

# 北京市能源消费与经济增长关系的实证研究

陈海燕<sup>1</sup>, 蔡嗣经<sup>1</sup>, 任一萍<sup>2</sup>

(1.北京科技大学 土木与环境工程学院,北京 100083;2.秦皇岛外国语职业学院,河北 秦皇岛 066311)

**摘 要:**运用协整理论和因果关系检验理论,研究北京市1985—2006年的能源消费与经济增长关系。研究表明:能源消费与经济增长之间具有协整关系,存在经济增长对能源消费的单向因果关系。最后根据实证分析结果提出了一些建议。

**关键词:**协整分析;能源消费;经济增长;因果关系

中图分类号:F127.1

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2009)14-0033-03

## 0 引言

自20世纪70年代开始,能源消费与经济增长关系的研究成为学术界关注的热点。经济的高速发展需要消费能源,同时能源的有效利用也要以经济的高速发展为依托。1978年,Kraft,J.和 Kraft,A.<sup>[1]</sup>在他们的研究中对美国1947—1974年的样本数据进行分析,首次发现了GNP对能源消费的单向因果关系。之后许多学者对不同时间段、不同国家的能源消费与经济增长的关系展开了大量的实证分析。随着我国工业化、城市化进程的加快,能源供应紧张和经济快速发展的矛盾日益突出,国内学者也开始围绕能源消费与经济增长的关系展开研究。韩智勇等<sup>[2]</sup>对我国1978—2000年能源消费与经济增长协整性和因果关系的研究表明:我国能源消费与经济增长之间存在双向因果关系,但不具有长期的协整性。肖冬荣等<sup>[3]</sup>对上海市1985—2004年能源消费与经济增长协整性和因果关系的研究表明:上海市能源消费与经济增长之间具有长期均衡关系,存在能源消费对经济增长的单向因果关系。随着北京市经济的发展,能源消费迅速增长,能源供应日益紧张,能源问题日益突出。图1所示为1985—2006年北京市能源消费与经济增长趋势图<sup>[4-12]</sup>。2006年北京市实现国内生产总值1760.9亿元(按照1978年不变价格计算,以下同),1985—2006年年均增长10.6%;2006年消费能源5904.11万t标准煤,1985—2006年年均增长4.6%。很明显,能源消费与经济增长都保持相同的生长趋势,且经济增长要比能源消费增长速度快,那么二者是否存在长期的均衡关系?是否具有相互的因果关系?如果有关系又是怎样的关系?本文研究的目的是通过分析这些关系,为能源政策

的制定提供科学的依据。

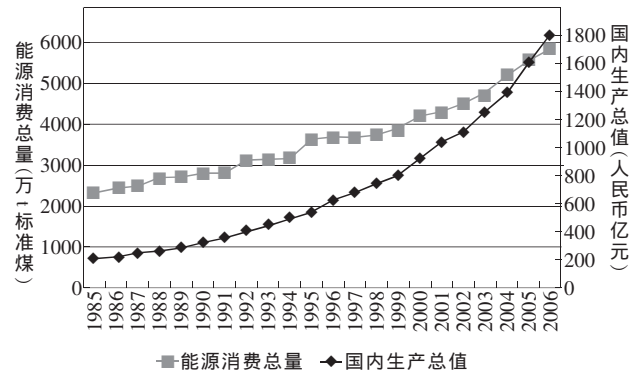


图 1

## 1 数据来源

选取的数据为1985—2006年北京市国内生产总值(GDP)和能源消费总量(Total Energy Consumption)。GDP数据来自《北京统计年鉴2007》,量纲为人民币亿元。为消除价格因素带来的影响,GDP数据按1978年的不变价格计算;TEC数据来自《北京统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》,量纲为万t标准煤。为了消除数据间较大的波动和克服异方差,对TEC和GDP进行取对数变换,分别用lnTEC和lnGDP表示。

