

# 中国煤炭消费与经济增长的关系研究\*

武普照 李广泳

(山东财政学院财税与公共管理学院, 250014, 济南//第一作者 41岁, 男, 教授)

**摘要** 煤炭在我国经济的发展中起到了举足轻重的作用,然而,煤炭资源的消耗无论从纵向还是横向比较都是相当惊人的。同时在可持续战略原则的指导下,要求我们对煤炭的可持续利用和对其使用的环保问题有一个正确的认识。本文运用协整理论和 Granger 因果关系检验,结合近 20 年的统计数据研究了我国煤炭消费与经济增长的协整关系和 Granger 因果关系,并提出了相应的政策建议。

**关键词** 煤炭消费; 经济增长; 协整理论; Granger 因果关系检验

**中图分类号** X 784

能源作为一种战略资源在全球经济发展中具有特别重要的地位,并对国际政治、军事、科技等许多方面产生广泛而深远的影响。中国能源资源以煤为主,石油、天然气等清洁能源占有量较低。多年来,我国一直保持着世界第一大煤炭生产国和世界第二大电力(煤炭发电占 70%左右)生产国的地位。煤炭资源为我国经济的发展起到了举足轻重的作用。据国务院发展研究中心统计,我国煤炭可采储量为 1 886 亿 t,占世界煤炭可采储量的 19.1%,与中国人口占世界人口比例大体相当,是能源资源中禀赋最好的,储采比为 96 年。而一些大国,如美国为 245 年,俄罗斯、巴西大于 500 年,印度为 229 年;这一水平也远低于世界平均水平 177.4 年。我国一次能源供给以煤为主,清洁利用水平低,污染排放控制难度大。中国一次能源消费,煤的占有比例为 67.7%,发达国家占有比例均在 26%以下,OECD 国家平均为 21.1%,世界平均为 27.2%,法国仅占 4.8%,巴西、墨西哥分别为 6.1%和 6.2%。印度较高,为 54.5%,也远低于中国。我国能源消费弹性系数也从 2001 年前多年的 0.5 左右,升至近几年的 1.6;电力消费的弹性系数也从 20 世纪 90 年代的 1 以下,升至 1.5 以上。(谢伏瞻 2006 年)如果按照目前的能源消费弹性系数消耗能源,中国的中长期发展决不可能持续。由于电力紧张,引致煤炭、原油供应紧张。能源尤其是煤炭作为我国国民经济的基础产业,而且我国能源资源以煤为主,长期以来对保证我国国民经济持续、快速、健康发展和人民生活的改善,发挥着十分重要的作用。

在过去 20 年时间里,虽然研究煤炭消费与经济增长的文献不多,但大量的研究检验了能源消费和经济增长之间的因果关系。(范雪红,张意翔 2005 年)因果检验是指格兰杰因果检验。运用协整理论和 Granger 因果关系检验,结合近 20 年的统计数据考察我国煤炭消费与经济增长之间的关系。以期能对这一关系作出较为精确的量化解释。

## 1 我国煤炭消费对经济增长影响的实证分析

选取我国 GDP 和煤炭消费数量的数据,来表示我国经济增长和煤炭消费的变量。GDP 以 1978 年为基期,利用 GDP 平减指数转化为实际 GDP。数据见表 1。

首先,采用协整性检验考察我国原煤与经济增长之间是否存在长期稳定的关系。协整指的是尽管两个或多个时间序列变量均为非平稳的,但它们的某种线性组合却可能是平稳的,两个变量之间的协整关系往往作为它们之间存在长期的均衡关系的证据。

**1.1 时间序列的平稳性及其检验** 时间序列的平稳性是指这个时间序列的统计特性不随时间推移而变化,即满足下面 2 个条件:

- 1) 对于任意的时间  $t$ ,其均值恒为一常数;
- 2) 对于任意的时间  $t$  和  $s$ ,其自相关系数只与时间间隔  $t-s$  有关,而与  $t$  和  $s$  起始点无关。

对时间序列的平稳性检验主要是增广迪基-富勒(ADF)单位根检验法,检验模型为:

