本投入在出口贸易技术外溢中的作用,采用黄菁和赖明勇等(2008)的处理方式,在(6)式中引入人力资本H:

$$\ln A = \ln B + \eta \left(\frac{X}{Y} \right) + \delta H \cdot \left(\frac{X}{Y} \right) + \theta \ln X \quad (7)$$

将(7)式代入(4)式, 可得:

$$\ln EE = \ln B + \eta \left(\frac{X}{Y} \right) + \delta H \cdot \left(\frac{X}{Y} \right) + \theta \ln X + \alpha \ln \left(\frac{K}{E} \right) + \beta \ln \left(\frac{L}{E} \right) \quad (8)$$

基于以上的分析, 构建以下两组出口贸易对能源效率EE影响的计量回归方程:

$$\ln EE_{it} = c + \eta \left(\frac{X}{Y} \right)_{it} + \theta \ln X_{it} + \alpha \ln \left(\frac{K}{E} \right)_{it} + \beta \ln \left(\frac{L}{E} \right)_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

$$\ln EE_{it} = c + \eta \left(\frac{x}{y} \right)_{it} + \delta H_{it} \cdot \left(\frac{x}{y} \right)_{it} + \theta \ln X_{it} + \alpha \ln \left(\frac{K}{E} \right)_{it} + \beta \ln \left(\frac{L}{E} \right)_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

其中, η 值的大小反映了出口部门生产率优势造成的间接技术效应, 包括技术学习示范效应与竞争效应, 由于竞争效应存在正负两种情形, 故 η 值的方向具有不确定性, 如果 η 为0, 表明出口部门生产率优势造成的技术示范效应恰好与负的竞争效应抵消; 如果 η 取值为正, 说明出口贸易对企业生产存在促进技术进步的间接技术效应; 反之, 如果 η 值为负, 则表明出口贸易的间接技术效应对技术进步还可能存在一定的抑制效果。 θ 值的大小衡量出口部门对非出口部门的直接技术溢出效应, 当出口部门技术领先非出口部门, 预期其符号为正, 反之则为负。由于 $\alpha > 0$, $\beta > 0$, 观察两个相对指标 $\frac{K}{E}$ 和 $\frac{L}{E}$, 其比值的变化方向决定了EE的改善情况, 易得到结论: (1)资本相对能源要素投入增长快, 会促进生产中能源效率的改善; (2)劳动力相对能源要素投入增长快, 会促进生产中能源效率的改善。

二、数据来源及处理

本文分析中使用的数据为1995~2009年全国29个省市自治区的面板数据, 基础数据来源于中经网统计数据库、《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》及各省市自治区统计年鉴相关年份。下面详细说明各个变量的选取及处理。

1. 能源效率(EE) 使用历年各省市的国内生产总值GDP与能源消耗总量的比值表示, 代表单位能耗的产出量。国内生产总值GDP数据均来源于中经网统计数据库, 能源消耗总量(万吨标准煤)数据来源于历年《中国能源统计年鉴》。

2. 出口依存度(X/Y) 使用历年各省市的出口总额与国内生产总值GDP比值表示。其中历年各省市的出口总额数据来源历年各省市统计年鉴。出口数据使用相应各年的中国人民银行公布的年底汇率进行折算成人民币(亿元)表示的数量。

3. 出口规模(X) 使用历年各省市的出口总额表示, 来源及处理同上。

4. 人力资本(H) 采用Barro和Lee(2001)的方法来计算各地区人力资本。人力资本的度量方法主要有教育经费法、人均受教育年限法和中等教育入学率法等。相比较而言, 人均受教

育年限法较为可靠,故采用这一方法来度量我国的人力资本存量。通过将全部6岁及6岁以上人口的受教育年限加总后除以6岁及6岁以上总人口数得到,根据我国实际情况,小学文化程度设为6年,初中文化程度设为9年,高中文化程度为12年,大学及以上文化程度设为16年。

5.资本存量(K) 由于没有现成的固定资产投资和流动资金年末价值数据可供利用,此处采用经验的折旧率计算固定资产净值(即永续盘存法):

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t$$

I_t 采用各省市每年的固定资本形成额表示, δ 为折旧率,并遵循已有文献将折旧率设定为9.6%。各地区实际资本存量1995~2000年数据直接引自张军等(2004),2001~2009年数据依据相同方法推算而得。

6.劳动力(L) 用历年各省市年底从业人员数(万人)衡量。数据来源与GDP数据相同。由于数据的可得性原因,分析不包括港澳台地区,并删除了西藏,重庆被合入四川,对于数据在几种出版物中不一致的地方,皆以《中国统计年鉴》为准,对个别省份、年份数据统计缺失的情况,以其前后年份移动平均的插值估算法进行修补,最终得到 29×13 的样本数据。

