Mar. 2009 Vol. 28 No. 2

文章编号: 1002-1566 (2009) 02-0204-06

基于计量经济模型的煤炭消费与经济增长关系 实证研究 —— 以世界主要煤炭消费国为例

李金克1,2 宋华岭1 王风华1

(1. 山东工商学院管理科学与工程学院, 山东 烟台 264005;

2. 北京科技大学土木与环境工程学院, 北京 100080)

摘要: 经济的发展和能源 (包括煤炭) 的利用有着密不可分的关系。运用国际上研究能源消费与经济增长之间关系的重要工具-协整分析、格兰杰因果关系检验对世界主要煤炭消费国家 (中国、美国、印度、俄罗斯、日本和南非)1981-2005 的煤炭消费与 GDP 之间因果关系及其内在规律进行了分析和研究。实证研究结果表明,这些国家能源消费结构、经济政策不同,煤炭消费同经济增长之间的因果关系也不完全一致,中国、日本和南非存在经济增长对煤炭消费的因果关系,俄罗斯存在煤炭消费对经济增长的因果关系,而印度煤炭消费和经济增长之间则不存在因果关系。据此各国根据自身能源国情及国际比较形势,制定科学的能源战略与政策。

关键词: 煤炭消费; 经济增长; 协整分析; Granger 因果关条中图分类号: O212 文献标识码: A

An Empirical Analysis of Relation of Coal Consumption and GDP of World Main Consumption Countries Based on Cointegration and Error-correction Modeling Techniques

LI Jin-ke^{1,2} SONG Hua-ling¹ WANG Feng-hua¹

 School of Management Science and Engineering, Shandong Institute of Business and Technology, Shandong Yantai 264005, China,
 Civil & Environment Engineering School,

University of Science and Technology Beijing, Beijing 100080, China)

Abstract: With cointegration analysis and Granger causal relation test, the causal relation of coal consumption and GDP of the world main coal consumption countries (China, US, India, Russia, Japan and South Africa) between 1981-2005 has studied in this paper. The conclusions indicate that the causal relation of coal consumption and economy growth is various as of different energy consumption pattern and economic policy. According to its own energy national condition and international situation, each country can constitute scientific energy strategies and policies.

Key words: coal consumption, economic growth, cointegration, Granger causality

0 引言

自 KRAFT J and KRAFT A 在 1978 年开创性地发现了美国从 GDP 到能源消费存在单向因果关系后 [1], 在过去 20 多年时间里, 世界上很多国家开始对能源消费和经济增长之间的关系进行了研究, 这些研究结果表明经济的发展和能源 (包括煤炭) 的利用有着密不可分的关系 [2-7]。然而对于煤炭消费和经济增长之间的因果关系研究却不多, 最近 Yoo 证实朝鲜煤炭消费和经济增长之间有双向因果关系 [8], Yang 发现台湾地区经济增长对煤炭消费的单向因果关系 [9]。

收稿日期: 2007年11月2日

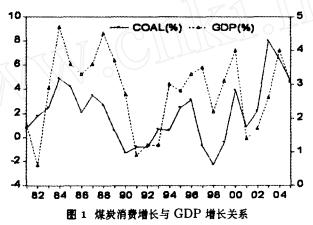
收到修改稿日期: 2008 年 10 月 30 日

基金项目: 国家自然科学基金项目 (70771060); 山东省教育厅项目 (S07YB08)。

实际上, 煤炭作为主要的化石能源从未淡出人们的视野, 从世界范围看, 煤炭被视为战略 上最安全和可靠的能源,因为煤炭不仅在总量上占到整个化石能源的三分之二,而且地域分 布广泛, 其生产和供应不易受到个别国家或利益集团的制约和控制。据英国石油公司 (BP) 估 计,按目前的生产规模,全世界的煤炭储量还可采 224 年,而石油将在 40 年内枯竭,天然气 也将在 60 年内用尽, 煤炭能源对世界经济发展起着的重要作用。

1 煤炭消费增长与 GDP 增长关系

在世界能源消费比例中煤炭一直占突出地位、放眼全球、2003 的煤炭消费占全球能源消 费总量的 23%^[10], 据 IEA 估计煤炭在世界主要能源所占的比例到 2030 年将增长为 27%。以 某些指标而论, 与原油等其他任何一种能源相比, 煤炭的全球消费增幅都有过之而无不及. 英 国石油公司 (BP) 估计, 全球 2003 的煤炭消费量增长了 6.9%, 而石油的消费量仅增加了 2.1%。 与此同时,全球经济继续保持良好的增长势头,世界煤炭需求量将继续增长。2005 年世界经济 仍将保持良好的发展态势,全球经济增长率预计约为 4.3%[10]。快速发展的世界经济需要丰富 的能源作为后盾, 世界石油输出国组织 (OPEC) 预测到 2020 年煤的耗量要超过石油, 煤炭将 再次成为世界的主要能源 [11]。据 IEA 估计 2003-2015 年间世界 GDP 将以 3.8% 的速度增长。 经济增长与煤炭消费关系密切,有较高的相关性,见图 1。 所以煤炭在保持和推进世界经济的 稳定增长,起到决定性的作用。



