

中国能源消费与经济发展关系的实证研究

于凤玲, 周扬, 陈建宏, 周智勇

(中南大学资源与安全工程学院, 湖南长沙, 410083)

摘要: 2010年中国能源消费量位居世界第二, 仅次于美国。文章选取最近20年中国经济发展的指标——人均GDP以及能源消费量建立了一个时间序列, 并对之分别进行了平稳性判断、单位根检验以及协整检验。同时依据该时间序列建立回归方程, 并对其进行了误差修正和格兰杰因果检验的实证分析以及中国能源消费与经济发展进行的解耦分析, 结果表明: 能源消费量与经济发展具有长期稳定的协整关系, 且格兰杰因果检验证明了能源消费量与人均GDP之间是互为因果关系的。能源消费与经济发展存在相对解耦关系。

关键词: 能源消费; 经济发展; 时间序列; 格兰杰因果检验; 解耦分析

中图分类号: F206

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2013)03-0029-07

近年来, 各国学者就本国及本地区(例如马来西亚^[1]、印度^[2]、巴基斯坦^[3]、韩国^[4]、希腊^[5]等国家以及亚洲^[6]和独联体国家^[7]等地方)的能源消费以及与经济发展之间的关系进行了深入的研究。他们从不同角度研究和关注能源消费量与经济发展之间的关系, 以保证社会的可持续发展。例如, 2006年申振东、杨保建^[8]对可持续发展的战略选择进行研究, 指出要求以最小的能源消耗实现最大的经济发展, 使能源循环经济成为可持续发展的战略选择。杨子晖、宣宜、李艳云、袁鹏及陈正等^[9-13]分别对能源消耗与经济增长、碳排放、经济-环境系统协调发展等进行了不同角度的研究, 说明了能源消费与经济发展息息相关, 提倡全民实行节能、低碳的生活, 以确保可持续发展。最近, Abdul Jalil, Mete Feridun^[14]对中国的经济、能源、环境污染之间的关系进行了分析, 认为经济发展能降低环境的污染, 而能源消费导致碳排放增加。Usama Al-mulali 和 Che Normee Binti Che Sab^[15]运用面板数据对非洲南部30个国家的经济发展、能源消费和二氧化碳排放量进行研究, 指出能源消费对于经济的增长有很大的推动作用, 要求提高这些国家的能源生产率。本文首先使用计量经济学中的协整分析^[14,16]方法以及格兰杰因果检验来进行分析, 然后对我国能源消费与经济发展的关系进行解耦分析。

一、时间序列的平稳性判断

能源消费总量(单位: 万吨标准煤)与人均国内生产总值(单位: 元/人)均取自1991年—2011年的《中国统计年鉴》。能源消费总量用 ENERGY 代表, 人均国内生产总值用 RGDP 代表。分别取上述两变量构成两个时间序列, 为了寻找到两者之间的关系, 我们先判断这两个时间序列的平稳性。首先作出两序列的时序图, 见图1和图2, 由时序图直观看出能源消费总量与人均GDP序列不平稳, 处于上升趋势。为了确保序列平稳性判断的正确性, 我们对两个序列分别运用了两种判别方法: 即序列的自相关-偏自相关分析以及序列的单位根检验。

(一) 序列的自相关与偏自相关分析

构成时间序列的每个序列值 $y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-k}$ 之间的简单的相关关系称为自相关, 其自相关系数 $r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}$; n 为样本量, k 为滞后期; \bar{y} 代表样本数据算术平均值。偏自相关是指对于时间序列 y_t , 在给定 $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k+1}$ 的条件下, y_t 与 y_{t-k} 之间的条件相关关系。偏自相关系数中 $\eta_{k,j} = \eta_{k-1,j} - \eta_{kk}$ 。

收稿日期: 2013-02-22; 修回日期: 2013-05-20

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(50774092); 中南大学自由探索计划资助(2012QNZT028)