表 1 1978~2004 年我国经济增长与煤炭生产数据

年份	能源消费总量/ 万 t 标准煤	煤炭比例/%	国内生产总值/ 亿元
1978	57 144	70.7	3 624.100
1980	60 275	72.2	6 990.900
1985	76 682	75.8	8 964.400
1989	96 934	76.1	9 832.200
1990	98 703	76.2	10 209.10
1991	103 783	76.1	11 147.70
1992	109 170	75.7	12 735.10
1993	115 993	74.7	14 452.90
1994	122 737	75.0	16 283.10
1995	131 176	74.6	17 993.70
1996	138 948	74.7	19 718.70
1997	137 798	71.7	21 461.90
1998	132 214	69.6	23 139.90
1999	130 119	68.0	24 792.30
2000	130 297	66.1	26 774.90
2001	134 914	65.3	28 782.60
2002	148 222	65.6	31 170.90
2003	170 943	67.6	34 131.80
2004	197 000	67.7	37 375.30

注:资料来源《中国统计年鉴》2005。

\* 山东省教育厅基金项目(2005RKB01023)阶段性成果  
收稿日期:2007-03-28

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

在回归的基础上作假设检验:  $H_0: \rho - 1 = 0; H_1: \rho - 1 \neq 0$ . 如果接受  $H_0$ , 则说明该序列存在单位根, 即是非平稳的; 否则说明该序列不存在单位根, 即是平稳的.  $u_t$  为白噪声,  $\Delta$  为差分算子,  $\beta_0, \beta_1, \rho, \gamma_i$  为待估参数,  $Y$  为所考察的变量.

由于数据的自然对数变换不改变原来的协整关系, 并能使其趋势线性化, 消除时间序列中存在的异方差现象, 所以本文对变量 GDP 与 A 取自然对数进行 ADF 单位根检验.

检验结果如表 2 所示:

由表 2 可知, 变量  $\ln GDP$  与  $\ln A$  是非平稳的, 经过二阶差分后平稳, 即  $\ln GDP$  与  $\ln A$  服从  $I(2)$ .

1.2 协整检验  $\ln GDP$  及  $\ln A$  都服从  $I(2)$ , 符合进行协整检验的必要条件, 由此可进一步检验二者

之间的协整关系. 采用 EG 两步法进行变量间的协整关系检验, 即设  $\{X_t\}$  和  $\{Y_t\}$  均为  $I(d)$  变量, 用 OLS 法建立模型:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$

以确定变量之间的长期均衡关系, 然后对残差  $u_t$  作平稳性检验,  $u_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$ , 若残差是平稳的, 则  $\{X_t\}$  和  $\{Y_t\}$  存在着协整关系, 否则就不存在协整关系. 由于变量  $\ln GDP$  与  $\ln A$  是  $I(2)$  序列, 可用 OLS 法进行协整回归, 可得协整方程:

$$\ln A = 7.07 + 0.44 \ln GDP$$

$$T \text{ 值 } (14.04) \quad (8.45)$$

$$R^2 = 0.81, R^2 - \text{adjusted} = 0.80, F = 71.4$$

可以看到, 模型的拟合优度较高, 且各项参数显著. 若变量序列  $\ln GDP$  与  $\ln A$  存在协整关系, 则模型估计式的残差序列  $E$  应具有平稳性. 如果同时对两个模型的残差序列做单位根检验, ADF 检验结果如表 3 所示.

在 1% 的显著性上, 残差能够通过单位根检验, 说明了我国煤炭消费与经济增长之间存在长期均衡关系. 我国经济每增长 1%, 煤炭生产增长 0.44%.

1.3 Granger 因果检验 协整检验告诉我们变量之间存在长期均衡关系, 但是否构成因果关系, 还需要进一步对其进行 Granger 因果检验. 其基本思想为: 假定变量  $X$  的变化是变量  $Y$  发生的原因, 则变量  $X$  的变化应时间上先于变量  $Y$ , 在加入  $X$  滞后项的回归模型中,  $X$  滞后项的系数应该统计显著, 并能够提高模型的解释能力. 其检验模型为:

$$Y_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_t$$

检验零假设为:  $X$  是  $Y$  的非 Granger 原因, 即  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$ .  $\epsilon_t$  为白噪声序列, 满足零均值, 无自相关及同方差性质.