表1 1995~2009年的全部样本回归结果

解释变量	Regression(1)			Regression(2)		
	OLS (模型1)	FE (模型2)	RE (模型3)	OLS (模型4)	FE (模型5)	RE (模型6)
$\ln(K/E)$	0.2347483 (11.43)	0.5933168 (18.46)	0.5078742 (17.16)	0.2066884 (9.83)	0.5383469 (18.10)	0.4697599 (16.87)
$\ln(L/E)$	0.2936053 (13.20)	0.0832338 (2.31)	0.1266747 (4.06)	0.3434131 (14.08)	0.1401555 (4.22)	0.187083 (6.26)
$\ln X$	0.2314233 (18.41)	0.2283049 (10.40)	0.2627694 (14.03)	0.2317736 (18.85)	0.2337791 (11.74)	0.268408 (15.37)
X/Y	-0.3803529 (-3.41)	-0.8229088 (-7.13)	-0.9597251 (-8.63)	-2.319165 (-5.24)	-4.407992 (-11.11)	-4.299574 (-10.95)
$H^*(X/Y)$				0.2284022 (4.52)	0.3558324 (9.37)	0.3385482 (8.83)
-CONS	-1.108237 (-14.63)	-0.8109311 (-7.19)	-1.045177 (-9.78)	-1.086156 (-14.63)	-0.7523855 (-7.34)	-0.9781395 (-9.78)
F 统计量		75.44			89.88	
BP统计量			1156.98			1136.28
Hausman 检验统计量		32.41			1101.48	
R^2	0.7142	0.8142	0.8116	0.7272	0.8475	0.8453

注:括号内为估计参数相对应的t值。

三、实证分析

由于本文采用的是1995~2009年的面板数据,同时包括有横截面和时间序列数据,模型设定的正确与否直接影响到最后参数估计的准确性和可靠性。因此,我们同时采用OLS、固定效应和随机效应的估计方法,回归(2)在回归(1)的基础上进一步加入考虑人力资本的影响,采用F检验判定比较OLS与固定效应的优劣,采用BP检验判定比较OLS与随机效应的优劣,采用Hausman检验判定比较固定效应和随机效应的优劣,并同时将结果列出。表1报告了全部样本回归和检验的结果:F检验和BP检验的结果都拒绝了采用OLS模型,随后的Hausman检验结果显示采用固定效应要优于随机效应。故我们的分析将基于模型2和模型5展开,表2的分地区样本回归也均采用固定效应。所有检验和回归运用stata9.0完成。

从结果来看,我们所关心的 η 值在模型2中为负,且显著,在加入人力资本因素的模型5中其值仍为负,同样表现出显著性,这表明我国出口贸易的间接技术效应总体上抑制了能源效率改善,但 δ 的值为0.3558324,体现出人力资本对能源效率的正向影响,人力资本的技术承接使出口贸易对能源效率改善起到促进作用。 θ 的结果在模型2和模型5中均为正,分别为0.2283049和0.2337791,且都在1%水平上显著,这强烈表明出口贸易对非出口部门的直接技术溢出引致能源效率改善效应是明显的,这与我国出口部门技术领先非出口部门的现实相符。所报告的模型2和模型5中另外两个重要变量系数的结果与理论预期相符,其中模型2中 α 的结果为0.5933168, β 为0.0832338,加入人力资本因素后二者符号不变, α 大小略减小, β 略增加,这要归因于人力资本属于一类特殊的劳动力要素,将其加入模型后则可能会造成上述的变化。

