

## 管理科学

# 能源需求与经济增长关系的均衡分析

李凤升<sup>1</sup> 孙彦彬<sup>1</sup> 李雪源<sup>2</sup> 蒲 雄<sup>3</sup>

(东北石油大学石油经济与管理研究所<sup>1</sup>,大庆 163318;中国石油西南化工销售分公司<sup>2</sup>,成都 610015;  
中国石油天然气股份有限公司 长庆油田分公司财务资产处<sup>3</sup>,西安 710021)

**摘要** 根据 1985—2009 年中国能源需求和经济增长统计数据,运用 Granger 因果关系检验、单位根检验、协整检验、误差修正模型方法进行实证分析。结果表明中国能源需求与经济增长之间存在着双向的 Granger 因果关系。能源需求与经济增长之间存在着长期均衡关系,能源消费弹性系数为 0.58,即经济增长每增加 1%,对能源的需求量将增加 0.58%。

**关键词** 能源需求 经济增长 协整检验

**中图法分类号** F224.0; **文献标志码** A

能源是一个国家社会发展和经济增长的重要物质基础。一国经济发展状况往往受制于能源供给和需求两方面。能源供给主要取决于能源储量和能源开发技术水平;而能源需求主要取决于能源利用率的高低、经济发展水平、经济结构水平、人口规模等。在能源供给一定的情况下,能源需求与经济增长的定量关系是学者们研究的一个重要课题。

目前,关于该课题研究比较代表性的文献有:陆寅申(2009)对上海市电力能源需求影响因素进行了分析,建立了长期均衡关系模型。基于误差修正理论构建了用电需求与产业发展之间的关系模型,并运用协整分析得出了上海市主要区县的电能需求与产业发展等因素之间的长期均衡关系模型,并在电力能源需求方面提出了建议<sup>[1]</sup>。胡广阔,王克振(2009)基于 ARIMA 模型分析了甘肃省 1985—2007 年的能源需求总量,认为短期预测时甘肃省能源需求总量模型是合理的,并得出了相应结论<sup>[2]</sup>。陈钢,高尚(2008)研究了灰色、神经网络和支持向量机的三个预测模型,并以某城市 1999—2006 年间

能源需求为例,对能源需求进行了预测,经过分析比较,认为支持向量机的预测方法精度较高<sup>[3]</sup>。熊浩云,陈小榆,王伟斌(2010)分别采用神经网络和时间序列两种方法构建了中国能源消费总量的单项预测模型,并进行了检验,结果表明该模型可以预测未来能源消费量,并构建了中国能源消费的组合预测模型,进一步提高了预测精度<sup>[4]</sup>。刘宏杰,邱立成(2008)分析了中国能源消费状况,运用协整理论和 Granger 因果关系检验实证分析了中国石油消费和经济增长之间的关系,认为中国石油消费与经济增长之间存在着正相关关系和单向因果关系<sup>[5]</sup>。

与以往文献不同的是,本文选取 1985—2009 年能源消费和经济增长历年经济数据,对两变量首先进行 Granger 因果关系检验,判定变量之间的关系;然后再运用单位根检验、协整检验、误差修正模型实证分析中国能源消费与经济增长之间的关系。

## 1 数据与变量

本文分析所采用的样本取自 1985—2009 年中国经济统计数据,数据源于历年《中国统计年鉴》。用中国历年能源消费总量反映能源需求水平,原始数据见图 1。用国内生产总值反映经济增长水平,