构造  $F$  统计量为:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})(n - k)}{RSS_{UR} \times q}$$

如果贡献显著, 则拒绝原假设, 认为变量  $X$  的变化是变量  $Y$  发生的 Granger 原因.

检验  $\ln GDP$  与  $\ln A$  之间的因果关系, 其过程如下. 首先检验“ $\ln GDP$  不是引起  $\ln A$  变化的原因”的零假设, 对下面两个回归模型进行估计:

$$\ln GDP_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i \ln A_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln GDP_{t-j} + u_{1t} \tag{1}$$

$$\ln A_t = \sum_{i=1}^q \lambda_i \ln GDP_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \ln A_{t-j} + u_{2t} \tag{2}$$

式(1)零假设,  $H_0: \alpha_i = 0 (i = 1, 2, \dots, q)$ , 表示  $\ln A$  不是引起  $\ln GDP$  变化的原因; 式(2)零假设,  $H_0: \lambda_i = 0 (i = 1, 2, \dots, q)$ , 表示  $\ln GDP$  不是引起  $\ln A$  变化的原因.

结果如表 4 所示:

由表 4 可以看出, 滞后长度为 2 时, 我国经济增长是煤炭资源消费的 Granger 原因, 而煤炭资源消费不是经济增长的 Granger 原因, 说明我国经济增长对煤炭资源消费具有推动作用.

1.4 误差修正模型 (ECM) 对于存在协整关系的序列, 可以建立误差修正模型. 对模型

表 2 我国能源消费与经济增长的 ADF 平稳性单位根检验

检验类型(c, t, k)	ADF 检验值	显著水平 / %	临界值	是否平稳
$\ln GDP(c, t, 3)$	-3.387 0	1	-4.728 4	否
$\Delta \ln GDP(c, 0, 3)$	-1.461 9	1	-4.004 4	否
$\Delta^2 \ln GDP(c, t, 3)$	-6.934 3	1	-4.886 4	是
$\ln A(0, 0, 2)$	1.443 6	1	-2.717 5	否
$\Delta \ln A(0, 0, 0)$	-1.435 0	1	-2.708 1	否
$\Delta^2 \ln A(c, t, 0)$	-5.308 1	1	-4.667 9	是

注: 1) (c, t, k) 代表(截距项, 时间趋势, 滞后长度); 2) k 的选择原则为 AIC 值最小; 3)  $\Delta$  表示一阶差分,  $\Delta^2$  表示二阶差分.

表 3 残差 ADF 单位根检验

检验类型(c, t, k)	ADF 检验值	显著水平 / %	临界值
未差分(0, 0, 1)	-3.437 4	1	-2.715 8

表 4 Granger 因果关系检验

原假设:	F 统计量	P 值	是否拒绝
$\ln A$ does not Granger Cause $\ln GDP$	2.692 53	0.108 15	是
$\ln GDP$ does not Granger Cause $\ln A$	5.759 12	0.017 65	否

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 X_{t-1} + u_t$$

移项后,整理可得

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + (\beta_2 - 1) \left( Y - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} X \right)_{t-1} + u_t$$

上述公式可简记为

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \lambda ecm_{t-1} + u_t$$

其中的误差修正项  $ecm$ (表示在取得长期均衡的过程中各时点上出现的“偏误”的程度以使得第二步可以对这种偏误的短期调整或误差修正机制加以估计)为长期关系模型所产生的残差序列,在一个从一般到长期的特殊的检验过程中,对短期动态关系进行逐项检验,不显著的项逐渐被剔除,直到最适当的表示方法被找到为止。

因为  $\ln GDP$  及  $\ln A$  存在长期均衡关系,且都服从  $I(2)$ ,因此可建立如下误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta^2(\ln A)_t &= 0.0002 + 0.0782\Delta^2(\ln GDP)_t - 0.3996 ecm_{t-1} \\ \text{t 值} & \quad (0.114) \quad (0.3974) \quad (-2.5678) \\ R^2 &= 0.44, R^2 - \text{adjusted} = 0.36, F = 5.42 \end{aligned}$$

