

文章编号:1000-2995(2011)07-008-0122

# 中国能源消费与经济增长间关系的实证研究 —基于 1953-2008 年数据的分析

尹建华<sup>1</sup>, 王兆华<sup>2</sup>

(1. 对外经济贸易大学国际商学院, 北京 100029;

2. 北京理工大学管理与经济学院, 北京 100081)

**摘要:**能源是一国经济增长的重要基石,然而,随着工业化进程的加快,中国能源消费和经济增长的矛盾日益突出,因此,对二者间关系的探讨成为经济学研究的一个热点话题。但是由于研究选取的国家不同、时间序列选取的不同以及所采用的检验方法不同,所得到的结论也存在着很大差异。本文在对数据进行平稳化处理的基础上,采用 E-G 两步法对 1953-2008 年间中国能源消费和经济增长之间的关系进行了协整分析和格兰杰因果检验,通过研究得出如下结论:虽然短期内仍存在波动,但从长期来看,经济增长和能源消费之间存在长期协整关系,且存在从能源消费到经济增长的单向因果关系。

**关键词:**能源消费; 经济增长; E-G 两步法; 格兰杰因果检验

中图分类号: F416.2

文献标识码: A

## 1 引言

新中国成立以来,特别是改革开放以来,我国经济取得了令世界瞩目的高速增长,年均增长率高达 9.1%(根据截至 2009 年数据计算),远远高于世界主要经济发达国家的平均水平。然而,与中国经济高速增长相伴的是能源消费的快速增长。据统计,我国能源消费已经由 1953 年的 5411 万吨标准煤,增加到 2008 年的 28500 万吨标准煤,除 1960 和 1997 年略有下降外,能源消费整体上呈现出持续增长态势。与此同时,自 1992 年起,我国能源消费总量超过能源生产总量,且缺口逐

年扩大,能源紧张成为制约中国经济增长的“瓶颈”。发达国家的经验显示,在不同的经济发展阶段,经济增长和能源消费都呈现出很强的规律性和发展特征。然而,我国能源消费和经济增长之间呈现何种规律性和特征,我国未来的能源存量能否支撑社会经济的可持续发展等问题都是值得深入研究的重要现实问题。本文选取中国 1953-2008 年间的时间序列数据,采用 E-G 两步法,对中国能源消费和经济增长之间的关系开展了协整分析和 Granger 因果检验。研究结论对于理清中国能源消费和经济增长之间的关系,对于“十二五”期间制定科学、合理的能源发展规划,对于指导企业、居民合理的能源消费具有重要

收稿日期:2010-08-25; 修回日期:2010-12-29.

基金项目:教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-10-0048, 2010.1-2012.12); 国家自然科学基金(70602021, 2007.1-2009.12); 北京市自然科学基金(9092015, 2009.1-2011.12); 北京市优秀人才支持计划(2010D009013000001, 2010.10-2012.8); 对外经济贸易大学“211 工程”三期重点学科建设项目(73300004, 2009.1-2011.12)。

