

中国能源消费与经济动态关系研究

侯建朝, 谭忠富, 谢品杰

(华北电力大学 电力经济研究所, 北京 102206)

摘 要:运用协整理论,研究了 1953—2006 年中国能源消费与实际 GDP 之间的关系。结果表明:中国能源消费和实际 GDP 之间存在协整关系。建立了能源消费与实际 GDP 之间的误差修正模型,并通过基于误差修正模型的格兰杰因果关系检验分析了中国能源消费和实际 GDP 之间的因果关系。结果表明:存在能源消费到实际 GDP 的短期格兰杰因果关系,存在实际 GDP 到能源消费的长期格兰杰因果关系。采用 HP 滤波技术分离出能源消费和实际 GDP 的趋势成分和周期成分,对能源消费和实际 GDP 的趋势成分、周期成分之间的关系进行分析。结果表明,能源消费和实际 GDP 的趋势成分之间存在共同趋势,能源消费和实际 GDP 的波动成分具有相同的波动特征。最后得出结论:中国能源消费与实际 GDP 之间的协整关系与经济增长和能源消费的共同波动有关。

关键词:能源消费;经济发展;协整;共同波动;中国

中图分类号:F120.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2008)12-0076-05

改革开放以来,中国经济以惊人的速度增长,这极大地带动了中国的能源需求。1980—2006 年 GDP 年均增长率约 9.5%,同时能源消费量年均增长率为 5.4%。2006 年,中国商品能源消费总量达到了 246270 万吨标准煤,占世界能源消费总量的 15.6%,是世界上第二能源消费大国。以目前中国经济发展的势头来看,能源需求量有望保持强劲增长。中国的石化能源储量远远低于世界平均水平,可再生能源利用滞后于发达国家,能源供给瓶颈进一步凸现。中国能源供需不平衡的严峻形势,对中国的能源安全和经济的稳定快速发展影响很大。因此,研究能源消费和经济发展之间的关系,并正确处理这种关系,不仅有利于经济发展规划,而且有利于制订正确的能源战略,促进能源工业的可持续发展,保证能源和经济的协调发展。

能源与经济之间的关系研究成为当前研究的热点。由于能源消费和经济时间序列数据的非平稳性,处理非平稳时间序列的协整技术成为能源经济领域广泛采用的方法。最早采用协整技术来研究能源消费和经济之间关系的是 Yu 和 Jin,他们采用

1974—1990 年间的季度数据,利用 E-G 两步法检验了美国能源消费和收入的关系,发现二者不存在长期协整关系^[1]。A. M. M. Masih 和 R. Masih^[2]利用 Johansen 协整检验分析了印度、巴基斯坦、马来西亚、新加坡、印度尼西亚、菲律宾这 6 个亚洲国家能源消费和实际收入的关系,发现两者在印度、巴基斯坦、印度尼西亚 3 个国家存在长期协整关系,并采用基于误差修正模型的格兰杰因果关系检验分析了这 3 个国家能源消费和 GDP 之间的因果关系。Soytas 和 Sari^[3]同样利用 Johansen 协整检验分析了 16 个新兴市场国家(中国除外)和“七国集团”的能源消费和 GDP 之间的关系,发现土耳其、法国、德国、日本、意大利、韩国、阿根廷这 7 个国家的能源消费和 GDP 之间存在协整关系,并采用基于向量误差修正模型的格兰杰因果关系检验分析了这 7 个国家的能源消费和 GDP 之间的因果关系。

在中国能源消费与经济之间的关系研究中,Cheng 和 Lai^[4]、Yang^[5]运用 Johansen 方法分别对中国台湾地区在 1955—1993 年、1954—1997 年间的电力消费与经济动态的协整关系进行了检验。林

收稿日期:2008-11-03

基金项目:国家自然科学基金项目(70571023)、教育部“新世纪优秀人才”项目(NCET-06-02-08)、北京市哲学社会科学规划重点项目(07AFJG170)联合资助