## 2 研究的理论基础

长期以来,传统计量经济学在建立模型时,都要求随机过程必须是平稳的序列,并在此基础上建立模型。但是现实中的经济时间序列往往是非平稳的,采用传统的计量经济方法建模容易产生“虚假回归”的问题。协整概念是

收稿日期:2008-04-16

基金项目:国家科技攻关项目(2004BA616A-01-11)

作者简介:陈海燕(1980-),女,河北秦皇岛人,北京科技大学博士研究生,研究方向为资源经济与管理。

Engle-Granger 在 1987 年发表的论文《协整与误差修正、描述、估计与检验》<sup>[13]</sup>中正式提出的,这一概念反映非平稳的单整序列之间存在的一种长期稳定关系。协整理论并不能处理所有的非平稳序列,它能检验的是单整序列的关系问题。实际分析时主要步骤如下:

### 2.1 单位根检验

单位根检验的基本思路是<sup>[14]</sup>:包含单位根过程是大多数经济时间序列非平稳性的原因,因此可以通过检验是否存在单位根来检验时间序列过程的平稳性。本文使用 ADF(Augment Dickey-Fuller)法检验序列的平稳性。

在 ADF 检验中,单位根检验的回归方程为:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

并作假设检验  $H_0: \gamma=0$ , 如果接受原假设,则说明序列  $y_t$  存在单位根,为非平稳时间序列。如果序列  $y_t$  平稳,则称该序列为 0 阶单整序列,记为  $I(0)$ ;如果  $y_t$  经过  $d$  次差分后平稳,则称该序列为  $d$  阶单整序列,表示为  $I(d)$ <sup>[15]</sup>,具有相同单整阶数的两个时间序列才可以进行协整检验。

### 2.2 协整检验

协整检验主要有基于回归残差的 EG<sup>[13]</sup>(Engle-Granger)协整检验法和基于回归系数的 Johansen<sup>[16]</sup>协整检验法。EG 两步法适用于两个变量的协整检验,本文选用 EG 两步法检验变量间的协整关系。首先用 OLS (Ordinary Least Squares)对两变量进行回归,其次对回归方程检验自相关性。若存在自相关性则需要修正,再考察回归残差是否平稳。如果平稳,则说明两变量之间存在协整关系<sup>[17]</sup>。

### 2.3 误差修正模型

误差修正模型(error correction model, ECM)是具有协整关系的时间序列之间包含的、一个反映长期均衡对短期波

动影响的“误差修正机制”的、特定形式的差分方程模型<sup>[14]</sup>,误差修正模型的优点是将短期波动和长期均衡结合在一个模型中,如下:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta x_{t-j} + \theta \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

使用 OLS 方法估计参数,  $\theta$  为误差修正项系数,反映了对偏离长期均衡的调整力度。

### 2.4 因果关系检验

协整检验表明变量之间是否存在长期均衡关系,但是否构成因果关系还需要进一步检验。Granger 因果检验在考察变量  $x$  是否是变量  $y$  产生的原因时采用这样的方法:先估计当前的  $y$  值被其自身滞后期取值所能解释的程度,然后验证引入变量  $x$  的滞后期取值,看是否可以提高  $y$  的被解释程度,如果可以,则称变量  $x$  是  $y$  的 Granger 原因。验证模型为:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

在该模型的基础上检验  $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$  的原假设。如果  $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$  成立,则认为不存在  $x$  对  $y$  的 Granger 因果关系;反之如果  $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$  的原假设被拒绝,则存在  $x$  对  $y$  的 Granger 因果关系。

## 3 北京市能源消费与经济增长关系的实证分析

### 3.1 单位根检验

本文的全部工作借助计量经济学软件——Eviews5.1 完成。采用 ADF 检验方法对  $\ln \text{TEC}$  和  $\ln \text{GDP}$  及其差分序列进行单位根检验,滞后期的选择根据 AIC 准则。各序列的单位根检验结果如表 1 所示。