作者简介:尹建华(1975-),女(汉),山东省济宁市人,管理学博士,对外经济贸易大学国际商学院副教授,博士生导师。研究领域:技术创新管理与战略管理。

王兆华(1974-),男(汉),山东省泰安市人,管理学博士,北京理工大学管理与经济学院教授,博士生导师。研究领域:资源与环境管理、技术管理。

的意义。

## 2 文献回顾

对于能源消费和经济增长的关系,国内外学者已经开展了部分研究工作。在国外,1978年,Kraft和Kraft<sup>[1]</sup>利用1947—1974年间美国年度数据进行了开拓性的研究,结果表明,存在GNP到能源消费的单向因果关系,即经济增长将带动能源消费。然而,Akarca和Long(1980)<sup>[2]</sup>的研究却发现:当使用同样的时间序列数据,但样本区间取值比Kraft和Kraft(1978)更短时,不能得出类似的结果,这意味着样本区间的不同选择可能会影响二者之间的实证分析结果。Yu和Hwang(1984)<sup>[3]</sup>将上述研究的美国数据样本区间更新为1947—1979年,结果发现能源消费与GNP增长之间不存在因果关系。Yu和Jin(1992)<sup>[4]</sup>运用E-G两步法,对1974—1990年间的美国季度数据进行检验,结果表明,两变量之间并不存在长期的协整均衡关系。Stern(1993)<sup>[5]</sup>进一步使用4变量(GDP、劳动力、资本和能源)向量自回归(VAR)模型,对美国1947—1990年的年度数据进行了标准的因果关系检验,结果发现:虽然不存在总能源消费到GDP的Granger因果关系,但若对最终能源消费测量数据按构成进行调整,则会发现存在能源消费到GDP的单向Granger因果关系。Soytas and Sari(2003)<sup>[6]</sup>将E-G两步法运用于“七国集团”和除中国以外的16个新兴工业化国家。研究显示,在阿根廷存在能源消费和GDP的双向因果关系,韩国存在从GDP到能源消费的单向因果关系,土耳其存在从能源消费到GDP的单向因果关系,在印尼和波兰,能源消费和GDP之间没有明显的协整关系。

对于部分亚洲国家和地区而言,其研究结论也不尽相同。Masih and Masih(1996)<sup>[7]</sup>分析了相关国家1955—1990年的数据,结果显示马来西亚、新加坡、菲律宾的能源消费与经济增长之间缺乏协整关系,在印度表现为从能源消费到经济增长的单向因果关系,在印度尼西亚表现为从经济增长到能源消费的单向因果关系,在巴基斯坦则

表现为双向因果关系。Glasure and Lee(1997)<sup>[8]</sup>分别利用标准的协整、Granger检验方法和与误差修正模型,对韩国与新加坡的1961—1990年间经济增长与能源消费进行了检验,结果发现,两国的经济增长与能源消费均存在双向因果关系。John(2000)<sup>[9]</sup>应用协整理论和误差修正模型,估计了印度、印尼、泰国和菲律宾的能源消费同经济增长之间的关系,结果表明:印度和印尼存在能源到GDP的短期单向因果关系,泰国和菲律宾存在能源与GDP之间的双向因果关系。在对中国台湾地区数据的检验中,Hwang和Gum(1992)<sup>[10]</sup>以及Masih et(1997)<sup>[11]</sup>均发现存在能源和GDP之间的双向因果关系。Cheng和Lai(1997)<sup>[12]</sup>对中国台湾1955—1993年间的样本进行了单位根检验、协整检验以及Granger因果检验,结果发现只存在GDP到能源消费的单向因果关系。Asafu Adjaye(2000)<sup>[13]</sup>的研究显示,1973—1995年间,印度和印度尼西亚两国能源消费存在对GDP的单向因果关系,菲律宾和泰国两国能源消费和GDP之间的双向因果关系。Oh和Lee(2004)<sup>[14]</sup>基于生产函数的角度研究发现,1970—1999年间韩国能源消费对GDP存在双向因果关系。

近年来,我国学术界在该领域也开展了部分研究,并取得了一定的研究成果。韩智勇等(2004)<sup>[15]</sup>采用E-G两步法和未考虑平稳性的标准Granger因果检验,对1978—2000年间的GDP序列及能源消费总量数据进行了分析,得出能源消费和GDP之间不存在长期均衡关系,但存在双向因果关系的结论;马超群等(2004)<sup>[16]</sup>采用E-G两步法对1954—2003年间的年度数据进行了分析,得出GDP同能源总消费、煤炭消费之间存在着长期的均衡关系,同石油、天然气和水电之间不存在协整关系,同样在未考虑平稳性条件下采用Granger检验得出GDP同总能源消费之间存在双向因果关系的结论。汪旭晖(2007)<sup>[17]</sup>等运用协整分析方法和Granger因果检验,对中国1978—2005年间能源消费与经济增长的关系进行了实证研究。结果表明:在短期内,中国能源消费与GDP之间存在波动关系;但是从长期来看,能源消费与经济增长之间存在着长期稳定的均衡关系,且存在从能源消费到经济增长的单向因果