作者简介: 于凤玲(1977-), 女, 湖南邵阳人, 讲师, 经济师, 中南大学博士研究生, 主要研究方向: 资源与环境经济学; 周扬(1973-), 男, 回族, 湖南常德人, 博士研究生, 主要研究方向: 资源与环境经济学; 周智勇(1980-), 男, 江西上饶人, 博士, 中南大学讲师, 主要研究方向: 矿床建模, 资源与环境经济学; 通讯作者: 陈建宏(1963-), 男, 江苏苏州人, 中南大学教授, 博士生导师, 湖南省芙蓉学者计划特聘教授, 主要研究方向: 矿业系统工程, 资源与环境经济学。

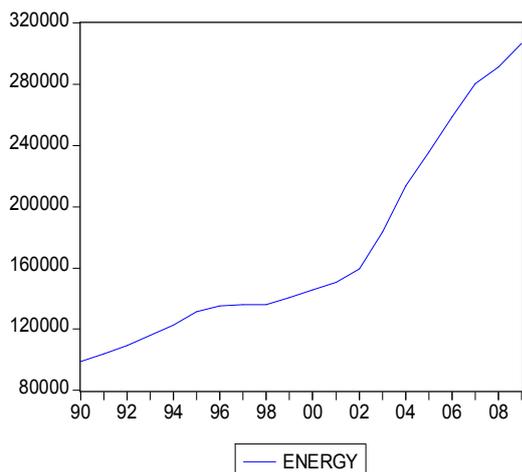


图1 能源消费总量时序图

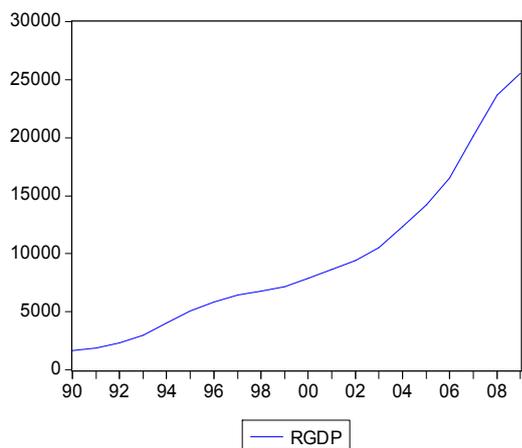


图2 人均国内生产总值时序图

$$\eta_{kk} = \begin{cases} r_1 & k=1 \\ \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} \eta_{k-1,j} \cdot r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \eta_{k-1,j} \cdot r_j} & k=2,3 \end{cases}$$

$\eta_{k-1,k-j}, j=1, 2, \dots, k-1; \eta_{kk}$ 的取值范围在[-1,1]之间。分别做出能源消费量与人均国内生产总值时间序列的

自相关-偏自相关图(见图3和图4), 图的右半部分包括5列数据, 第一列自然数表示滞后期 k , AC 是自相关系数 r_k , PAC 是偏自相关系数 η_{kk} 。最后两列是对序列进行独立性检验的 Q 统计量和相伴概率。从图3和图4可以看出 RGDP 时间序列和能源消费量时间序列都是非平稳的。

通常很多非平稳时间序列进行自然对数变换处理或是差分处理都可以实现平稳, 本文将 RGDP 序列和 ENERGY 序列分别进行一阶差分后, 再进行序列的自相关和偏自相关分析, 发现两序列的一阶差分序列仍是非平稳的。所以再次对原序列进行二阶差分后作各自的自相关与偏自相关图(如图5和图6)。由图可知 RGDP 序列和 ENERGY 序列的二阶差分序列的自相关系数很快地趋于 0, 即落入随机区域, 时序是平稳的。

(二) 序列的单位根检验

利用序列的自相关分析图判断时间序列的平稳性的方法是比较粗略的。为了更精确的判断时间序列的平稳性, 下面引入单位根检验。单位根检验的方法有很多种, 常见的有: DF 检验、ADF 检验、PP 检验。在序列存在单位根的原假设条件下, 对参数 γ 估计值进行显著性检验的 t 统计量不服从常规的 t 分布。DF (Dickey&Fuller)给出了检验用的模拟临界值, 故称为 DF 检验, DF 检验是 ADF 检验的一个特例。PP 检验是于 1988 年由 Phillips 和 Perron 提出的一种用非参数方法来控制序列中的高阶序列相关。检验假定序列服从 AR(p)过程。检验方程为:

$$\nabla y_t = c + \delta t + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 \nabla y_{t-1} + \alpha_2 \nabla y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} \nabla y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