表 1 各个序列的单位(ADF)根检验结果

序列	检验形式 (C,T,k)	ADF 检验值	临界值			结论
			1%***	5%**	10%*	
$\ln \text{TEC}$	(0,0,0)	6.265818	-2.679735	-1.958088	-1.607830	不平稳
$\ln \text{GDP}$	(0,0,4)	4.260706	-2.708094	-1.962813	-1.606129	不平稳
$\Delta \ln \text{TEC}$	(C,T,0)	-3.910593	-4.532598	-3.673616	-3.277364	** 平稳
$\Delta \ln \text{GDP}$	(C,T,4)	-5.120193	-4.667883	-3.733200	-3.310349	*** 平稳

注:(C,T,k)中 C、T 分别表示含有常数项和时间趋势,k 为滞后阶,  $\Delta$  是对序列的一阶差分。

从表 1 可以看出:序列  $\ln \text{TEC}$  和  $\ln \text{GDP}$  在 10% 的显著水平下是不平稳的,具有单位根;  $\ln \text{TEC}$  的一阶差分序列在 5% 的显著水平下平稳,而  $\ln \text{GDP}$  的一阶差分序列在 1% 的显著水平下平稳,说明  $\ln \text{TEC}$  和  $\ln \text{GDP}$  在 5% 的显著水平下都是  $I(1)$  单整序列,满足进行协整检验和因果关系检验的条件。

### 3.2 协整检验

根据 EG 两步法,对  $\ln \text{TEC}$  和  $\ln \text{GDP}$  进行协整检验。首先对  $\ln \text{TEC}$  和  $\ln \text{GDP}$  进行 OLS 回归:

$$\ln \text{TEC}_t = 5.489914 + 0.420556 \ln \text{GDP}_t + (86.65703)(42.36060) \quad (4)$$

$$R^2 = 0.988977, DW = 1.072505, F = 1794.42$$

方程括号内为  $T$  值。从回归结果来看,  $R^2$ ,  $F$  和  $T$  值均通过显著性检验。但  $DW$  偏小, Durbin-Watson 检验的上下界值可以在  $DW$  检验的上下界值表中查得(在显著水平  $\lambda=0.05$ )  $d_l=1.24, d_u=1.43$ , 方程(4)中  $d=1.072505 < 1.24$ , 残差序列正自相关。为了消除自相关,考虑加入适当的滞后项,对模型进行修正:

$$\ln \text{TEC}_t = 3.126111 + 0.246893 \ln \text{GDP}_t + 0.427145 \ln \text{TEC}_{t-1} + (2.640486)(2.841302) + (2.003689)$$

$$R^2 = 0.989835, DW = 1.562959, F = 876.3798 \quad (5)$$

对残差序列进行单位根检验,结果 ADF 值为-

3.469454,1%临界值为-2.685718,5%临界值为-1.959071,10%临界值为-1.607456。方程(5)的残差在1%水平上是平稳的,即lnTEC和lnGDP是(1,1)阶协整的,能源消费与经济增长有正向关系。

### 3.3 误差修正模型

根据协整理论,若变量间存在协整关系,则可以用误差修正模型对短期波动和长期均衡直接进行描述。首先选择每个变量的滞后期3,根据Hendry的从一般到个别的建模,剔除回归系数不显著的滞后期<sup>[18]</sup>,最终获得的误差修正模型为:

$$\Delta \ln \text{TEC}_t = 0.433191 \Delta \ln \text{GDP}_t - 0.536348 \ln \text{ECM}_{t-1} \quad (6)$$

(7.299163)      (-2.371215)

$$R^2=0.913798, DW=1.570237$$

误差修正项系数为-0.536348,表明当偏离长期均衡时,误差修正项将以-0.536348的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。

### 3.4 因果关系检验

为了验证向量之间的因果关系,本文对lnTEC和lnGDP进行了Granger因果检验。Granger因果检验对滞后期的选择十分敏感,选取不同的滞后期可能会带来完全不同的结论。本文采用AIC信息准则确定的最优滞后期为1,检验结果见表2。