作者简介:侯建朝(1973—),男,河南柘城人,华北电力大学技术经济及管理专业博士研究生,研究方向:电力市场、能源经济;谭忠富(1964—),男,吉林长岭人,华北电力大学电力经济研究所所长、教授、博士生导师,研究方向:电力市场、能源经济、风险管理理论;谢品杰(1976—),男,浙江永嘉人,华北电力大学技术经济及管理专业博士研究生,研究方向:电力市场、能源经济。

伯强^[6]利用 Johansen 协整检验分析了中国 1953—1994 年能源消费与 GDP、能源价格、人口增长、结构变化之间的协整关系,但未采用基于误差修正模型的格兰杰多变量因果检验分析能源消费与 GDP、能源价格、人口增长、结构变化之间的因果关系。林伯强^[7]利用 Johansen 协整技术检验中国 1952—2001 年电力消费与 GDP、电价、人口增长、结构变化、效率改进之间的关系,但未采用基于误差修正模型的格兰杰多变量因果检验分析它们之间的因果关系。马超群等^[8]利用 E-G 两步法检验了中国 1954—2003 年间年度 GDP 和能源总消费以及能源消费各构成部分(包括煤、石油、天然气和水电等)之间的协整关系。袁家海等^[9]运用协整理论检验了 1978—2003 年间中国电力消费与经济增长之间的关系,并采用 H-P 滤波技术和协整理论分析了电力和 GDP 之间的周期关系。

本文拟利用协整技术和误差修正模型,分析中国 1953—2006 年间能源消费和 GDP 之间的关系,并基于误差修正模型来检验能源消费和经济发展间的因果关系,同时应用 H-P 滤波研究中国能源消费的波动周期和宏观经济的波动周期之间是否存在内在联系以及两者之间如何影响等问题,以期为我国能源和经济的协调发展提供理论基础。

1 模型简介

1.1 协整检验

协整检验从检验对象角度可以分为两种:一种是基于回归残差的协整检验,其中 E-G 两步法是最常用方法;另一种是基于回归系数的协整检验,最常用的方法为 Johansen 协整检验。由于基于回归残差的协整检验在对小样本进行检验时的参数估计误差较大,因此本文采用 Johansen 检验方法。该方法通过求解式(1)所示的方程,得到特征值 λ 及相应的协整向量 β 。

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0. \quad (1)$$

式(1)中: S_{00} 是来自于 X_t 对 X_{t-1} 、 X_{t-2} 、 $\dots$ 、 X_{t-k+1} 的最小二乘法回归的残差矩阵; S_{kk} 是来自于 X_{t-k} 对 X_{t-1} 、 X_{t-2} 、 $\dots$ 、 X_{t-k+1} 的最小二乘法回归的残差矩阵; S_{k0} 和 S_{0k} 是交叉积矩阵,使用“最大特征值”统计量和“迹”统计量可求出协整向量 β 。“最大特征值”法计算极大似然统计量的公式为:

$$LR_{\max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}). \quad (2)$$

式(2)中: T 是样本量; λ_{r+1} 是估计的特征值。检

验原假设为系统中存在 r 个协整向量,备择假设为系统中存在 $r+1$ 个协整向量。“迹”统计量法计算似然检验统计量的公式为:

$$LR_{\text{trace}} = -T \ln(1 - \lambda_r) \quad (r = 0, 1, 2, \dots, n-1). \quad (3)$$

式(3)中 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ 按从大到小的顺序排列。该统计量检验假设至多存在 r 个协整向量。上述两个检验统计量的分布参见文献[10]。

1.2 误差修正模型与格兰杰因果关系检验

格兰杰因果关系解决了一个变量 x 是否引起另一个变量 y 的问题,主要是看现在的 y 能够在多大程度上被过去的 x 解释,加入 x 的滞后值是否使解释程度提高。如果加入 x 的滞后值能够提高 y 的预测精度,就可以认为“ y 是由 x 格兰杰引起的”。协整理论一般被用于检验误差修正模型框架内各序列间的格兰杰因果关系。考虑如式(4)和式(5)双变量向量自回归误差修正模型:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_2 ECT_{t-1} + \sum \alpha_{21} \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{22} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{2t}. \quad (4)$$

