

我国能源需求的协整误差校正模型分析

李 科, 马超群

(湖南大学 工商管理学院, 湖南 长沙 410082)

摘 要:通过对能源需求影响因素的分析,建立了中国能源需求函数,并详细研究了我国从 1954-2003 年间年度能源总消费和各影响因子间的长期均衡关系。研究结果表明:从长期看,经济增长是影响能源需求量的主要因素;前几期的能源总需求量对当期的能源需求量影响十分显著;人口因素的影响作用十分温和,而能源效率导致能源总需求量下降,但下降幅度不稳定。

关键词:能源需求;协整;Granger 因果关系;方差分解

中图分类号:F426.2

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2006)08-0130-03

0 前言

能源是人类赖以生存和发展不可缺少的物质基础,是国民经济和社会发展的重要战略物资。在当代,能源资源及其开发利用不仅直接影响人类文明和社会经济的发展,而且成为影响世界政治经济秩序的重要因素。自 20 世纪 90 年代以来,我国的能源供求关系、能源结构和使用效率均出现了重大变化:

(1) 能源消费强度大幅下降,能源使用效率迅速提高。1978 年我国能源消费强度为 15.77,到 2002 年已经下降到 4.78。同期的能源弹性系数也稳定在 1 以下,甚至从 1997 年开始连续 3 年出现了罕见的负数。

(2) 能源消费结构出现剧烈变化,原油消费在能源消费中的比重明显提高。2003 年原油在我国能源消费中的比重占 22.7%,比 1991 年高 5.6 个百分点。

(3) 能源安全尤其是石油安全越来越有受制于人的危险。从 1993 年开始国内出现了原油短缺,大量依赖进口。当年原油进口 930 万 t,到 2003 年原油进口 9 113 万 t,对外依存率则从 2002 年的 27% 上升到 2003 年的 35%,2004 年上升到 40%。

许多学者对我国能源需求变化的原因进行了分析。钱永坤、王艳丽利用生产函数建立了能源需求函数,并通过对我国 1979~2000 年的数据分析后认为,1993 年以后能源需求量的价格弹性增加,但是 GDP 增长和工资变动是影响 20 世纪 90 年代中期能源需求量变动的主要因素,并认为未来我国能源消费结构调整、耗能产业调整等需求因素将决定能源工业的发展^[1]。而赫海等则依据资源、环境和经济可持续发展的思路,对我国和世界能源消费影响因素进行对比分析,探讨了与能源消费有关的各个因素,如技术进步、产业结构和能源结构、环境、人口对能源消费的影响,并和一些发达国家及世界平均水平进行了对比分析,揭示了我国在能源利用上的不足和差距^[2]。中国社会科学院数量经济与技术经济研究所构建系统动力学和投入产出模型,采用分部门终端需求分析法,进行了长期能源需求的预测^[3]。魏一鸣等(2004)将情景分析法和投入产出法相结合,建立了基于投入产出的能源模型和能源强度情景分析模型。他们的研究表明:对能源需求量影响较大的因素是人口因素和收入因素,对能源强度影响最大的因素是科技进步^[4]。

近年来,国内外学者采用不同的方法对

我国能源消费与经济增长的关系做了大量研究,但主要是从定性方面进行,定量分析方面也主要集中在考察能源需求总量、能源利用效率和经济增长之间的关系。其中,林伯强(2001,2003)将协整误差校正模型引入到能源分析中,通过分析能源需求和 GDP、能源价格、经济结构中重工业份额的协整关系,建立了我国的能源需求的计量经济模型^[5]。