2011 年 1 月 27 日收到 黑龙江省高等学校人文社会科学重点研究  
基地项目(10E006)资助

第一作者简介:李凤升(1974—),男,山东定陶人,副教授,博士研究生,E-mail:lifengsheng@126.com。

原始数据(当年价格)见图 2。

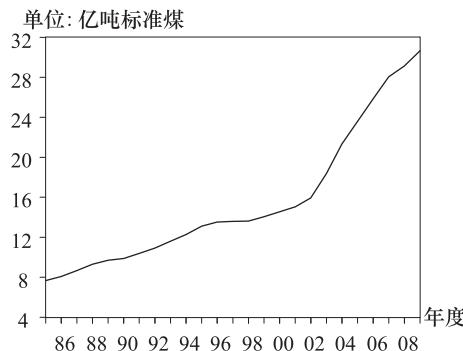


图 1 中国能源需求时间序列

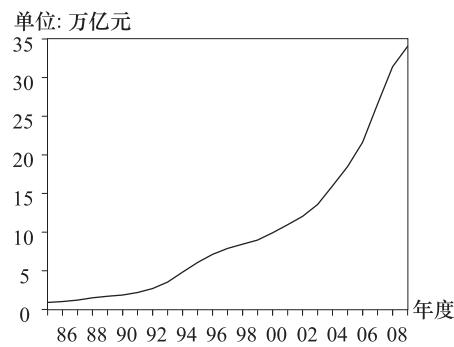


图 2 中国经济增长时间序列

从图 1 和图 2 可以看出,中国能源需求和经济增长均呈逐年提高、增长速度加快的趋势,2009 年经济增长超过了 34 万亿元(当年价格),同年能源需求超过了 30 亿吨标准煤,均达到历史最高水平。基于考虑数据的一致性和可比性,为消除物价变动对经济增长的影响,用以 1985 年为基期的 GDP 平减指数对名义 GDP 进行平减,推算出以 1985 年为基期的历年实际 GDP。分别用变量  $y$ 、 $x$  表示中国能源需求和以 1985 年为基期的经济增长水平。

## 2 实证分析

### 2.1 Granger 因果关系检验

在建模之前,应首先对变量之间的关系进行检验,借助 Granger (1969) 提出的因果关系检验方法<sup>[6]</sup>对这一问题进行分析,所需检验的参数模型如下:

$$y_t = \gamma_{10} + \sum_{j=0}^m \gamma_{1j} x_{t-j} + U_{1t} \quad (1)$$

$$x_t = \gamma_{20} + \sum_{j=0}^n \gamma_{2j} y_{t-j} + U_{2t} \quad (2)$$

其中, $m$ 、 $n$  分别表示模型的最优滞后阶数, $U_{it}$  为白噪声序列。式(1)、式(2)中的系数显著性对应着变量之间的 Granger 因果关系。对于方程式(1)而言,给出原假设:

$$H_0: \gamma_{1j} = 0 (j = 1, 2, \dots, m) \quad (3)$$

如果原假设  $H_0$  成立,则意味着所有前期的经济增长水平对能源需求没有解释或预测能力,此时认为经济增长对能源需求没有显著的 Granger 影响。Granger 因果关系检验的实质是检验一个变量的滞后变量是否可以引入到其它变量模型中。一个变量若受到其它变量的滞后影响,则称它们之间具有 Granger 因果关系。Granger 因果关系检验中涉及到滞后阶数的确定,根据 AIC 和 SIC 信息准则,确定滞后阶数为 2,对两变量进行 Granger 因果关系检验,结果见表 1。

表 1 Granger 因果关系检验结果

零假设 $H_0$	滞后阶数	F 统计量	P 值	结论
$x$ 不是 $y$ 的 Granger 原因	2	5.43	0.01	拒绝 $H_0$
$y$ 不是 $x$ 的 Granger 原因	2	3.51	0.05	接受 $H_0$

注:表中所有检验结果由软件 Eviews6.0 运算得到

从表 1 可以看出,在 5% 显著性水平上,当滞后阶数为 2 时,中国能源需求与经济增长之间存在着双向的 Granger 因果关系;经济增长是能源需求的 Granger 原因较显著。这证实了经济增长需要能源支撑,能源对经济增长有制约作用。

由于数据的自然对数变换并不改变原来的协整关系,并能使其趋势线性化,消除时间序列变量存在的异方差现象,因此对变量  $y$ 、 $x$  进行自然对数变换,分别用  $\ln y$ 、 $\ln x$  表示自然对数变换后的能源需求和以 1985 年为基期的实际经济增长水平。基于 Granger 因果关系检验,选取  $\ln y$ 、 $\ln x$  分别作为被解

释变量和解释变量。

## 2.2 时间序列的单位根检验

从图 1 和图 2 中可以看出,能源需求和经济增长具有很强的上升趋势,属于非平稳的时间序列变量,若直接用普通回归方法进行估计可能存在“伪回归”问题。为了避免“伪回归”,现首先对时间序列变量  $\ln y$ 、 $\ln x$  进行单位根检验。若时间序列变量  $X_t$  经过一阶差分,即  $\Delta X_t$  是平稳的,则称  $X_t$  是具有一个单位根的一阶单整过程。本文运用 ADF 检验法<sup>[7]</sup>对  $\ln y$ 、 $\ln x$  进行单位根检验,见表 2。