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \beta_1 ECT_{t-1} + \sum \alpha_{11} \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{12} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1t}. \quad (5)$$

式(4)和式(5)中: α_1, α_2 为常数项; $\alpha_s (s, t = 1, 2)$ 为自回归参数; $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ 为序列不相关的扰动项; ECT_{t-1} 为误差修正项(error correction term, ECT),其实质是 x_t 和 y_t 水平值间长期均衡等式的残差。误差修正模型将变量的水平值和差分值有机地结合起来进行建模。在该模型中,变量 y_t 的短期波动 y_t 由稳定的长期趋势(协整关系)和短期波动共同决定,短期内系统对均衡状态的偏离程度直接决定了波动幅度。从长期看,系数 β 反映变量对均衡偏离的调整速度。

根据格兰杰表示定理^[10],如果经济变量之间存在协整关系,则该关系一定可以表示为误差修正模型,这给非平稳经济过程的建模提供了比较完善的方法。若变量之间存在协整关系,则它们之间至少存在一个方向的格兰杰因果关系。在式(4)中,如果 x 滞后值的参数 α_{22} 是 F 检验统计显著的,则存在着从 x 到 y 的短期格兰杰因果关系;如果 ECT 的系数估计 β_2 是 t 检验统计显著的,则存在从 x 到 y 的长期格兰杰因果关系;如果联合 F 检验显示 α_{22} 与 β_2 都是统计显著的,则存在从 x 到 y 的强格兰杰因。同理,可检验从 y 到 x 的格兰杰因果关系。

1.3 H-P 滤波

H-P 滤波是一种时间序列在状态空间中的分

解方法,它相当于极小化波动方差的线性滤波。对于时间序列 $y_t(t = 1, 2, \dots, T)$ 而言, H - P 滤波选择满足式(6)的趋势成分^[11]。

$$\min_{T_y} \sum_{t=1}^T (y_t - T_{y_t})^2 + \lambda (\Delta^2 T_{y_t})^2。$$

(6)

式(6)中: y 为观测变量, T_y 为趋势成份, 平滑系数 λ 为趋势成分与周期成分的权重, 存在 $\lambda = \sigma_T^2/\sigma_c^2$, 其中 σ_T^2 和 σ_c^2 分别是时间序列中趋势成分和周期成分的方差。

经 H-P 滤波后得到的周期成分为:

$$C_y = y_t - T_y(t = 1, 2, \dots, T)。$$

(7)

对能源消费和 GDP 进行 H-P 滤波分解的目的是分离出能源消费与经济增长序列的趋势成分与波动成分。

2 中国能源消费和经济发展关系的实证分析

2.1 未滤波数据的协整分析

用 GDP 序列代表经济增长,单位为亿元人民币

币;用 EC 代表总能源消费量,单位为万吨标准煤,样本期间为 1953—2006 年。GDP 数据取自 2007 年《中国统计年鉴》和《新中国 55 年统计资料汇编》,能源消费数据来自 1953—2006 年历年《中国能源统计年鉴》, GDP 指数所隐含的缩减因子以 1978 年为基期生成可比价格的 GDP。对实际 GDP 数据和能源消费数据取自然对数处理,分别记为 $L GDP$ 和 $L EC$ 。

单位根检验方法主要有 DF 检验、ADF 检验、PP 检验、KPSS 检验等,本文采用 ADF 检验和 PP 检验,检验结果见表 1。结果表明, $L EC$ 和 $L GDP$ 在 1% 的显著水平下都存在单位根,因而可以对两者进行协整检验。

在进行协整检验之前,首先根据 VAR 模型滞后准则确定最优滞后阶数为 4,协整检验结果见表 2。根据 Trace 统计量和 Max-Eigen 统计量判断,在 1% 的显著水平下存在一个协整关系。