本文将利用影响我国能源需求的影响因子建立起我国能源需求的协整误差校正模型,并实证研究各个影响因素对我国能源需求的具体影响。

1 我国能源需求模型的建立及数据预处理

1.1 我国能源需求模型的构建

根据文献[1][2][4],国内生产总值、能源价格、经济结构、能源使用效率和人口是影响我国能源需求的主要因素。因此,我国的长期能源需求函数可以用下式表示:

$$TEC=f(GDP, P, M2, POP, EF)$$

式中 TEC 为能源总需求, GDP 表示国内生产总值, P 表示能源价格, M2 代表重工业在 GDP 中的份额以反映经济结构的变迁, POP 表示人口, EF 是效率变量(以能源

收稿日期:2005-11-14

作者简介:李科(1980-),男,湖南隆回人,湖南大学工商管理学院硕士研究生,研究方向为风险管理;马超群(1964-),男,湖南岳阳人,湖南大学工商管理学院教授、博士生导师,湖南大学工商管理学院党委书记,研究方向为风险管理、金融工程。

强度来表示)。

韩智勇等指出反映能源使用效率的能源强度的变化可以分解成结构份额和效率份额,并提出了结构份额和效率份额的计算方法^[9]。由于能源强度和结构变量间的强相关关系,本文只考虑了能源强度。此外由于我国缺乏统一的能源价格数据,本文只得放弃对能源价格的估计。由此,我们定义的能源需求函数可以表示为:

$$TEC=f(\text{GDP}, \text{POP}, \text{EF})$$

1.2 数据来源及预处理

本文选取的数据期间是1954~2003年,数据来源于《中国统计年鉴》(2004、1991)、《中国经济统计年鉴》(1998)。为了计算上的统一,将GDP数据用GDP平减指数换算成1952年不变价计算的GDP(记作RGDP),能源消费序列用煤当量计算,单位是万吨标准煤。

为克服数据中的异方差,记LRGDP=ln(RGDP),进一步一阶差分后记为DLRGDP,即DLRGDP_t=LRGDP_t-LRGDP_{t-1},同理应用于其它变量的变换。

2 我国能源需求协整与误差修正模型

2.1 变量的单位根检验

我国经济的高速增长使得时间序列不再平稳,传统的OLS估计可能不适合于长期模型。为了检验数据的时间序列特征,这里采用扩大的Dickey-Fuller(ADF)和Phillips-Person(PP)的单位根法来检验我国能源需求的时间序列数据的平稳水平,结果见表1。两种检验结果都表明:我们不能拒绝所有变量都是I(1)的原假设,即接受所有变量都存在单位根。

2.2 变量的因果关系检验

我们知道宏观经济运行在很大程度上依赖于变量之间可能存在的因果关系,正是这种因果关系,使组成宏观经济系统的各变

量相互制约和相互促进。这一方向具有原创性突破的工作是著名计量经济学家C.W.J.Granger于1969年所定义的因果关系及其

检验(Sims, 1972),以及后续的发展和完善,该成果已经成为经济和金融实证分析中广泛使用的工具。这一检验亦被命名为Granger因果关系检验。

Granger因果关系检验对滞后阶数十分敏感,不同的滞后阶数会导致完全相反的结果。目前所使用的从一般到特殊的方法即是从较大的滞后阶开始,通过对应的t值的显著性调整滞后阶,进而决定最终的滞后阶,或者通过Akaike信息准则或者Schwarz贝叶斯最小信息准则来确定最合适的滞后阶。我们依据Hsiao(1981)提出的FPE最优滞后准则: $FPE=(T+K)*SSR/[(T-K)*T]$ (其中T是样本个数,K是被估计的参数个数,SSR是残差平方和)可以确定滞后阶数为2。从检验结果看,能源总消费与经济增长、人口及能源强度有很强的双向因果关系。

2.3 Johansen 协整检验

只有当变量之间存在协整关系时,才存在误差修正模型。因此我们要检验变量之间的协整关系。在多变量方程中,对于一组变量间协整关系的检验,Johansen法要优于Enger-Granger的两步法。因此本文采用前一种方法来确定模型中协整向量的个数。