其中 $\nabla y_t = y_t - y_{t-1}$, ε_t 是白噪声。检验假设为: $H_0: \gamma = 0$ $H_1: \gamma < 0$ 。在实际操作中检验方程的参数 p 是视具体情况而定, 一般选择能保证 ε_t 是白噪声的最小的 p 值。其检验结果见表 1。

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	0.574	0.574	7.6400	0.006
				2	0.329	-0.002	10.278	0.006
				3	0.216	0.042	11.488	0.009
				4	0.164	0.036	12.228	0.016
				5	0.133	0.025	12.745	0.026
				6	0.111	0.019	13.132	0.041
				7	0.089	0.008	13.401	0.063
				8	0.065	-0.003	13.557	0.094
				9	0.035	-0.018	13.607	0.137
				10	0.000	-0.032	13.607	0.192

图3 RGDP 时间序列自相关-偏自相关分析图

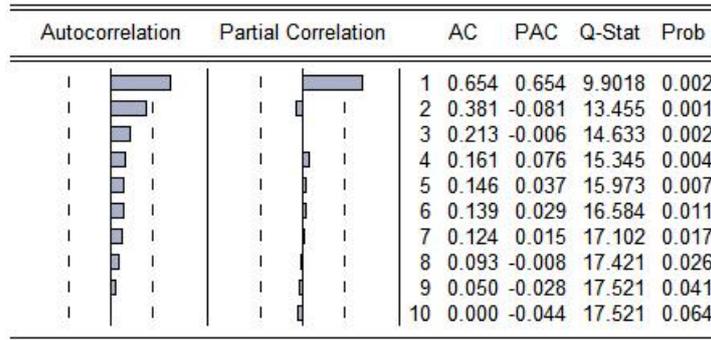


图 4 能源消费量时间序列自相关-偏自相关分析图

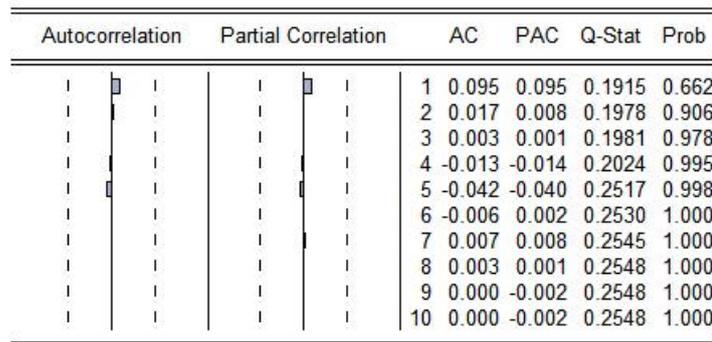


图 5 RGDP 二阶差分时间序列自相关-偏自相关分析图

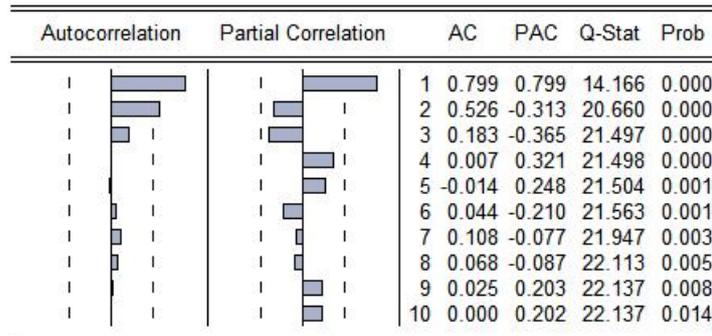


图 6 能源消费总量二阶差分时间序列自相关-偏自相关分析图

表 1 ADF 单位根检验结果

检验序列	滞后期	ADF 检验值	5%显著水平	10%显著水平	检验结果
RGDP	2	-2.350 469	-3.690 841	-3.286 909	非平稳
RGDP 一阶差分	1	-2.554 377	-3.052 169	-2.666 593	非平稳
RGDP 二阶差分	1	-3.584 815	-3.065 585	-2.673 459	平稳
Energy	2	-1.872 357	-3.690 814	-3.286 909	非平稳
Energy 一阶差分	1	-1.315 067	-3.040 391	-2.660 551	非平稳
Energy 二阶差分	1	-3.287 157	-3.052 169	-2.666 593	平稳