表 1 单位根检验结果

变量	ADF 检验			PP 检验		
	ADF 值	1 %临界值	5 %临界值	PP 值	1 %临界值	5 %临界值
$L EC$	- 1. 505650	- 3. 565430	- 2. 919952	- 1. 753229	- 3. 560019	- 2. 917650
$\Delta L EC$	- 4. 166940	- 3. 565430 **	- 2. 919952	- 4. 176143	- 3. 562669 **	- 2. 918778
$L GDP$	1. 272235	- 3. 565430	- 2. 919952	2. 746716	- 3. 560019	- 2. 917650
$\Delta L GDP$	- 5. 476687	- 3. 565430 **	- 2. 919952	- 4. 366537	- 3. 562669 **	- 2. 918778

表 2 Johansen 协整检验结果

协整个数	Trace 统计量	5 %临界值	1 %临界值	Max-Eigen 统计量	5 %临界值	1 %临界值
没有 **	28. 127	15. 41	20. 04	25. 690	14. 07	18. 63
最多 1 个	2. 4368	3. 76	6. 65	2. 4368	3. 76	6. 65
协整方程	$L EC = 0. 595 \times L GDP + 5. 812$					

注:“ ** ”表示在 1% 的显著水平下拒绝原假设,即存在协整关系。趋势项假设:时间序列数据存在确定的线性趋势,协整等式只有截距项;滞后间隔为 1~4。

根据协整理论,若变量之间存在协整关系,则可以采用误差修正模型对短期波动和长期均衡进行描述。根据 Hendry 的从一般到特殊的建模方法,剔出不显著的滞后项,可得到误差修正模型,如式(8)所示。

$$L EC = 0. 573 L EC_{t-1} - 0. 753 L EC_{t-3} + 0. 406 L EC_{t-4} + 0. 596 L GDP_{t-3} - 0. 216 ECT_{t-1}。$$

(5. 578) (- 4. 752) (8)

(3. 643) (3. 003) (- 3. 848)

由于误差修正项的系数显著,因此表明在短期内能源需求对均衡偏离进行调整。

基于式(5)、式(6)建立误差修正模型,分析能源消费和 GDP 之间的格兰杰因果关系。检验结果如表 3 所示。从表 3 可以看出:存在能源消费到 GDP 的短期格兰杰因,即短期内能源消费的增加会导致 GDP 的增长;不存在从 GDP 到能源消费的短期格兰杰因,即经济的短暂快速增长未必会引起能源消费的快速增长。由于在 $DL EC$ 的等式中 ECT 的 t 统计量是显著的,因此存在着 GDP 到能源消费的长期格兰杰因果关系。联合检验显示,能源消费和 GDP 之间存在双向强格兰杰因果关系。

表 3 基于误差修正模型的能源消费与实际 GDP 的格兰杰因果关系检验结果

变量	短期		长期	联合检验(短期/长期协整)	
	$DL\ EC$	$DL\ GDP$	ECT	$DL\ EC$ 和 ECT	$DL\ GDP$ 和 ECT
	F -统计量	F -统计量	t -统计量	F -统计量	F -统计量
$DL\ EC$	—	1.229153	-3.188235 **	—	3.260742 **
$DL\ GDP$	7.251017 **	—	-0.471176	5.948272 **	—

注：“**”表示 1 % 的临界水平显著;“—”表示不存在相应的统计量。

2.2 H-P 滤波后能源消费和 GDP 之间的关系分析

运用 H-P 滤波技术,分离出 $L\ EC$ 和 $L\ GDP$ 序列的趋势成分与波动成分,采用 $HPL\ GDP$ 和 $HPL\ EC$ 分别表示 $L\ GDP$ 和 $L\ EC$ 的趋势项,采用 $CL\ GDP$ 和 $CL\ EC$ 表示 $L\ GDP$ 和 $L\ EC$ 的周期项,结果如图 1 和图 2 所示。滤除波动成分以后, $L\ GDP$ 与 $L\ EC$ 有着一致的共同变动趋势。周期成分的峰-峰、谷-谷存在着一致的对应关系。滤波序列显示中国能源消费与经济增长之间具有共同的发展趋势和共同的波动特征。