首先对LTEC,LRGDP,LPOP和LEF建立VAR(p)模型。在实际应用中,通常希望最大滞后期p足够大,从而完整地反映所构造模型的动态特征。但滞后期越长,模型中待估计的参数就越多,自由度就越小。所以,应在滞后期和自由度之间寻求一种平衡。经过多次试验,在不损失过多信息的条件下,SC值在滞后4期时达到最小。用Johansen法得

表2 变量的Granger因果关系检验

变量	零假设	样本数	F-统计量	零概率
LTEC,LRGDP	LTEC不是LRGDP的Granger原因	49	6.88966	0.00249
	LRGDP不是LTEC的Granger原因		3.93182	0.02685
LTEC,LPOP	LTEC不是LPOP的Granger原因	49	7.84830	0.00122
	LPOP不是LTEC的Granger原因		14.4376	1.5E-05
LTEC,LEF	LTEC不是LEF的Granger原因	49	4.29863	0.01971
	LEF不是LTEC的Granger原因		2.31989	0.11019

表3 Johansen 协整检验

特征值	似然比	5%临界值	1%临界值	假设协整向量个数
0.832133	142.2852	47.21	54.46	None **
0.499514	60.19445	29.68	35.65	At most 1 **
0.433051	28.35438	15.41	20.04	At most 2 **
0.047737	2.250040	3.76	6.65	At most 3

注:*(**)表示在5%(1%)显著水平下拒绝原假设。

表4 标准化协整系数

LTEC	LRGDP	LEF	LPOP	C
1.000000	-0.868426 (0.02805)	-0.855227 (0.02816)	-0.449640 (0.09874)	3.587099
Log likelihood:	565.3853			

注:括号内的数字为标准误差。

到的结果如表3所示。

从表3可以看到,在5%的显著性水平下序列间存在3个协整关系,基于研究的目的,本文选取其中以LTEC为因变量,其它变量为解释变量的协整关系,它的标准化系数见表4。

将协整关系写成数学表达式,得:

$$LTEC = -3.587099 + 0.868426LRGDP + (0.02805)$$

$$0.44964LPOP + 0.855227LEF (0.09874) (0.02816)$$

括号里面的数字是标准差。

协整检验的结果表明:能源总需求、GDP、人口总量、能源效率变量间存在长期均衡关系。能源需求的长期收入弹性为0.868426。这一结论与[5]的结论相一致(其当时计算结果表明能源需求的长期收入弹性为0.8828)。但与国际上许多国家的收入弹性大于1结论相左。

图1给出了根据协整方程建立的模拟能源总消费和实际能源总消费的对比关系图。从图1看,拟合图和实际图几乎一致,说明拟合的效果十分理想。我们还通过其它变量的组合建立相对应的协整方程,但从效果上看图1代表了最好的一种协整组合。

2.4 向量误差修正模型

经济变量中的某些发展可能引起我国

表1 单位根检验结果

序列	水		平		一阶差分	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
LTEC	-2.436373	-3.087487	-5.779937*	-4.317464*		
LRGDP	-1.820172	-1.797384	-4.947121*	-4.461304*		
LPOP	-0.718297	-0.190381	-3.831947**	-3.696847**		
LEF	-1.48467	-0.752973	-3.071444**	-3.247475**		