表 2 时间序列  $\ln y$ 、 $\ln x$  的 ADF 单位根检验

变量	ADF 统计量	检验形 式(c,t,k)	1% 临 界值	5% 临 界值	结论
$\ln y$	-2.54	(c,t,1)	-4.42	-3.62	不平稳
$\ln x$	-1.12	(c,0,2)	-3.77	-3.00	不平稳
$\Delta \ln y$	-3.15	(c,0,1)	-3.77	-3.00	平稳
$\Delta \ln x$	-4.02	(c,0,1)	-3.77	-3.00	平稳

注:(1) 表中所有检验结果由软件 Eviews6.0 运算得到;(2)  $\Delta$  表示变量的一阶差分;(3) 检验形式中的 c,t,k 分别表示带有常数项、趋势项和滞后期数;(4) 滞后期 k 的选择标准是以 AIC 值最小为准则。

从表 2 中可以看出,在 5% 的显著性水平上,时间序列经过一阶差分是平稳的,即  $\ln y$  和  $\ln x$  均是 I(1) 序列,因此可以进行协整检验。

## 2.3 协整检验

虽然时间序列变量  $\ln y$  和  $\ln x$  是非平稳的,但均为一阶单整序列,可能存在平稳的线性组合,这个组合反映了变量之间长期稳定的均衡关系,即协整关系。本文使用 E-G 两步法<sup>[8]</sup>对时间序列变量  $\ln y$  和  $\ln x$  进行协整检验,估计出来的协整模型为:

$$\begin{aligned} \ln y_t &= 5.91 + 0.58 \ln x_t + U_t; \\ t &= (24.07)(24.25); \\ R^2 &= 0.96 \end{aligned} \quad (4)$$

为了确定变量  $\ln y$  和  $\ln x$  是否存在协整关系,需要检验式(4)的残差序列  $U_t$  的平稳性。运用 ADF 检验法对  $U_t$  进行单位根检验,见表 3:

表 3 时间序列  $U_t$  的 ADF 单位根检验

变量	ADF 统计量	检验形 式(c,t,k)	1% 临 界值	5% 临 界值	结论
$U_t$	-2.56	(0,0,1)	-2.67	-1.96	平稳

注:(1) 表中所有检验结果由软件 Eviews6.0 运算得到;(2) 检验形式中的 c,t,k 分别表示带有常数项、趋势项和滞后期数;(3) 滞后期 k 的选择标准是以 AIC 值最小为准则。

从表 3 可以看出,残差序列  $U_t$  是平稳的(即没有单位根)。因此,尽管  $\ln y$  和  $\ln x$  个别而论并非平稳,但两者却存在着协整关系,即长期均衡关系。从式(4)可以看出,  $\ln y$  和  $\ln x$  之间具有较高的相关性,假设其它条件不变,能源消费弹性系数为 0.58,即能源消费量年平均增长速度与国民经济年平均增长速度之比为 0.58,经济增长每增加 1%,对能源的需求量增加 0.58%。

## 2.4 误差纠正模型(ECM)

通过协整检验可以看出,  $\ln y$  和  $\ln x$  之间存在长期均衡关系,当然在短期内可能会出现失衡。令  $ECM_t = U_t$ , 利用图 1 和图 2 数据,采用 hendry 的一般到特殊的建模方式得到误差修正模型<sup>[9]</sup>为:

$$\Delta \ln y_t = -0.01 + 0.67 \Delta \ln x_t - 0.07 ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

在式(5)中,  $\Delta$  表示一阶差分;  $ECM_{t-1}$  表示式(4)中的残差的一期滞后值,作为均衡误差项的经验估计;而  $\varepsilon$  是具有通常性质的误差项。式(5)把  $\ln y$  和  $\ln x$  的短期动态变化以及前期的“均衡”误差联系起来。在此回归中,  $\Delta \ln x$  象征  $\ln x$  中的短期干扰而误差纠正项  $ECM_{t-1}$  象征着朝向长期均衡的调整。