经检验, $L\ EC$ 与 $L\ GDP$ 趋势成分均为单整序列,因此可进行协整分析。根据 VAR 模型滞后准则确定最优滞后阶数为 4。 $HPL\ EC$ 和 $HPL\ GDP$ 的协整检验结果如表 5 所示。由此可见,两者的趋势成分依然存在协整关系,长期弹性系数为 0.501,显著低于未滤波序列间的弹性系数 0.595。

基于误差修正模型的能源消费和 GDP 滤波后的趋势成分之间的格兰杰关系检验结果如表 5 所示。结果表明, $HPL\ EC$ 和 $HPL\ GDP$ 之间无论短期内和长期内都存在着双向的格兰杰因果关系,比

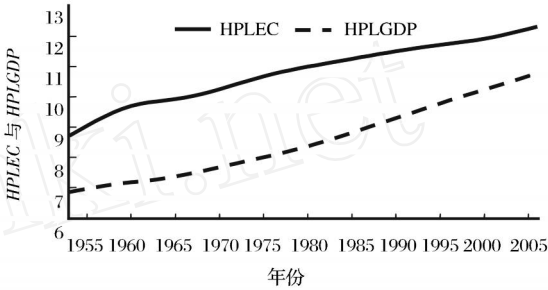


图 1 $L\ EC$ 与 $L\ GDP$ 滤波后的趋势成分序列图

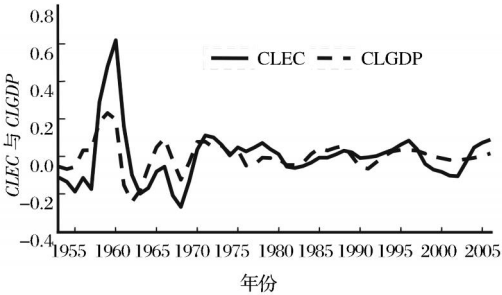


图 2 $L\ EC$ 与 $L\ GDP$ 滤波后的周期成分序列图

未滤波时间序列的格兰杰因果关系检验结果更强,这说明从趋势上看能源消费和经济发展之间的联系更为紧密。

表 4 $L\ EC$ 和 $L\ GDP$ 滤波后趋势成分的 Johansen 协整检验结果

协整个数	Trace 统计量	5 %临界值	1 %临界值	Max-Eigen 统计量	5 %临界值	1 %临界值
没有 **	28.16817	15.41	20.04	20.33570	14.07	18.63
最多 1 个 **	7.832464	3.76	6.65	7.832464	3.76	6.65
协整方程	$HPL\ EC = 0.501 \times HPL\ GDP + 6.609$					

注：“**”为 1 % 的显著水平拒绝原假设,即存在协整关系。趋势项假设:时间序列数据存在确定的线性趋势,协整等式只有截距项;滞后间隔为 1~4。

表 5 基于误差修正模型的 $HPL\ EC$ 和 $HPL\ GDP$ 的格兰杰因果关系检验结果

变量	短期		长期	联合检验(短期/长期协整)	
	$\Delta HPL\ EC$	$\Delta HPL\ GDP$	ECT	$\Delta HPL\ EC$ 和 ECT	$\Delta HPL\ GDP$ 和 ECT
	F -统计量	F -统计量	t -统计量	F -统计量	F -统计量
$\Delta HPL\ EC$	—	8.750983 **	2.975844 **	—	8.435222 **
$\Delta HPL\ GDP$	7.035646 **	—	2.630140 **	6.377983 **	—

注：“**”表示 1 % 的临界水平显著;“—”表示不存在相应的统计量。

经检验, $L\ GDP$ 与 $L\ EC$ 的波动成分为平稳序列,因此可以直接对两者进行回归分析,其回归方程见式(9)。D.W. 统计量检验结果显示,存在误差序列相关,这里引入 AR(1)和 AR(2)以消除误差序列