另一方面, 煤炭消耗的增加无疑会加剧环境污染, 随着《联合国气候变化框架公约》和《京 都议定书》的实施,一些国家开始对煤炭消费采取限制措施,如法国、奥地利、比利时、荷兰 等国家已经关闭其国内的所有煤矿而发展核电,以解决温室气体的排放问题。减少煤炭消费是 否会对经济造成冲击,煤炭消费和经济增长之间是否存在"因果"关系,是存在单向还是双向 的因果关系,是煤炭消费促进经济增长还是经济带动了煤炭的需求?为此,选择世界主要煤炭 消费国家(中国、美国、印度、俄罗斯、日本和南非),对其煤炭消费与经济的协整性和因果关 系进行研究, 以期开拓这一领域的研究工作, 为能源战略与政策的制定提供科学决策的依据。

2 研究方法

2.1 格兰杰因果关系及平稳性

Granger[12] 和 Sims[13] 提出的因果关系检验可确定一个变量能否有助于预测另一个变量 非常有用的工具、对于两个时间序列、X、Y. Y 称为 X 的 "格兰杰原因" 当且仅当如果利用 Y 的过去值比不用它时能够更好的来预测 X. 简言之, 如果标量 Y 能够有效的帮助预测 X 那 么就称 Y 为 X 的 "格兰杰原因" [14]。进行格兰杰因果关系检验要求时间序列是平稳的,首先 要对所研究的相关数据进行单位根检验。

考察随机过程 $\{Y_t, t=1,2,\cdots\}$, 若 $Y_t=\delta Y_{t-1}+\varepsilon_t$ 其中 $\delta=1, \varepsilon_t$ 为一稳定过程, 且 $E(\varepsilon_t) = 0$, $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = \mu_{t-s} < \infty$, $s = 0, 1, 2, \cdots$, 则称该过程为单位根过程 (Unit Root Process). 若 $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$, 其中, ε_t 独立同分布, 且 $E(\varepsilon_t) = 0$, $D(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$, 即 $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$,则称 $\{Y_t, t = 1, 2, \cdots\}$ 为一随机游动 (Random Walk) 过程。

若单位根过程经过一阶差分成为平稳过程, 即 $Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$, 则时间序列 Y_t 称为一阶单 整序列, 记作 I(1)。一般地, 如果非平稳时间序列 Y_t 经过 d 次差分达到平稳, 则称其为 d 阶 单整序列, 记作 I(d), 其中 d 表示单整阶数, 是序列包含的单位根个数, 进行单位根检验有多 种不同的方法,如 DF 法、ADF 法、PP 法,本文主要采用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 检验法。常用的检验方程为:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \xi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \xi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \tag{1}$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \xi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \xi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \tag{2}$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \xi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \xi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \tag{3}$$

 Δ 为一阶差分符号; α , β , δ , ξ 为参数; ε_t 为随机误差项; p 为最佳滞后期数, 本文采用 Engle 和 Yoo^[15] 提出的最小信息准则 (AIC) 来决定最佳滞后期数 p。序列 Y,在 0 均值上下波动,呈 无规则上升、下降趋势选用式 (1); 序列 Y, 具有非 0 均值, 但没有时间趋势选用式 (2); 序列 Y, 随时间变化有上升或下降趋势选用式 (3).

其检验假设为: 原假设 $H_0: \delta = 0$; 备择假设 $H_1: \delta < 0$.

如果检验统计值大于临界值,则接受零假设 H_0 ,而拒绝备择假设 H_1 ,则说明序列 Y_t 存 在单位根,是非平稳序列;反之则说明序列 Y,不存在单位根,是平稳序列。

2.2 协整

协整思想萌芽于 1978 年, 在 1980 年代中后期被 Engle 和 Granger [12] 所明确发展起来。有 些时间序列,虽然它们自身非平稳,但其线性组合却是平稳的。协整分析是在时间序列的向量 自回归分析的基础上发展起来的空间结构与时间动态相结合的建模方法与理论分析方法。最 简单的协整检验就是两变量的 Engle-Granger 检验两步检验法, 也称为 EG 检验。

步骤一: 估计模型 $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$ 得到回归系数的估计值 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$ 及模型残差估计值 $\hat{\varepsilon} = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_t$

步骤二: 检验残差项 ε_t 的单整性。若 ADF 检验结果表明 $\hat{\varepsilon} \sim I(0)$,则说明 ε_t 是平稳序 列, 可得出 Y_t 和 X_t 是 I(d,b) 阶协整的.