由上面的 ADF 检验结果可知, RGDP 序列和 ENERGY 序列以及各自序列进行一阶差分后的序列

均为非平稳序列, 而 RGDP 序列和 ENERGY 序列的二阶差分序列在 5% 的显著水平下均通过 ADF 单位根

的检验都是平稳序列。对于平稳序列可进一步分析两序列之间的一些关系。

二、协整检验

有些非平稳的时间序列,其某种线性组合却是平稳的,这个线性组合反映了变量之间长期稳定的比例关系,即协整(Cointegration)关系。1987年 Engle 和 Granger 为了检验两变量 x_t 和 y_t 是否协整提出了两步检验(EG 检验)法。协整检验前要先判断两序列的平稳性,如果满足原序列非平稳,且它们是同阶单整时,才满足协整检验。具体的步骤为:第一步用最小二乘 OLS(Ordinary Least Square)回归,并存储模型估计的残差序列;第二步对残差序列进行单位根检验,判断协整关系。由前面的检验可知,能源消费量与人均 GDP 序列均为非平稳序列,且都是 2 阶单整的,因此满足协整检验的条件。按照协整检验的步骤,回归方程为:

$$Energy_t = 82958.71 + 9.303982 RGDP_t$$

(18.98697) (25.28276)

得到残差序列 e 的 ADF 检验结果见表 2。检验统计量值 -3.71 小于显著水平 0.05 时的临界值 -3.04,因此可以认为估计残差序列 e 为平稳序列,即序列 ENERGY 与 RGDP 有一定的协整关系。也就是说人均 GDP 与能源消费量存在着长期的较稳定的关系。

表 2 残差序列 e 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.
ADF test statistic		-3.710 764	0.013 4
Test critical values:	1%	-3.857 386	
	5%	-3.040 391	
	10%	-2.660 551	

三、能源消费与经济发 展的误差修正模型

误差修正模型(ECM: Error Correction Model)的基本模式是由 Davidson、Hendry、Srba 和 Yeo 与 1978 年提出的,称为 DHSY 模型。上面已经证明了序列 ENERGY 与 RGDP 有一定的协整关系,通过相关分析,可建立 ECM 方程。该模型可以反映变量在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度。最终获得误差修正模型为:

$$Energy_t = -7 650.901 + 1.140 399 Energy_{t-1} + 2.864 638 RGDP_t - 3.802 814 RGDP_{t-1}$$

$R^2=0.989 562$, $DW=0.729 271$ 。即当短期波动偏离长期均衡时,将以(-0.023 364)的调整力度拉回到均衡状态。

四、格兰杰因果检验

格兰杰因果检验是由 2003 年诺贝尔经济学家得主克萊夫·格蘭杰(Clive W. J. Granger)所开创的用以分析变量之间的因果关系的一种方法。在时间序列下,两个变量 X 、 Y 之间的格兰杰因果关系定义为:若在包含变量 X 、 Y 过去信息的条件下,对变量 Y 的预测效果要优于只有 Y 的过去信息对 Y 的预测效果,即变量 X 有助于解释变量 Y 的将来变化,则认为变量 X 是变量 Y 的格兰杰原因。经济变量之间很可能出现伪回归,因此格兰杰因果检验的前提条件是:① 时间序列数据模型,格兰杰因果检验不能对横截面数据进行检验;② 时间序列必须具有平稳性。

由前面知,能源消费总量的二阶差分(DDE)时间序列和人均国内生产总值的二阶差分(DDGDP)时间序列都是平稳的,满足格兰杰因果检验的前提条件。其检验结果见表 3。