关系。赵进文(2007)<sup>[18]</sup>等运用非线性 STR 模型技术对 1956 - 2005 年间中国能源消费和经济增长的关系进行了实证研究,结果表明:我国经济增长对能源消费的影响具有明显的阶段性特征,在 1956 - 1976 年间呈现明显的非线性特征,在 1977

- 2005 年间呈现明显的线性特征。吴巧生(2008)<sup>[19]</sup>对 1986 - 2005 年的数据进行协整分析,结果发现,存在能源消费与 GDP 的双向因果关系。学术界对能源消费与经济增长关系的主要研究结果如表 1 所示。

表 1 能源消费与经济增长间关系的经验检验结果

Table 1 Empirical Research Results of the Relationship between Energy Consumption and Economic Development

作者	检验期间	对象	因果关系
Kraft J. and Kraft A. (1978)	1947 - 1974	USA	Y 到 E
Yu and Hwang(1984)	1947 - 1979	USA	无协整关系
Yu and Choi(1985)	1954 - 1976	South Korea	Y 到 E
		Philippines	E 到 Y
Yu and Jin(1992)	1974 - 1990	USA	无协整关系
Stern(1993)	1947 - 1990	USA	E 到 Y
Masih and Masih(1996)	1955 - 1990	Malaysia ,Singapore ,Philippines	无协整关系
		Indian	E 到 Y
		Indonesia	Y 到 E
		Pakistan	Y、E 双向
Glasure and Lee(1997)	1961 - 1990	South Korea ,Singapore	Y、E 双向
Cheng and Lai(1997)	1955 - 1993	Taiwan	Y 到 E
Masih(1998)	1955 - 1991	Sri Lanka ,Thailand	E 到 Y
Yu and Jin(2000)	1974 - 1990	USA	无协整关系
Yang(2000)	1954 - 1997	Taiwan	Y、E 双向
Asafu Adjaye(2000)	1973 - 1995	India ,Indonesia	E 到 Y
		Tailand ,Philippines	Y、E 双向
Soytas and Sari(2003)	1950 - 1992	Argentina	Y、E 双向
		South Korea	Y 到 E
		Turkey	E 到 Y
		Indonesia ,Poland	无协整关系
Morimoto and Hope(2004)	1960 - 1998	Sri Lanka	Y、E 双向
Fatai et al. (2004)	1960 - 1999	India and Indonesia	E 到 Y
Oh and Lee(2004)	1970 - 1999	South Korea	Y、E 双向
Paul and Bhattacharya(2004)	1950 - 1999	India	Y、E 双向
韩智勇(2004)	1978 - 2000	China	Y、E 双向
马超群(2004)	1954 - 2003	China	Y、E 双向
赵进文(2007)	1977 - 2005	China	E 到 Y
汪旭辉(2007)	1978 - 2005	China	E 到 Y
吴巧生(2008)	1986 - 2005	China	Y、E 双向

资料来源:作者整理。

综上所述,已有部分学者对能源消费和经济增长之间的关系开展了一系列有益探讨,然而,由于选取的国别不同、样本区间的不同和数据处理方法的不同,所得到的研究结论也有所不同。此外,目前该领域的研究对象主要以国外为主,而针对中国开展的实证研究还为数不多。在这一背景下,本文选取1953—2008年间的时间序列数据,首先对原始时间序列取对数,以消除和减少异方差对检验结果的影响;与此同时,还对时间序列数据做了一阶差分处理以保证数据的平稳性。在此基础上,采用E—G两步法对二者之间的关系开展了协整分析和格兰杰因果检验。研究结论将对于深入了解能源消费和经济增长之间的关系,丰富和完善现有研究成果将提供重要补充。

### 3 计量模型与实证结果分析

本文所采用的原始数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》,能源消费是个实物指标,单位是万吨标准煤。国内生产总值是根据以1952年为基期的国内生产总值指数和1952年的国内生产总值数据计算而来的,单位为亿元人民币。图1反映了1953—2008年能源消费和国内生产总值的变动趋势。回归和检验的计算过程是通过计量经济软件Eviews5.0完成的。