由表2可见,“lnGDP不是lnTEC的Granger原因”在5%的显著水平上被拒绝,即lnGDP是lnTEC的原因;而“lnTEC不是lnGDP的Granger原因”没有被拒绝,即lnTEC不是lnGDP的原因。检验结果表明:北京市1985—2006年存在经济增长对能源消费的单向因果关系。

表2 1985—2006年北京市能源消费总量与GDP的因果关系检验结果

原假设	滞后期	样本数	F 统计数	相伴概率 (P)	结论
lnGDP不是lnTEC的Granger原因	1	21	6.69587	0.01858	拒绝
lnTEC不是lnGDP的Granger原因			0.84183	0.37101	接受

## 4 结论与建议

本文以北京市1985—2006年的TEC和GDP为样本,采用实证分析方法,检验了北京市能源消费与经济增长之间的关系。尽管北京市的能源消费与经济增长都是非稳定的,但是能源消费与经济增长之间有着长期稳定的均衡关系,而且当偏离长期均衡时,误差修正项将以-0.536348的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。Granger因果检验表明:北京市1985—2006年存在经济增长对能源消费的单向因果关系,也就是说,要保持北京市的经济增长,就必须以不断扩大的能源供应作为保障。北京市是一个拥有将近1600万人口、资源匮乏的国际大都市,要保持社会的和谐稳定发展,对能源供应可能出现的问题必须作好应对的准备。为此建议:

(1)加强能源外交,提高对能源安全的重视,推行多元化进口政策,减少供应安全风险。

(2)依靠技术进步促进产业结构升级,提高能源利用效率。对于采用先进生产工艺和设备的企业给予财政补贴。

(3)促进可再生能源发展。目前全市可再生能源在能源消费总量中所占的比例约为1%,远远低于全国7%的平均水平。为此应鼓励开发使用可再生能源,对使用可再生能源的设备实施税收减免政策。

### 参考文献:

- [1] KRAFT,J.,KRAFT,A. On the relationship between Energy and GNP [J]. Journal of Energy and Development,1978(3): 401-403.
- [2] 韩智勇,魏一鸣,焦建玲,等.中国能源消费与经济增长的协整性与因果关系分析[J].系统工程,2004(12):18-21.
- [3] 肖冬荣,江莹,赵靖.上海市能源消耗与经济增长的协整分析[J].安徽农业科学,2007,35(18):5602-5603.
- [4] 北京市统计局.北京统计年鉴2007[M].北京:北京统计出版社,2007.
- [5] 国家统计局.中国能源统计年鉴1986[M].北京:能源出版社,1987.
- [6] 国家统计局.中国能源统计年鉴1989[M].北京:中国统计出版社,1990.
- [7] 国家统计局.中国能源统计年鉴1991[M].北京:中国统计出版社,1992.
- [8] 国家统计局.中国能源统计年鉴1991-1996[M].北京:中国统计出版社,1998.
- [9] 北京市统计局.北京统计年鉴1992[M].北京:北京统计出版社,2002.
- [10] 北京市统计局.北京统计年鉴1993[M].北京:北京统计出版社,1993.
- [11] 北京市统计局.北京统计年鉴1994[M].北京:北京统计出版社,1994.
- [12] 北京市统计局.北京统计年鉴1995[M].北京:北京统计出版社,1995.
- [13] ENGLE R F and GRANGER C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing [J]. Econometrica,1987,55(2):251-276.
- [14] 谢识予,朱弘鑫.高级计量经济学[M].上海:复旦大学大学出版社,2005:150-160.
- [15] 白雪梅,赵松山.协整及误差修正模型[J].数量经济技术经济研究,1998(8):39-42.
- [16] JOGANSEN,S and JUSELIOUS,K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with applications to the demand for money[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,1990(52):169-210.
- [17] 李彬.中国对日出口贸易与日本对华直接投资关系的协整分析[J].当代财经,2007(4):105-108.
- [18] HENDRY D F. Dynamic econometrics [M]. Oxford: Oxford University Press, 1995.

(责任编辑:高建平)