在式(5)中,各变量的系数均通过了  $t$  检验,且误差修正项的回归系数为负值,符合反向修正机制,从误差修正模型可以看出:经济增长的短期波动将引起能源需求同方向变化;长期来看,协整关系式起到引力线的作用,将非均衡状态拉回至均衡状态,如果本期的能源需求偏离长期均衡值,那么到下一时期这一偏离度将有 7% 得到纠正或清除。

## 3 结论与政策建议

本文运用计量经济学分析方法进行研究,得出

以下结论:

(1) Granger 因果关系检验表明,在 5% 显著性水平上,当滞后阶数为 2 时,中国能源需求与经济增长之间存在着双向的 Granger 因果关系,经济增长是能源需求的 Granger 原因较显著,能源生产对经济增长有制约作用。

(2) 通过单位根检验证实,时间序列  $\ln y$  和  $\ln x$  均是 1 阶单整序列,即  $\ln y \sim I(1)$ ,  $\ln x \sim I(1)$ 。通过协整分析表明,能源需求与经济增长之间存在着协整关系,即长期均衡关系,能源消费弹性系数为 0.58,即能源消费量年平均增长速度与国民经济年平均增长速度之比为 0.58,经济增长每增加 1%,对能源的需求量将增加 0.58%。

(3) 误差修正模型(ECM)表明,经济增长的短期波动将引起能源需求同方向变化,如果本期的能源需求偏离长期均衡值,那么到下一时期这一偏离度将有 7% 得到纠正或清除。

(4) 从上述结论可以看出,能源消费与经济增长密切相关。因此,应采取有效措施促进能源消费与经济增长之间实现良性互动,一方面要坚持贯彻能源开发和节约并举的方针,积极探索合理、有效、科学的节能降耗机制,加强对能源消费的管理;另一方面要大力推进科技进步,加快对新能源的研发和推广利用,

进而保障中国经济实现又好又快地发展。

## 参 考 文 献

- 1 陆寅申. 上海市电力能源需求影响因素的协整分析. 科学技术与工程, 2009; 9(5): 1352—1354
- 2 胡广阔, 王克振. 基于 ARIMA 模型的甘肃省能源消费预测. 科学技术与工程, 2009; 9(20): 6002—6005
- 3 陈钢, 高尚. 能源需求的支持向量机预测. 科学技术与工程, 2008; 8(3): 757—759
- 4 熊浩云, 陈小榆, 王伟斌. 应用组合模型对我国能源消费的预测. 科学技术与工程, 2010; 10(17): 4267—4270
- 5 刘宏杰, 邱立成. 中国能源消费与经济发展关系的时间序列分析——以石油资源为例. 河北经贸大学学报, 2008; 29(1): 16—20
- 6 Granger C W J. Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method. Econometrica, 1969; 37: 424—438
- 7 Dickey D A, Fuller W A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 1979; 74: 427—431
- 8 Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, Econometrica, 1987; 55: 251—276
- 9 Davidson, J E H. Hendry D F, Srba F, et al. Econometric modeling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom, Economic Journal, 1978; 88: 661—692

## An Equilibrium Analysis on the Relationship between Energy Consumption and Economic Growth

LI Feng-sheng<sup>1</sup>, SUN Yan-bin<sup>1</sup>, LI Xue-yuan<sup>2</sup>, PU Xiong<sup>3</sup>

(Petroleum Economics and Management Institute, Northeast Petroleum University<sup>1</sup>, Daqing 163318, P. R. China;  
Chemical Marketing Company of PetroChina Southwest<sup>2</sup>, Chengdu 610015, P. R. China;  
Financial Assets Department, Changqing OilField Company of PetroChina<sup>3</sup>, Xi'an 710021, P. R. China)

**[Abstract]** An empirical analysis is made of on the relationship between energy consumption and economic growth by using Granger causality test, unit root rest, co-integration test, error correction model according to the corresponding data from 1985 to 2009 in China. It showed that there was double-direction causality and the long-term stable equilibrium relationship between energy consumption and economic growth. Elasticity coefficient of energy consumption is 0.58. That is to say, if the value of economic growth increases by 1 percent, the energy consumption would increase by 0.58 percent.

**[Key words]** energy consumption    economic growth    co-integration test