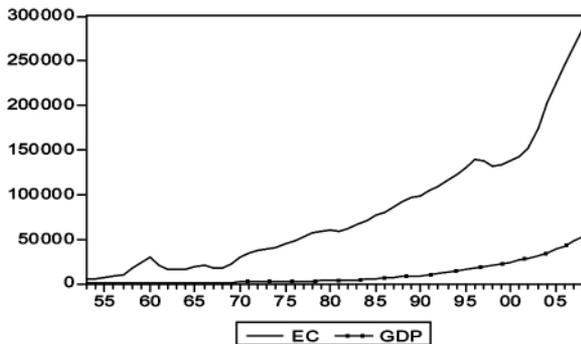


图1 能源消费和国内生产总值的时间序列图

Figure 1 Time Series of Energy Consumption and Gross National Production

从图1可以看出,能源消费(EC)和国内生产

总值(GDP)是带有趋势的、非平稳的。为了使两序列变得更容易平稳,我们对二者取对数。记取对数后的两序列分别为LEC和LGDP,并对其进行严格的协整检验。

#### 3.1 稳定性检验

经典的计量经济学在建模过程中,要求随机过程是平稳的时间序列,如果时间序列不平稳,就会产生“伪回归”现象,导致按照经典统计推断得出的结论存在严重的误差。而现实中大多数的经济时间序列都是非平稳的,直接建立回归模型将失去意义。因此需要对时间序列进行平稳性检验和协整检验,在此基础上通过格兰杰检验(Granger Causality Test)界定时间序列之间的因果关系,并利用误差修正模型(ECM)确定时间序列之间的均衡关系。

序列的平稳性是指一个时间序列的期望、方差和自协方差是否稳定。非平稳时间序列可以通过差分转化为平稳的时间序列,如果时间序列 $y_t$ 通过 $d$ 次差分成为一个平稳序列,而 $d-1$ 次差分却不平稳,则该时间序列称为 $d$ 阶单整序列,记为 $y_t \sim I(d)$ 。本文采用ADF方法(Dickey et al., 1979)来检验时间序列的平稳性,检验模型为:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \alpha + \delta t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

模型(1)中 $\alpha$ 是常数, $\delta t$ 是线性趋势函数, $p$ 是最优滞后期, $\varepsilon_t$ 是随机误差项。

检验的原假设为: $H_0: \gamma = 0$ ;备择假设为 $H_1: \gamma < 0$ 。

若ADF检验值在一定的置信水平下大于临界值,则接受原假设,即时间序列为非平稳序列,否则拒绝原假设,即时间序列为平稳序列。

这里,我们采用扩展的Dickey—Fuller(即ADF)来检验LGDP和LEC序列的平稳性。由图2和图3的趋势图不难看出,水平变量LGDP和LEC并没有表现出平稳性,但其一阶差分序列则表现出一定的平稳性特征。这一基本直观判断可以通过ADF检验统计量值获得确认,检验结果如表2所示。

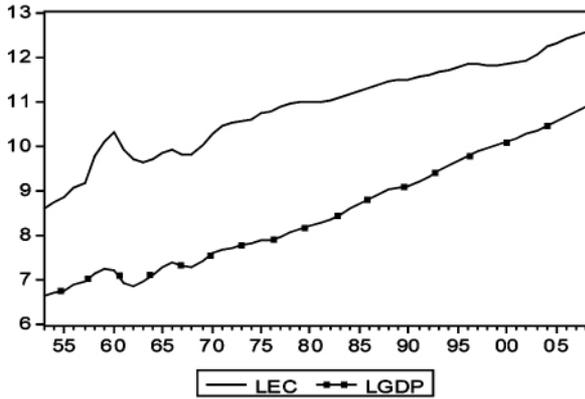


图2 LEC 和 LGDP 的时间序列图(1953-2008)  
Figure 2 Time Series of LEC and LGDP(1953-2008)