表 3 Granger 因果关系检验结果

零假设	F 统计量	概率值	Lags
DDGDP does not Granger Cause DDE	7.972 60 *	0.013 54	1
DDE does not Granger Cause DDE	5.213 84 *	0.038 54	1
DDGDP does not Granger Cause DDE	4.029 24 *	0.048 66	2
DDE does not Granger Cause DDE	0.418 68	0.667 97	2
DDGDP does not Granger Cause DDE	1.681 47	0.247 35	3
DDE does not Granger Cause DDE	11.303 3 *	0.003 01	3

* 的表示其 F 统计值高于 5% 显著水平下的临界值,表明拒绝零假设,说明两变量间存在着格兰杰因果检验。

从表 3 可以看出: 在滞后一阶的情况下, 能源消费总量与人均 GDP 互为因果关系, 即存在由能源消费总量到人均 GDP 的单项因果关系, 同时也存在由人均 GDP 到能源消费总量的单项因果关系, 也就是所谓的双向因果关系。在滞后二阶的情况下, 人均 GDP 仅是引起能源消费总量单项变化的原因, 而在滞后三阶的情况下, 能源消费总量是人均 GDP 的单项的因果关系。

五、能源消费与经济发展的解耦分析

由上面的分析可知, 能源消费与经济发展存在一定相互的关系, 而且根据时间序列可知, 这种关系在运动发展中相互干扰, 这就是所谓的“耦合”关系。为进一步探讨能源消费与经济发展之间的关系, 下面利用解耦理论来加以讨论。解耦(decoupling)又称退偶或脱钩, 2002 年, 经济合作与发展组织(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)提出了解耦指数^[17], 自此, 解耦模型得到了推广。目前解

耦研究方法主要有变量综合分析法、弹性分析法、IPAT 模型法以及 OECD 提出的解耦指数法等。这里把 OECD 提出的运用于环境与经济的解耦推广到能源消费与经济发展之中。运用解耦指数(Decoupling Index, DI)来描述两者之间的解耦状况。为便于数据的处理, 这里用 GDP 代表经济发展, 建立解耦指数的计算公式如下:

$$DI_{xn} = \frac{EI_{xn}}{GDPI_n}$$

其中 DI_{xn} 代表 x 种类能源在第 n 年的解耦指数, EI_{xn} 代表 x 种类能源在第 n 年的消费指数, $GDPI_n$ 代表 x 第 n 年的 GDP 增长指数。为剔除所研究时期因价格上涨而对 GDP 产生的影响。这里的 GDP 增长指数是以 1990 年 GDP 及价格水平为基期重新计算了历年的 GDP 后而得出增长指数。所有数据分别来自于各年《中国统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》, 各指数计算结果以及耦合分析结果见表 4。

表 4 中, EI_c 代表煤炭的消费指数, EI_o 代表石油的消费指数, EI_g 代表天然气的消费指数, EI_w 代表水电、核电、风电等的消费指数。 DI_c 代表煤炭消费

表 4 能源消费与经济发展解耦分析结果

年份	GDPI	EIc	EIo	EIg	EIw	DIc	DIo	DIg	DIw	DI
1990	1.00	0.762	0.166	0.021	0.051	0.762	0.166	0.021	0.051	1.000
1991	1.09	0.800	0.180	0.021	0.050	0.734	0.165	0.019	0.046	0.964
1992	1.25	0.837	0.194	0.021	0.054	0.670	0.155	0.017	0.043	0.885
1993	1.42	0.878	0.214	0.022	0.061	0.618	0.151	0.016	0.043	0.828
1994	1.61	0.933	0.216	0.024	0.071	0.579	0.134	0.015	0.044	0.772
1995	1.78	0.991	0.233	0.024	0.081	0.557	0.131	0.013	0.046	0.747
1996	1.96	1.007	0.256	0.025	0.082	0.514	0.131	0.013	0.042	0.700
1997	2.14	0.983	0.281	0.025	0.088	0.459	0.131	0.012	0.041	0.643
1998	2.31	0.978	0.287	0.025	0.090	0.423	0.124	0.011	0.039	0.597
1999	2.49	1.005	0.306	0.028	0.084	0.404	0.123	0.011	0.034	0.572
2000	2.70	1.020	0.327	0.032	0.094	0.378	0.121	0.012	0.035	0.546
2001	2.92	1.041	0.332	0.037	0.114	0.356	0.114	0.013	0.039	0.522
2002	3.19	1.098	0.360	0.039	0.118	0.344	0.113	0.012	0.037	0.506
2003	3.51	1.300	0.395	0.047	0.121	0.370	0.112	0.013	0.034	0.529
2004	3.86	1.503	0.461	0.054	0.145	0.389	0.119	0.014	0.038	0.560
2005	4.30	1.693	0.473	0.062	0.163	0.394	0.110	0.014	0.038	0.556
2006	4.84	1.863	0.506	0.076	0.176	0.385	0.105	0.016	0.036	0.542
2007	5.53	2.021	0.534	0.094	0.193	0.365	0.097	0.017	0.035	0.514
2008	6.06	2.076	0.540	0.109	0.227	0.343	0.089	0.018	0.038	0.488
2009	6.62	2.187	0.556	0.121	0.242	0.330	0.084	0.018	0.037	0.469
2010	7.31	2.239	0.625	0.145	0.283	0.306	0.086	0.020	0.039	0.451
2011	7.99	2.412	0.656	0.176	0.282	0.302	0.082	0.022	0.035	0.441