为了进一步研究出口贸易对能源效率改善在不同经济区域的效果和影响,继续对我国东、中、西三大经济区域分别进行模型计量检验,结果如表2所示。

表2 1995~2009年的分经济区域样本回归结果

解释变量	Regression(3)			Regression(4)		
	东部 (模型7)	中部 (模型8)	西部 (模型9)	东部 (模型10)	中部 (模型11)	西部 (模型12)
ln(K/E)	0.3929312 (8.01)	0.2997044 (6.05)	0.5481831 (6.48)	0.3860994 (9.38)	0.2094823 (3.90)	0.3996922 (3.80)
ln(L/E)	0.3940013 (7.48)	0.5921126 (8.17)	0.0576818 (0.56)	0.3719159 (8.41)	0.5999953 (8.66)	0.2695494 (1.98)
lnX	0.4440858 (13.22)	0.6353875 (11.90)	0.2489195 (3.52)	0.364858 (12.29)	0.6008811 (11.57)	0.2974292 (4.10)
X/Y	-1.193182 (-10.18)	-11.81774 (-10.41)	-2.534681 (-3.11)	-3.918163 (-11.54)	-21.66838 (-6.75)	-13.22174 (-2.80)
H*(X/Y)				0.2954509 (8.39)	1.318114 (3.56)	1.299941 (2.30)
-CONS	-2.10563 (-11.02)	-2.204716 (-10.02)	-0.8522919 (-2.96)	-1.520946 (-8.71)	-2.13741 (-10.12)	-1.005871 (-3.47)
样本量	180	135	120	180	135	120
R ²	0.8670	0.9174	0.7796	0.9071	0.9252	0.7900

注:括号内为估计参数相对应的t值。

从进一步的实证结果可以看出,未考虑人力资本因素的回归(3)中的 η 值在东、中、西部均为负,且显著,再加入人力资本因素都仍为负,但是系数绝对值都有不同程度的变大,且表现出显著性,这表明三大地区出口贸易的间接技术效应抑制了能源效率改善,这可以解释为我国各地区一般以外向型经济为主,导致出口部门的生产率优势过于明显,此一方面导致出口部门自身改善技术的竞争动力不强烈,另一方面,落后的非出口部门对其示范效应的学习基础不足,进而可能转向非技术的粗放式竞争,如进行高能耗的生产等,进而出现了能源效率抑制现象,人力资本向出口部门的流动加剧了这种抑制效应。东、中、西部 δ 的值分别为0.2954509、1.318114和1.299941,均为正,统计上都显著,这体现出人力资本的积累在技术承接上的作用,对能源效率改善起到促进作用,同时不难看出中、西部相对于东部的人力资本的作用更加突出,也说明它们在人力资本积累上的缺乏,使其产生的边际改善效应更大。 θ 的结果在回归(3)和回归(4)中均在1%水平上显著为正,三大经济区域的出口贸易对非出口部门能源效率都有很好的改善效应,尤其是中部地区,达到0.6008811,即出口增加1%,则地区的能源效率改善0.60%。另外两个变量系数 α 和 β 东部与中部的结果与全部样本的结果相似,都显著为正,加入人力资本因素后二者符号不变, α 略减小, β 略增加。

四、结论及政策启示

本文利用1995~2009年中国省际面板数据进行实证研究表明,出口贸易对非出口部门的直接技术溢出效应明显改善整体能源效率,其引致的模仿和竞争等间接技术效应对能源效率有一定的抑制效应,人力资本对出口贸易改善能源效率起促进作用。进一步分区域进行研究可知,东、中、西部的出口部门对非出口部门的直接技术溢出效应都对能源效率有改善作用,出口引致的间接技术效应对能源效率有一定的抑制作用,结果显著。三个经济区域的人力资本对出口贸易改善能源效率起促进作用,作用大小略有差异。 α 和 β 值的方向与预期相符,理论分析的结论正确。基于以上的研究结论,提出以下几点政策启示:

首先,进一步促进各地区出口贸易的发展,尤其是扩大中部地区的出口规模,发挥其对非出口部门的直接技术外溢效应,可实现整体能源效率的改善。其次,创造规范的市场秩序,引导企业进行良性的竞争,尤其是控制技术落后企业利用高能耗的粗放式竞争模式,为其学习模仿先进技术提供政策支持,可使出口贸易的间接技术效应有效地改善能源效率。再次,从人力资本角度而言,中、西部都要加大人才培养和引进力度,增加人力资本积累,以利于更好地承接出口贸易的技术外溢。最后,合理利用价格机制,尤其是逐步放松能源价格管制,引导资本相对能源及劳动力相对能源合理投入,以促进生产中能源效率的改善。

(作者单位:厦门理工学院)

参考文献:

- [1] 陈迎,潘家华,谢来辉.中国外贸进出口商品中的内涵能源及其政策含义[J].经济研究,2008,(7):11~25.
- [2] 张传国,陈蔚娟.中国能源消费与出口贸易关系实证研究[J].世界经济研究,2009,(8):26~30.
- [3] 苏芳,蔡经汉.我国能源消费与出口贸易非线性协整关系实证研究[J].中央财经大学学报,2009,(12):69~74.
- [4] 沈利生.我国对外贸易结构变化不利于节能降耗[J].管理世界,2007,(10):43~50.
- [5] 陈刚,余燕春.能源约束对出口贸易结构影响的实证分析[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,

(下转第41页)