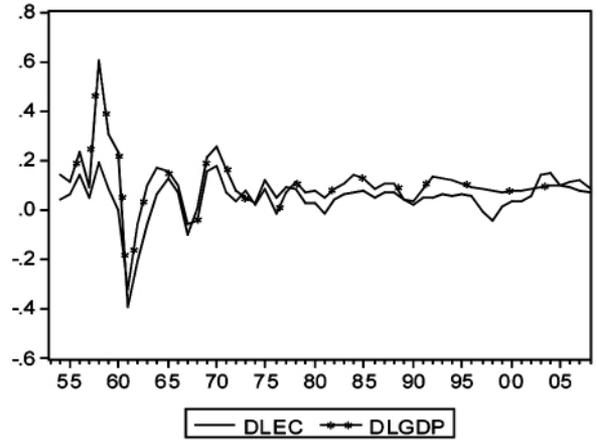


图3 LEC 和 LGDP 的一阶差分图(1953-2008)  
Figure 3 First Differencing of LEC and LGDP

表2 EC 和 GDP 的单位根检验结果  
Table 2 Unit Root Test Result of EC and GDP

	ADF 值	临界值 $\alpha = 1\%$	临界值 $\alpha = 5\%$	临界值 $\alpha = 10\%$	结论
LEC 时间序列	-1.647511	-3.577723	-2.925169	-2.600658	不平稳
LEC 一阶差分(DLEC)	-4.924254	-3.577723	-2.925169	-2.600658	平稳
LGDP 时间序列	1.354375	-3.560019	-2.917650	-2.596689	不平稳
LGDP 一阶差分(DLGDP)	-5.568767	-3.560019	-2.917650	-2.596689	平稳

注释:(1)L 代表对变量取对数,D 为差分操作符;(2)滞后阶数的选择根据 AIC 信息准则确定;(3)临界值(1%、5%、10%)均为 MacKinnon 协整检验临界值。

通过对 LGDP 和 LEC 时间序列进行单位根检验,可知 LGDP 和 LEC 的时间序列为不平稳序列,需要对时间序列作一阶差分,从 LEC 检验结果看(如图3所示),在1%、5%、10%的显著水平下,t 检验的统计量值分别为 -3.577723、-2.925169、-2.600658,单位根检验的 ADF 值为 -4.924254。从 LGDP 的检验结果来看,在1%、5%、10%的显著水平下,t 检验的统计量值分别为 -3.560019、-2.917650、-2.596689,单位根检验的 ADF 值为 -5.568767。表明 LGDP 和 LEC 都是一阶单整的时间序列,即 I(1),因此可以进行协整检验和 Granger 因果关系检验。

3.2 协整检验

1987 年,Engle 和 Granger 首次提出了协整理论,该理论认为,虽然一些经济变量本身是非平稳序列,但是他们的线性组合有可能相互抵消趋势

项的影响,使其成为一个平稳序列。一般地,对于两变量之间的协整检验可以使用 E-G 两步法,对于多变量之间的协整关系,可以使用基于向量自回归模型的约翰森检验法。本文采用了 E-G 两步法进行协整检验,具体步骤如下:

第一步:由于 LEC 和 LGDP 均为一阶单整序列,因此,通过最小二乘法(OLS)建立二者之间的协整回归方程:

$$LEC_t = 4.344391 + 0.768518LGDP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

(16.04775) (24.37184)

$$R^2 = 0.916655 \quad \bar{R}^2 = 0.915122 \quad F = 593.9867$$

第二步:检验  $\varepsilon_t$  的单整性,看看残差是否是平稳序列。由图4可以看出,由于残差围绕0上下波动,且不具有明显的时间趋势,所以在进行检验时选择无截距项、无趋势项的 ADF 检验。 $\varepsilon_t$  序列的 ADF 单位根检验结果如表3所示。

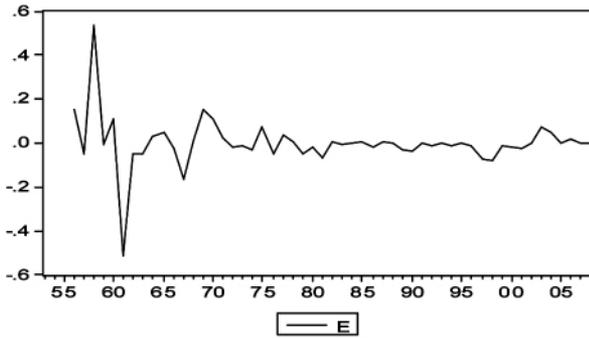


图 4  $\varepsilon_t$  残差的时间序列图  
Figure 4 Time Series of Residual Error  $\varepsilon_t$