与经济发展的解耦指数, DI_o 代表石油消费与经济发展的解耦指数, DI_g 代表天然气消费与经济发展的解耦指数, DI_w 代表水电、核电、风电等消费与经济发展的解耦指数, DI 代表总的能源消费与经济发展解耦指数。根据解耦理论, 当解耦指数在 0 与 1 之间时, 处于相对解耦状态, 即能源消耗量的增速慢于经济增速; 若解耦指数为零, 说明能源消耗总量不变, 但仍可维持经济增长。由表 4 可知, 各种能源以及总能源消费与经济都发展都处于相对解耦状态, 且煤炭、石油以及总的解耦指数其趋势基本保持一致, 即在二十世纪九十年代煤炭、石油以及总的解耦指数呈现下降趋势, 进入 21 世纪后, 煤炭、石油以及总的解耦指数在处于基本稳定的前提下稍微有点下降。这是由于长期以来我国的经济的发展主要以消费煤炭和石油为主而形成的。而天然气、水电、核电、风电等清洁能源在所研究的 20 年中期消费与经济发展的解耦指数变化不大, 且解耦指数都较小, 这给我们经济的发展提出方向, 即可进一步加大清洁能源的利用和开发。

六、结论与建议

文章的实证研究表明:

(1) 中国能源消费总量以及人均国内生产总值之间存在协整关系, 即两者存在着一种长期的稳定的关系。

(2) 通过格兰杰检验, 可知中国能源消费总量以及人均国内生产总值互为因果关系, 即能源消费总量会引起人均国内生产总值的变化, 反之人均国内生产总值的变化也会引起能源消费总量的变化。

(3) 中国能源消费与国内生产总值处于相对解耦状态, 且煤炭、石油以及总的能源消费与经济发展的解耦指数其趋势基本保持一致, 且总的解耦指数呈现下降趋势。

根据能源消费总量与经济发展的以上分析, 提出建议如下:

(1) 经济发展与能源消费息息相关, 但是不能以消耗大量的能源为代价去发展经济, 因为目前中国所使用的能源主要是一次性能源, 不具有可再生能力。一旦世界的能源被耗竭, 不仅是经济发展停滞, 整个社会将会处于瘫痪状态。所以全社会应该要注意节约能源使用。

(2) 根据格兰杰因果检验, 既然能源是经济发展的原因, 所以除了节约能源之外, 我们要努力寻找可替代能源, 尽量用可再生能源代替一次性能源的使用。

(3) 经济发展也是能源消费总量的格兰杰原因, 只有经济发展了, 技术才会进步。技术的进步, 一方面提高了能源的使用效率, 从而节约了能源; 另一方面, 技术的进步, 可以使用更多的可再生能源。所以建议利用现代科学技术提高能源的使用效率以及让更多的可再生能源得以推广使用^[8]。

(4) 水、电等清洁能源的解耦指数一直以来相对很小, 即在最近 20 年的中国经济的快速发展中, 其清洁能源的消费的增量很小, 而煤炭、石油等能源的消费增量相对大, 因此要求进一步提高清洁能源的生产、开发和利用。