2.3 格兰杰因果关系检验

对变量 X, Y 之间格兰杰因果关系检验过程如下:

首先, 检验零假设 H_0 : "X 不是引起 Y 变化的原因", 对下列两个模型进行估计:

$$Y_{t} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{i} X_{t-i} + \mu_{t},$$

式中, μ_t 为白噪声序列. p 为滞后期数, α_i 和 β_i 为待估系数.

如果检验系数 $\beta_1,\beta_2,\cdots,\beta_n$ 其中至少有一个显著地不为零,则拒绝零假设,接受 "X 是 引起 Y 发生变化的原因", 记为 " $X \Rightarrow Y$ "。

3 数据和结果

3.1 变量与数据的选取

为对各国煤炭消费与经济协整性与因果关系进行研究,选取 1981 - 2005 年的世界煤炭 消费量与 GDP 数据, 数据来源于 BP 及 IMF[10,16], 单位分别为 MTOE (Million Tones Oil

Equivalent) 及 BNC (Billions National Currency), 在分析过程中为了消除变量的异方差, 文中 分析 $\ln C$, $\ln G$ 分别表示煤炭消费量及 GDP 的自然对数值时间序列作为分析变量。图 2 反映 了 1981~2005 年各国煤炭消费和 GDP 的变动趋势, 从图 2 可以看出, 6 组序列有大致相同的 增长和变化趋势,说明他们之间可能存在着协整关系,为此需要进行单位根和协整检验,检验 计算过程是借助计量经济软件 EViews4.0 完成的 [17]。

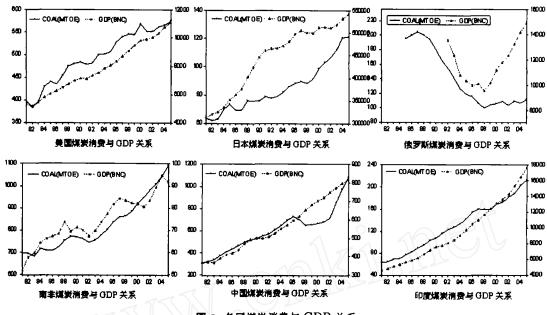


图 2 各国煤炭消费与 GDP 关系

3.2 单位根检验

利用 EViews4.0 软件, 对 $\ln G$, $\ln C$ 的单位根进行 ADF 检验, 检验方程的选取根据相应 的数据图形来确定,采用 AIC 准则确定最佳滞后阶数。

	1		$\ln C_t$	
	ADF	临界值 5%	ADF	临界值 5%
原序列	-2.3972	-3.6219	-2.9317	-3.6219
一阶差分	-1.9994	-3.6454	-1.2745	-3.6454
二阶差分	-4.4270	-1.9583	-4.2199	-1.9583
原序列	-4.3122	-3.6219	-3.1434	-3.6219
			-3.0681	-1.9574
原序列	-3.4205	-3.6219	-1.2985	-3.6219
一阶差分	-3.6852	-3.6330	-3.6046	-3.2602*
原序列	-1.5954	-3.6219	-2.1727	-3.6219
一阶差分	-3.6373	-3.6330	-3.1469	-1.9574
原序列	-3.5509	-3.8730	-0.4182	-3.6746
一阶差分	-2.3388	-3.1801	-1.1896	-1.9614
二阶差分	-2.6593	-1.9791	-3.4362	-1.9627
原序列	-0.9348	-3.6219	-2.7986	-3.6219
一阶差分	-3.0778	-3.0038	-2.4058	-1.9574
	一二原原一原一原一原一是 原一原一原一原一原一原一原一原一原外差列差列差列差列差列差列差列差列差列差列差列差列差列差列差分分分分	 一阶差分 二阶差分 一4.4270 原序列 一6.3122 原序列 一阶差分 一所差分 一所差分 一5.509 一下差分 一5.509 一下差分 一2.3388 二下列 一2.6593 原序列 一9.9348 	 一阶差分 -1.9994 -3.6454 -1.9583 原序列 -4.3122 -3.6219 原序列 -3.4205 -3.6219 -3.6852 -3.6330 原序列 -1.5954 -3.6219 -3.6330 原序列 -3.5509 -3.8730 -3.5509 -3.8730 -2.3388 -3.1801 -2.6593 -1.9791 原序列 -0.9348 -3.6219 -3.0778 -3.0038 	一阶差分 二阶差分 -1.9994 -4.4270 -3.6454 -1.9583 -1.2745 -4.2199 原序列 一等列 -4.3122 -3.6219 -3.6219 -3.1434 -3.0681 原序列 一阶差分 -3.6852 -3.6852 -3.6219 -3.6330 -3.6046 原序列 一阶差分 -3.6373 -3.6330 -3.6219 -3.6330 -3.1469 原序列 一阶差分 -3.5509 -2.3388 -3.1801 -2.6593 -3.8730 -1.1896 -1.9791 -3.4362 原序列 一阶差分 -0.9348 -3.0778 -3.6219 -3.0038 -2.7986 -2.4058