表 3 残差序列  $\varepsilon_t$  的单位根检验结果  
Table 3 Unit Root Test Result of  $\varepsilon_t$

ADF 值	临界值 $\alpha = 1\%$	临界值 $\alpha = 5\%$	临界值 $\alpha = 10\%$
-4.160716	-2.611094	-1.947381	-1.612725

根据单位根检验结果可以看出, ADF 的绝对值为 4.160716, 大于显著性水平为 1%、5%、10% 的临界绝对值 2.611094、1.947381 和 1.612725, 可以认为残差序列  $\varepsilon_t$  是平稳序列。换言之, 存在 LEC 和 LGDP 的平稳线性组合, 即能源消费和国内生产总值之间存在长期稳定的均衡关系。

### 3.3 误差修正模型

在协整检验的基础上, 还需要建立包括误差修正项在内的误差修正模型来研究模型的短期动态和长期调整状态。假设具有如下 (1, 1) 阶分布滞后形式:  $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_t$ , 由于变量可能是非平稳的, 因此不能直接运用 OLS 法。对上述分布滞后模型变形得到:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - \gamma (y_{t-1} - \alpha x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中  $\gamma = 1 - \mu$   $\alpha = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \mu}$

公式 (3) 称为一阶误差修正模型, 它也可以写成:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \gamma ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中:  $ecm$  表示误差修正项。

通过协整检验可以知道, 我国 LEC 和 LGDP 之间存在长期协整关系, 下面建立解释变量为 LGDP 和被解释变量为 LEC 的误差修正模型进行分析。

首先根据 (1) 得到误差修正模型:

$$ecm = LEC_t - 0.768518 LGDP - 4.344391$$

然后建立误差修正模型:

$$\Delta LEC_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta LGDP + \gamma ecm_{t-1} + \varepsilon_t$$

最后, 通过最小二乘法 (OLS) 估计误差修正模型得到:

$$\Delta LEC_t = -0.015175 + 1.077026 \Delta LGDP - 0.328624 ecm_{t-1}$$

( -0.887414) ( 6.762517) ( 3.152563)

$$R^2 = 0.55628 \quad DW = 1.538837$$

误差修正模型中的差分项反映了短期波动的影响, 能源消费的短期波动一方面是国内生产总值波动的影响, 另一方面是偏离长期均衡的影响。通过误差修正模型可以发现, 国内生产总值的变动将引起能源消费量的同方向变动, 国内生产总值每增长 1% 将导致能源消费量增长 1.077026%, 误差项  $ecm_{t-1}$  估计的系数 -0.328624 体现了对偏差的修正, 上一期偏差越远, 本期修正的量就越大, 当国内生产总值短期偏离均衡状态时, 误差修正项将使能源消费向长期均衡状态收敛, 即系统存在误差修正机制。

### 3.4 Granger 因果关系检验

协整检验结果说明能源消费和经济增长之间存在长期均衡关系, 然而, 这种均衡关系是否构成因果关系, 即能源消费引起国内生产总值的变动, 还是国内生产总值引起能源消费的变动? 回答这一问题还需要通过格兰杰因果 (Granger) 检验作进一步验证。Granger 因果关系检验的基本模型为:

$$y_t = \sum_{i=1}^s \alpha_i y_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_t = \sum_{i=1}^s \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

模型 (5) 中,  $s, k$  分别是因变量和自变量滞后期长度。利用最小二乘法 (OLS) 进行参数估计,  $F$  统计量来进行 Granger 因果关系分析,  $F$  检验的原假设为:

$$H_0: \beta_j = 0 (j = 1, 2, \dots, k)$$

若  $F$  统计量的计算值比  $F$  临界值大, 则  $x$  是  $y$  的 Granger 原因。

由于 LEC 和 LGDP 序列均为一阶平稳序列, 即 I(1) 序列, 而格兰杰因果关系检验对于变量的平稳性非常敏感, 因此, 我们采用一阶差分序列 DLEC 和 DLGDP 进行检验, 检验结果见表 4 所示。