注: *和**分别表示在1%和5%水平显著,L表示自然对数。数据期间:1954~2003年。

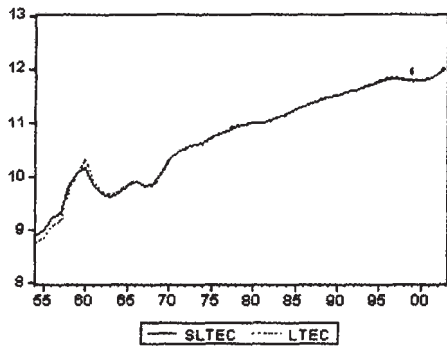


图1 能源总消费与协整拟合对比

能源需求的短期波动,比如我国近年来持续的积极财政政策和宽松的货币政策;我国在国际石油市场上的高买低卖现象;我国总体能源价格偏低导致的价格消费激励;经济迅速发展但能源总体消费在上世纪末的下降的反常现象等。我们需要评估这些事件对协整模型的影响,这就意味着需要检验模型中的中长期需求关系在受到短期干扰时是否仍然成立。为达到上述目的,我们在协整基础上建立一个动态的误差修正模型用来预测短期内的能源需求行为。因此,在协整向量量中所得到的滞后残差被综合为一个高度概括性的误差修正模型。

一旦协整关系确定以后可由此确定一个误差修正模型来预测短期能源需求行为。根据 Hendry(1995)的“从一般到特殊”的建模方法去剔除回归系数中不显著的滞后期,我们获得如下较为简洁的向量误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta LTEC = & 0.448 \text{VECM}_{t-1} - 2.786 \Delta LTEC_{t-1} \\ & (0.56853) \quad (1.02281) \\ & (0.78883) \quad (-2.72427) \\ & 1.427 \Delta LTEC_{t-2} + 2.918 \Delta LRGDP_{t-1} + 1.386 \Delta LRGDP_{t-2} \\ & (0.77674) \quad (1.05106) \quad (0.83816) \\ & (-1.83764) \quad (2.77602) \quad (1.65328) \\ & -0.908 \Delta LPOP_{t-1} - 1.003 \Delta LPOP_{t-2} + 3.673 \Delta LEF_{t-1} \\ & (1.98301) \quad (1.99432) \quad (1.08287) \\ & (-0.45812) \quad (-0.50303) \quad (3.39202) \\ & + 1.546 \Delta LEF_{t-2} + 0.276 \Delta LEF_{t-3} + 1.439 \Delta LEF_{t-4} + \\ & (0.74803) \quad (0.78987) \quad (0.92286) \\ & (2.06679) \quad (0.34930) \quad (1.55950) \\ & 0.176 \\ & (0.04268) \\ & (4.12828) \end{aligned}$$

上式中括号里的数字分别为标准误差和 t 统计量。

模型的整体效果如下:

R: 0.916980 调整 R: 0.864709 F 统计量: 17.54260
极大似然数: 570.5062 AIC: -21.97805
SC: -18.92680

从短期看,TEC、POP的前两期的变化对本期的变化有反向作用,而RGDP的变动对本期TEC的变动有正向作用,尤其是EF的变动在滞后4期时仍然对本期TEC作用显著。这表明我国能源使用效率的提高对能源总消费的巨大作用,也体现了我国节能技术的显著进步。

3 变量之间的冲击和方差分解

为了对各变量之间的动态特征有一个清楚的了解,应用上面的VECM,对其进行冲击响应分析,即计算一个单位的TEC、GDP、POP和EF冲击分别对TEC、GDP、POP和EF的影响。由于冲击对变量的冲击顺序非常敏感,根据 Sims(1980)和 Zhou(1996)提出的冲击顺序应该先是弱外生变量,后是与之相关的内生变量,最后是其它内生变量,可以确定冲击顺序依次为:LTEC,LRGDP,LEF,LPOP。

图2给出了4个脉冲响应函数合成图。由于我们主要考察能源总消费的影响,因此这里我们只分析LTEC对一个标准差信息的响应。可以看到:LTEC,LRGDP,LEF,LPOP的冲击均对我国的LTEC具有永久性的影响,其中LTEC和LRGDP的影响作用十分显著。TEC对其自身的影响一开始十分显著,在滞后4期时逐渐下降;GDP的冲击对TEC的负影响经历了由小到大再到小的过程,表明它的影响短期、中期和长期的作用差异很大;人口因素对TEC的影响一直为正,但作用一直比较温和,这也和我们上文中的讨论一致,也表明人口因素是影响我国能源消费的一个显著因素;能源效率冲击对能源消费的影响先正后负,这一方面是由于经济快速增长对能源需求的影响超过了能源使用效率提高对能源需求的影响,同时也反映了我国转变经济增长方式的长期性和艰巨性。