表 1 $\ln G$ 和 $\ln C$ 单位根的 ADF 检验表

注: * 临界值 10% 统计值

由检验结果可以知,除美国 ln G 外所有国家的原序列在 5% 显著水平都是非平稳的,但 经过一阶差分 (日本、南非) 及二阶差分 (中国、俄罗斯) 后,序列在 5% 显著水平是平稳的,印 度 $\ln C$ 在 10% 显著水平是平稳的,可以进行格兰杰因果关系检验。而美国 $\ln G$, $\ln C$ 不是同 阶单整,无法进行下一步的协整检验。

3.3 协整检验

通过上面分析可得知,印度、日本、南非、中国、俄罗斯满足协整检验前提。根据 Engel - Granger 两步法原理, 对 $\ln G$, $\ln C$ 变量进行协整关系检验, 得到 OLS 估计统计表和序列 e进行单位根检验的 ADF 检验结果分别见表 2 和表 3.

T 统计值 中国 印度 日本 俄罗斯 南非 $\ln C \to \ln G$ 9.2983 14.6599 29.7988 0.988110.2347 0.00000.0000 0.0000 0.3426 0.0000

表 2 $\ln G$ 和 $\ln C$ 回归的统计值表

表 3 残差序列 e 单位根的 ADF 检验表

ε_t	中国	印度	日本	俄罗斯	南非
ADF 检验值	-2.7901	-1.7899	-0.9539	-3.9834	-1.0611
临界值 5%	-1.9566	-1.6246*	-1.6242	-3.8730	-1.9566

注: * 临界值 10% 统计值

从表 3 可以看出,中国、印度、俄罗斯的数据序列在 5% 的显著水平是协整的,说明煤炭 消费和经济增长之间存在长期均衡关系;而日本、南非数据序列不存在协整关系。

3.4 格兰杰因果关系检验结果

按照格兰杰因果关系分析方法,建立 $\ln G$, $\ln C$ 两变量模型,对原假设进行检验,由 于 Granger 因果关系检验对滞后的阶数非常敏感, 根据前面基于 AIC 定阶准则确定滞后阶 数. $\ln G$, $\ln C$ 之间 Granger 因果关系检验结果见表 4.

	零假设	F 值	p 值	决策	因果关系结论	
中国	$\ln C \Rightarrow \ln G$	0.3732	0.6938	接受	1 0 1 0	
	$\ln G \Rightarrow \ln C$	4.7365	0.0223	拒绝	$\ln G \Rightarrow \ln C$	
印度	$\ln C \Rightarrow \ln G$	0.1872	0.6697	接受	1- C (0.1- C	
	$\ln G \Rightarrow \ln C$	0.3651	0.5521	接受	$\ln C \Leftrightarrow \ln G$	
日本	$\ln C \Rightarrow \ln G$	0.2217	0.8033	接受	1- 0 . 1 0	
	$\ln G \Rightarrow \ln C$	3.0918	0.0701	拒绝	$\ln G \Rightarrow \ln C$	
俄罗斯	$\ln C \Rightarrow \ln G$	30.2604	0.0003	拒绝	1.0.1.0	
	$\ln G \Rightarrow \ln C$	2.4738	0.1468	接受	$\ln C \Rightarrow \ln G$	
南非	$\ln C \Rightarrow \ln G$	1.1981	0.2861	接受		
	$\ln G \Rightarrow \ln C$	3.9689	0.0595	拒绝	$\ln G \Rightarrow \ln C$	
サ In C + In C まニ (In C 対 In C が た C						

表 4 煤炭消费与国民收入之间的因果关系检验

注: $\ln C \Rightarrow \ln G$ 表示 " $\ln C$ 对 $\ln G$ 没有 Granger 因果关系"; p 值 代表犯第一类错误的概率.