表 4 DLEC 和 DLGDP 的格兰杰因果关系检验结果

Table 4 Granger Test Result of DLEC and DLGDP

原假设	滞后阶数	观察值	F 值	P 值
DLGDP 不是 DLEC 的 Granger 原因	1	54	0.86027	0.35803
DLEC 不是 DLGDP 的 Granger 原因			10.6055	0.02201
DLGDP 不是 DLEC 的 Granger 原因	2	53	0.30859	0.73593
DLEC 不是 DLGDP 的 Granger 原因			4.53448	0.01571
DLGDP 不是 DLEC 的 Granger 原因	3	52	1.49879	0.22773
DLEC 不是 DLGDP 的 Granger 原因			8.04711	0.00021

由表 4 可以看出,在滞后期为 1 时,对于 DLEC 不是 DLGDP 的 Granger 成因的原假设,拒绝它犯第一类错误的最大概率是 0.02201,小于 0.05,因此,至少是在 95% 的置信水平下,可以认为能源消费是国内生产总值的 Granger 成因;而对于能源消费不是国内生产总值的 Granger 成因的原假设,拒绝它犯第一类错误的概率为 0.35803,说明拒绝它犯第一类错误的最大概率为 0.35803,不能够拒绝原假设。同理,滞后期为 2 和 3 时,可以得到同样的结论。因此,我们的格兰杰因果关系检验表明,能源消费是国内生产总值的 Granger 原因,即能源消费的增加直接导致国内生产总值的增加。但是国内生产总值不是能源消费的 Granger 原因,换言之,国内生产总值的增长并不必然导致能源消费的增长。

## 4 结论与政策建议

### 4.1 结论

通过以上分析,我们可以得出如下结论:

(1) 本文利用 1953-2008 年间中国能源消费和经济增长的时间序列数据,分析了二者之间的长期均衡和短期动态因果关系,结论显示:尽管在短期内,能源消费与经济增长之间存在波动关系,但是从长期来看,二者之间存在长期稳定的均衡关系。通过误差修正模型可以发现,国内生产总值的变动将引起能源消费量的同方向变动,国内生产总值每增长 1% 将导致能源消费量增长 1.077026%,误差修正项的系数为 -0.328624,符合反向修正机制,即当国内生产总值短期偏离均衡状态时,误差修正项将使能源消费向长期均衡状态收敛。

(2) 通过 Granger 因果关系检验可知,存在从能源消费到经济增长的单向因果关系,即能源消

费的增长直接导致国内生产总值的增加。该结论表明中国经济发展具有较强的“能源依赖”、“能源高耗”等特征,能源供应紧张将成为制约中国经济增长的“瓶颈”。

### 4.2 政策建议

伴随着中国经济的高速增长,能源消耗量也在持续增长。根据国际能源署的最新数据,2009 年中国的能源消耗量达到了 22.52 亿吨石油当量,比美国的石油消耗总量 21.70 亿吨还要高出 4%,成为全球第一大能源消耗国。其中,煤炭和石油的对外依存度均超过了 50% 的国际警戒线。由此可见,我国经济具有高度的能源依赖性,同时也说明,我国能源供需平衡十分脆弱,供给的波动与需求的持续增长,可能会对中国经济造成严重打击,这与本研所得到的结论相符合。在这种背景下,如何合理降低经济对能源的依赖性,提高能源的利用效率就显得格外重要。基于以上分析,结合实证研究结论,我们提出如下政策建议:

(1) 结合国家对经济增长和能源中长期需求的预测,制定符合中国特色的、科学合理的能源发展规划和稳定的能源政策;

(2) 调整产业结构,优化经济增长方式。大力发展节能型、高附加值的高新技术产业和环保产业,坚决淘汰能耗高、效益低的产业,适当降低产业对能源的依赖程度;

(3) 调整能源消费结构,提高能源利用效率,加大包括核电、风能、太阳能、生物质能、洁净煤、智能电网、分布式能源、车用新能源在内的新兴能源产业的发展力度,推动我国能源消费结构的平衡发展;