表5给出了LTEC的方差分解。从表中可以看到,LTEC在前3年自身的影响十分显著,而后缓慢下降,但作用仍然十分明显;LRGDP的冲击在第6年时达到最大(占53.89%),但可以看到从第5年开始,LRGDP的冲击占主导地位;人口的冲击为先小后

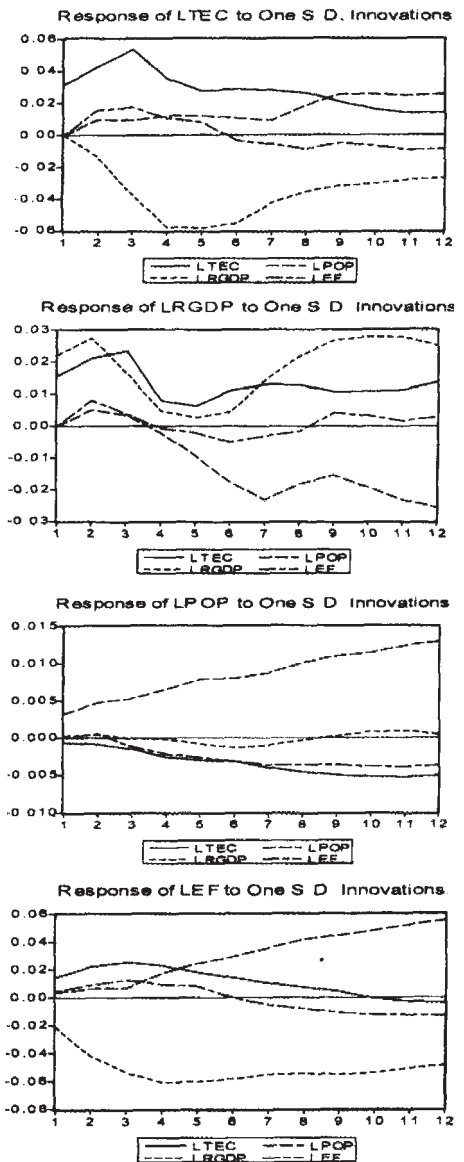


图2 变量间的冲击响应图

表5 LTEC的方差分解(%)

Period	LTEC	LRGDP	LPOP	LEF
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	84.22950	5.899999	2.749956	7.120549
3	71.21323	19.88464	2.187329	6.714802
4	54.07481	38.44887	2.479873	4.996443
5	44.69714	48.56062	2.665769	4.076464
6	40.06232	53.89423	2.680913	3.362535
7	38.75416	55.41380	2.715050	3.116988
8	37.86138	55.21136	3.779784	3.147477
9	36.55866	54.65832	5.785528	2.997492
10	35.14642	54.30853	7.576296	2.968756
11	33.90155	53.95948	9.046878	3.092087
12	32.83100	53.46375	10.53800	3.167253

大,一直稳步上升;能源使用效率对能源消费的影响不十分稳定,最高时占7.12%。这些

论生物技术伦理原则

陈朝余

(华南农业大学 人文科学学院, 广东 广州 510642)

摘要: 从实践出发建构伦理原则是正确的思路, 从尊严核心到不伤害核心是合理的。现代生物技术伦理原则是不伤害、尊重、知情同意, 它们处于不同层次而构成原则体系。

关键词: 伦理原则; 不伤害; 尊重; 知情同意

中图分类号: Q81

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2006)08-0133-02

1 从实践出发

在一个价值观多元的社会, 从一种观念或一种理论出发推演出原则是困难的。面对生物技术利弊交织的特点, 建构现代生物技术伦理原则应从实践出发。

首先, 要满足实践的需要, 解决实践中应用中出现的问题尤其是难题, 是现代伦理学发展的动力源泉, 也是建构伦理原则的正确思路。现代生物技术利弊交织, 一方面它是现代科学技术的前沿, 推动着现代科技的