由表 4 我们可以观察到: 中国、日本 (5% 的显著水平)、南非 (10% 的显著水平) 拒绝了 $\ln G \Rightarrow \ln C$, 而接受 $\ln C \Rightarrow \ln G$, 说明 GDP 增长和煤炭消费存在单向的因果关系 (GDP 是煤 炭消费格兰杰原因,而煤炭消费则不是经济增长的格兰杰原因)。对俄罗斯的研究结果表明煤 炭消费是经济增长的格兰杰原因;印度煤炭消费和经济增长之间则不存在因果关系,因为在 10% 的显著水平上分别接受了 $\ln G \Rightarrow \ln C \otimes \ln C \Rightarrow \ln G$

4 结论

基于世界主要煤炭消费国家 1981-2005 年统计数据资料的研究这些国家煤炭消费和经济增长之间的因果关系,以期为能源战略与政策的制定提供科学决策的依据。研究结果表明,中国、印度、俄罗斯的煤炭消费和经济增长之间存在长期均衡关系;而日本、南非数据序列不存在协整关系。同时这些国家煤炭消费同经济增长之间的因果关系是不完全一致的,中国、日本和南非存在经济增长对煤炭消费的因果关系,俄罗斯存在煤炭消费对经济增长的因果关系,而印度煤炭消费和经济增长之间则不存在因果关系。美国时间序列数据由于不是同阶单整的,无法检验其煤炭消费同经济增长之间的因果关系。由于各个国家的能源消费结构不同,比如中国煤炭消费在能源结构中占 70%,而其他国家则没这么高的比例,经济政策也不一样,因此各个国家煤炭消费同经济增长间的因果关系不一致也不意外。

这些结论带来的更深层次的含义可能更值得我们注意,各国据此可以根据自身能源国情及国际比较形势,制定科学的能源战略与政策。对南非和中国来说,经济增长是导致煤炭消费增长的原因,煤炭消费的增加并没导致经济增长,因此应该加大替代煤炭能源的工作力度,降低煤炭在一次性能源中的比例,优化能源结构,实行多样化能源消费结构战略;对于俄罗斯来说,由于煤炭消费是经济增长的 Granger 原因,要保持经济的持续增长必须有不断扩大的煤炭能源做保障,这意味着煤炭消费量的上升速度将会加快,如何通过调整经济结构,提高经济效率,推动能源强度下降及如何扩大能源供应渠道,是俄罗斯目前面临的战略问题。

[参考文献]

- [1] Kraft J, Kraft A. On the relationship between energy and GNP [J]. Energy Development, 1978, 3: 401-403.
- [2] Chien-Chiang Lee. The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited [J]. Energy Policy, 2006, 34: 1086-1093.
- [3] Wankeun Oh, and Kihoon Lee. Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999 [J]. Energy Economics, 2004, 26(1): 51-59.
- [4] Ugur Soytas, and Ramazan Sari. Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets [J]. Energy Economics, 2003, 25(1): 33-37.
- [5] Chien-Chiang Lee. Energy consumption and GDP in developing countries: A cointegrated panel analysis [J]. Energy Economics, 2005, 27: 415-427.
- [6] Yoo S H. The causal relationship between electricity consumption and economic growth in the ASEAN countries [J]. Energy Policy, 2006, 34: 3573-3582.
- [7] Mahmoud A Al-Iriani. Energy-GDP relationship revisited: An example from GCC countries using panel causality [J]. Energy Policy, 2006, 34(17): 3342-3350.
- [8] Seung-Hoon Yoo. Causal relationship between coal consumption and economic growth in Korea [J]. Applied Energy, 2006, 83: 1181-1189.
- [9] Yang H Y. A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan [J]. Energy Economics, 2000, 22: 309–317.
- [10] BP Statistical Review of World Energy, June 2006. [EB/OL] http://www.bp.com/statisticalreview.
- [11] 宋华岭, 金智新, 耿殿明, 李金克. 论我国煤炭储备与供应国际化延伸战略 [J]. 中国软科学, 2005, (3): 18-23.
- [12] Engle R, Granger C. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing [J]. Econometrica, 1987, 55(2): 257-276.
- [13] Sims C A. Money, income, and causality [J]. American Economic Review, 1972.
- [14] 李子奈, 叶阿忠. 高等计量经济学 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2000.
- [15] Engle R G C. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing [J]. Econometrica, 1987: 257–276.
- [16] World Economic Outlook Database, September 2005. [EB/OL] http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2005/02/data/dbginim.cfm.
- [17] 张晓峒. 计量经济学软件 EVIEWS 使用指南 [M]. 天津: 南开大学出版社, 2002.