(4) 鼓励企业通过自主创新或引进国外先进技术和设备,发展高效、清洁转换技术,通过技术进步提高能源的利用效率。

## 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] Akarca A. T., Long T. V. On the Relationship between Energy and GNP: A Reexamination[J]. *Journal of Energy Development*, 1980, (5): 326-331.
- [3] Yu, Eden S. H. and Been-Kwei Hwang. The Relationship between Energy and GNP: Further Results[J]. *Energy Economics*, 1984, 6(3): 186-190.
- [4] Yu, Eden S. H. and Jang C. Jin. Cointegration Tests of Energy Consumption, Income, and Employment[J]. *Resources and Energy*, 1992, 14(3): 259-266.
- [5] Stern D. I. Energy and Growth in the USA: Multivariate Approach[J]. *Energy Economics*, 1993, 15(2): 137-150.
- [6] Soytaş U. Sari R. Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G7 Countries and Emerging Markets[J]. *Energy Economics*, 2003, 25(1): 33-37.
- [7] Masih A. M., Masih R. Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results From a Multi-Country Study based on Co-Integration and Error-Correction Modeling Techniques[J]. *Energy Economics*, 1996, 18: 165-183.
- [8] Glasure Y. U., Lee A. R. Co-integration, Error-correction, and the Relationship between GDP and case of South Korea and Singapore[J]. *Resource and Electricity Economics*, 1997, 20: 17-25.
- [9] John Asafu-Adjaye. The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time series Evidence from Asian Developing Countries[J]. *Energy Economics*, 2000(22): 615-625.
- [10] Hwang D. B. K., Gum B. The Causal Relationship Between Energy and GNP: The Case of Taiwan[J]. *Journal of Energy and Development*, 1992, 16: 219-226.
- [11] Masih A. M. M., Masih R. On the Temporal Relationship between Energy Consumption, Real Income and Prices: Some New Evidence from Asian - Energy Dependent NICs Based on a Multivariate Cointegration Vector Error-correction Approach[J]. *Journal of Policy Modeling*, 1997(19): 417-440.
- [12] Cheng B. L., Lai T. W. An investigation for Cointegration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan[J]. *Energy Economics*, 1997, 19: 435-444.
- [13] Asafu-Adjaye J. The relationship between Electricity Consumption, Electricity Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries[J]. *Energy Economics*, 2000, 22: 615-625.
- [14] Oh W., Lee K. Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revisited: the case of Korea 1970-1999[J]. *Energy Economics*, 2004, 26(1): 1-177.
- [15] 韩智勇,魏一鸣,焦建玲,范英,张九天. 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(7): 17-21.
- [16] 马超群,储慧斌,李科,周四清. 中国能源消费与经济增长的协整与误差校正模型研究[J]. *系统工程*, 2004(10): 20-23.
- [17] 汪旭辉,刘勇. 中国能源消费与经济增长:基于协整分析和Granger因果检验[J]. *资源科学*, 2009(9): 57-62.
- [18] 赵进文,范继涛. 经济增长与能源消费内在依从关系的实证研究[J]. *经济研究*, 2007(8): 31-41.
- [19] 吴巧生,陈亮,张炎涛,成金华. 中国能源消费与GDP关系的再检验——基于省际面板数据的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(6): 27-40.

## The relationship between energy consumption and economic growth in China

—Based the on data in the period of 1953-2008

Yin Jianhua, Wang Zhaohua

(1. School of Business, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

2. School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

**Abstract:** Energy consumption plays an important role in economic development. With the industrialization increasingly quickens, the conflict between energy consumption and economic growth becomes more and more prominent. The relationship between energy consumption and economic growth is one of the key issues in the economic research field. However, the research results will change with different samples, different time intervals, and different testing approaches. Based on the E-G two steps methods, the cointegration analysis and Granger causality estimation are conducted to test the relationship between China's energy consumption and economic growth based on the data in the period of 1953-2008. The results show that although some short-run fluctuation exists, there is a stable equilibrium relation between them in the long-run. In addition, the single-direction causality from energy consumption to economic growth is found.

**Key words:** energy consumption; economic growth; E-G two steps method; Granger causality