参考文献:

- [1] James B. Ang. Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2008, 30(2): 271-278.
- [2] Ching-Chih Chang, Claudia Fabiola Soruco Carballo. Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results [J]. *Energy Policy*, 2011, 39(7): 4215-4221.
- [3] Anjum Aqeel. The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan [J]. *Asia-Pacific Development Journal*, 2001, 8(2): 101-113.
- [4] Wankeun Oh, Kihoon Lee. Energy consumption and economic growth in Korea: Testing the causality relation [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2004, 26(8-9): 973-981.
- [5] George Hondroyannis, Sarantis Lolos, Evangelia Papapetrou. Energy consumption and economic growth: Assessing the evidence from Greece [J]. *Energy Economics*, 2002, 24(4): 319-336.
- [6] Chien-Chiang Lee, Chun-Ping Chang. Energy consumption and economic growth in Asian economies: A more comprehensive analysis using panel data [J]. *Resources and Energy Economics*, 2008, 30(1): 50-65.
- [7] Nicholas Apergis, James E. Payne. Energy consumption and economic growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States [J]. *Energy Economics*, 2009, 31(5): 641-647.
- [8] 申振东, 杨保健. 能源循环经济: 可持续发展的战略选择[J]. *科技进步与对策*, 2006(2): 24-26.
- [9] 杨子晖. “经济增长”与“二氧化碳排放”关系的非线性研究: 基于发展中国家的非线性 Granger 因果检验[J]. *世界经济*, 2010(10): 138-160.
- [10] 宣宣. 云南省能源消耗与经济增长关系研究[J]. *云南社会科学*, 2011(2): 82-95.
- [11] 李艳, 曾珍香, 武优西, 等. 经济-环境系统协调发展评价方法研究及应用[J]. *系统工程理论与实践*, 2003(5): 54-58.

- [12] 袁鹏, 程施. 中国工业环境效率的库兹涅茨曲线检验[J]. 中国工业经济, 2011(2): 79-87.
- [13] 陈正. 基于经济增长与能源消费关系的中国能源消费预测[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2011, 41(5): 65-70.
- [14] Abdul Jalil, Mete Feridun. The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: A cointegration analysis [J]. Energy Economics, 2011, 33: 284-291.
- [15] Usama Al-mulali, Che Normee Binti Che Sab. The impact of energy consumption and CO₂ emission on the economic growth and financial development in the Sub Saharan African countries [J]. Energy, 2012, 39: 180-186.
- [16] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模—Eviews 应用与实例[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006.
- [17] OECD. Indicators to measure decoupling of environmental pressure from economic growth [R]. Paris: OECD, 2001.
- [18] 黄立洪, 林文雄. 能源消耗视角下的低碳经济发展视角的路径选择——以福建省为例[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2012, 12(2): 55-60.

An Empirical Study of the Relationship between Energy Consumption and Economic Development in China

YU Fengling, ZHOU Yang, CHEN Jianhong, ZHOU Zhiyong

(School of Resources and Safety Engineering, Central South University, Changsha, 410083, China)

Abstract: Rapid economic growth in China has attracted people's attention all over the world. While developing rapidly in economy there are huge energy consumptions. In 2010 China's energy consumption ranks the second in the world, second only to the United States of America. A time sequence is established according to indexes of per capita GDP and energy consumption in recent twenty years. Then some tests such as stability judgments, the unit root test and the cointegration test are conducted on this time sequence, separately. And according to the time sequence, empirical analysis for establishing the regression equation and the granger causality test, error correction has been applied. Subsequently, decoupling analysis is done between energy consumption and economic growth in China, relying on which we obtain a series of conclusions. The results show that the energy consumption and economic development has a long term stability cointegration relationship, and granger causality test has proved that the energy consumption and per capita GDP are mutual causalities. There is a relative decoupling relationship between energy consumption and economic development. The results of these analyses are of help to persons who deal with the sources of energy and economic development.

Key Words: energy consumption; economic development; time series; Granger causality test; decoupling analysis

[编辑: 汪晓]