进步, 推动着社会生产力的发展, 对人类的健康、福利存在着巨大的正面效应; 另一方面, 它已经深入到改造生命甚至创造生命的阶段, 对人类的尊严、健康和福利存在着极大危害的潜在可能, 让人感到恐惧。生物技术要为人更好地生存和发展服务而不能危害人类自身, 这是科学技术本身的目的, 显然它也是生物伦理学的道德目的。科学目的和道德目的的一致性, 说明伦理道德要求是生物技术健康发展的内在要求, 是生物技术自身解决其存在问题的内在机制。在生物

技术伦理体系中, “过”和“不及”的伦理道德要求都不利于它的健康发展。源于基督教教义的伦理原则, 对几乎所有的技术革命在最初时都持强烈反对的立场, 虽有警世作用, 但“求全责备”, 若以此为准则就会阻碍生物技术的发展。从康德道义伦理学推演出的伦理原则, 是进行伦理辩护的主要理论依据。但观念先行, 带有比较明显的说教痕迹, 也常常与解决问题的现实发生矛盾。从上述情况看来, 只有从实践出发去建构伦理原则才是正确的思路。

结果与图 2 的结果具有一致性。

4 结束语

通过对 1954-2003 年的研究, 结果证实了我国能源消费与经济总量之间的相互因果关系, 这符合能源经济之间的经济理论: 作为一种要素, 能源投入的增加会带来经济产出的增加, 同样, 当经济总量扩大时, 对能源要素的引致需求也会增加。此外, 由于能源效率因子包含经济结构变动和技术进步因素的影响, 因而本文在研究中重点考察了经济增长、人口和能源效率对能源需求的影响。从实证效果上看本文的研究是合理和理想的。

由于宏观经济变量的惯性, 本文的研究

表明前期的能源总消费对当期的消费量影响十分显著, 经济增长对能源总消费的影响在短期、中期和长期的作用差异很大, 但从长期看经济增长对能源需求量的影响占主导地位。人口因素是影响我国能源消费的一个显著因素, 但其作用一直十分温和, 表明在我国经济增长、人们生活水平提高的同时, 人均消费量也在稳步上升。能源效率对能源消费的影响并不稳定, 这反映了我国在节能技术上仍然有很大潜力, 也表明国家应该加大对节能技术开发的投入, 积极依靠节能技术进步提高能源使用效率。

参考文献:

[1] 钱永坤, 王艳丽. 20 世纪 90 年代以来中国能源

需求影响因素实证分析[J]. 中国矿业大学学报, 2003, (9): 553-556.

[2] 赫海, 顾培亮, 卢奇. 中国和世界能源消费因素对比分析[J]. 中国能源, 2002, (5): 36-39.

[3] 中国环保网. 中国 21 世纪能源展望: 中国现代化面临的能源问题[R]. <http://www.chinaenvironment.com/chinese/power/xianzhuang.cn.13.htm>.

[4] 梁巧梅, 魏一鸣, 范英, Norio Okada. 中国能源需求和能源强度预测的情景分析模型及其应用[J]. 管理学报, 2004, (7): 62-66.

[5] 林伯强. 中国能源需求的经济计量分析[J]. 统计研究, 2001(10): 34-39.

[6] 韩智勇, 魏一鸣, 范英. 中国能源强度与经济结构变化特征研究[J]. 数理统计与管理, 2004, (11): 1-6.

(责任编辑: 高建平)

收稿日期: 2005-09-19

基金项目: 广东省哲学社会科学“十五”规划 2004 年度课题(03104B13)

作者简介: 陈朝余(1954-), 华南农业大学人文科学学院副教授, 硕士生导师, 研究方向为科学伦理学。