从计算结果可以看出,误差修正项  $ecm$  的系数为负值,符合反向修正机制且统计显著。 $ecm$  反映的是变量在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度。通过均衡误差的调节,总会使我国经济增长及煤炭消费保持在一个平衡的轨道上运行。说明我国煤炭消费的实际值与均衡值之间的差异大约有 39.96% 得到了修正。

## 2 结论与政策建议

我国煤炭资源消费与经济增长之间存在着长期均衡的关系。通过误差修正模型可以看出,在每一时间里,煤炭资源消费的实际值与均衡值的差异大约有 39.96% 得到了修正。经济每增长 1%,煤炭消费增长 0.44%。

自上个世纪 90 年代以来,我国国民经济持续、快速发展,但是也加速了煤炭资源的消耗。显然,我国经济增长方式还没有改变,高能耗、高污染的问题仍然突出。我国并没有摆脱先污染后治理的老路,已经存在着相当程度的环境欠帐。建立环境友好型和资源节约型社会当前的着力点应该是:① 推行清洁生产、开发新能源。我国的煤炭消费中,约有 85% 作为动力煤直接用于燃烧,其产生的  $SO_2$  成为大气污染的首要原因。而以燃煤机组为主力的电力行业,则成为  $SO_2$  的主要排放源。目前实施的行业  $SO_2$  排放总量控制是通过采取关停小火电机组、建设脱硫设施、换烧低硫煤 3 种方式来进行的。由此可见,建设脱硫设施应是其中最主要的方式即是清洁生产的范畴。“十一五”期间,国家应加强火电脱硫设施的建设,严格实施清洁生产。促进能源结构的多元化是从根本上解决能源问题和环保问题的关键。世界两次能源危机给世界各国的启示是:必须适时的进行能源替代,采取能源多元化战略。要尽快开发水力资源,优先发展水电,积极发展核电,加强油气资源的勘探与开发,提高煤炭加工转换比重。② 保障生态补偿。随着工业的发展和人口的不断增加,人类对自然资源的巨大需求和大规模开采消耗,已经严重损害了生态环境的可持续利用。国外发达国家对矿区生态环境重视比较早,并且积累了大量的成功经验。我国对矿区生态环境补偿的探索与研究已有 20 多年,但仍处于摸索阶段。多方位促进生态补偿机制的建立、扩大矿区生态环境恢复治理的资金获得渠道。要积极制定各种有利于资源合理利用和环境保护的政策,将矿区开采过程中的环境损失降至最低程度。③ 发展循环经济。由于国内循环经济发展的时间短,虽然在不同层次上都有所实践,管理上有零星突破,但还没有形成系统的模式和完整的法律政策体系,无法对循环经济的发展提供强大的制度支撑。现实国情决定了我们无法延续传统的经济增长方式,而发展循环经济是转变经济发展模式的现实选择,是我国实现可持续、跨越式发展的根本性保障。④ 加快经济结构调整实现产业升级。从节约资源、保护环境出发,调整经济结构将成为发展的主线,调整、优化、升级是经济发展的主题词、政策的着力点。“十一五”期间,工业发展的主要任务不是扩大规模,而是通过淘汰落后生产能力,加大科技创新力度,加快改造传统产业,以推动产业结构升级,来转变经济增长方式。

## 3 参考文献

- [1] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001. 143 ~ 155
- [2] 孙敬水. 计量经济学教程[M]. 北京: 清华大学出版社, 2005. 59 ~ 68, 287 ~ 300
- [3] 穆新伟, 任建兰. 山东省经济增长与资源需求互动关系探讨[J]. 山东师范大学学报(自然科学版), 2003, (12): 44 ~ 45
- [4] 张应红, 文志岳. 矿山环境综合治理政策研究[J]. 中国地质矿产资源, 2003, (6): 10 ~ 11
- [5] 刘满平. 促进产业结构调整 缓解能源供给约束[J]. 中国发展观察, 2006, (3): 33
- [6] 丁莞歆. 燃煤电厂: 脱硫进行时——国家环保总局山东检查组电厂脱硫调查纪实[J]. 环境保护, 2006, (3): 21