相关,估计结果见式(10)。D.W. 检验值由原来的 0.4 提升到 2.275,消除了残差项的序列自相关,复相关系数也有了大幅度的提升,由原来的 0.445 提升到 0.88。回归模型中的解释变量和 AR(1)、

AR(2)的 t 统计值一致地通过了显著性检验,其回归系数都显著不为 0。因此,可以得出波动成分的弹性系数为 1.432,大于未滤波前的系数的结论。

$$CL\ EC_t = 1.246CL\ GDP_t。$$
 (9)

$$D.W. = 0.4;调整后的 R^2 = 0.445。$$

$$CL\ EC_t = 1.432CL\ GDP_t + [AR(1) = 1.336, AR(2) = -0.674]。$$
 (10)

$$D.W. = 2.275;调整后的 R^2 = 0.88。$$

上述回归分析只能给出 CL EC 和 CL GDP 二者之间的数量关系,反映不出二者之间的因果关系。下面通过检验 CL EC 和 CL GDP 的格兰杰因果关系来分析二者之间的影响顺序。在进行格兰杰因果关系检验之前,先根据 SC 信息准则确定最优滞后阶数为 2。检验结果见表 6,可以看出存在从 CL EC 到 CL GDP 的格兰杰因果关系。

表 6 CL EC 和 CL GDP 之间的因果关系检验结果

0 假设	F 值	概率	结论
CL GDP 不是 CL EC 的格兰杰因	0.2194	0.8038	接受
CL EC 不是 CL GDP 的格兰杰因	3.2055	0.0495	拒绝

注:滞后期为 2,观测值为 52。

2.3 政策含义

能源消费与经济发展之间存在长期均衡关系,这说明能源和经济之间存在着很强的相关关系。从能源消费到 GDP 的短期格兰杰因果关系说明了能源作为经济发展所必需的生产资料,加大其投入能够促进经济的增长,而能源短缺则会抑制经济的发展;从 GDP 到能源消费的长期格兰杰因果关系说明了中国经济的长期稳定发展是造成中国能源需求增长的主要原因。按照我国经济的发展目标:到 2020 年达到中等发达国家水平,人民生活水平全面达到小康水平,基本实现工业化。可见中国未来的能源需求量还是很大的,因此中国除了需要提高石化能源的开采利用效率外,还要积极开发可再生能源,以保证中国能源的供给安全。

通过中国能源消费与经济发展之间 H-P 滤波前后的关系对比分析,滤波前长期均衡的弹性系数大于滤波后趋势项长期均衡的弹性系数,小于滤波后周期项之间的弹性系数,这说明中国能源消费与实际 GDP 之间的协整关系与经济增长和能源消费的共同波动有关。基于误差修正模型的能源消费和 GDP 趋势成分之间的格兰杰因果关系更强,这主要由能源消费的周期波动和经济的周期波动共同作用所致。能源消费和 GDP 周期成分的格兰杰因果关系显示,存在能源消费到 GDP 的单向格兰杰因果关系,即能

源消费的增加能够促进经济增长,说明我国经济发展以高投入、高消耗的粗放型经济发展为主,在经济快速发展时,大量出现一些低端的、高耗能的企业,而在经济不景气时,那些低端的企业由于成本较高而面临着经营压力,首先会退出市场;但反向关系不成立,这可能是因为经济结构、产业结构调整使得我国能够以较低的能源投入实现经济的增长,因此,我国要改变经济增长方式,以实现我国经济的可持续发展。

3 结论

本文对 1953—2006 年间中国能源消费与 GDP 进行了协整分析,并对 H-P 滤波后能源消费和 GDP 的趋势成分进行了协整分析。分析结果表明,中国能源消费和经济增长存在着长期均衡关系。通过采用基于误差修正模型的格兰因果关系检验分析了能源消费与 GDP 间的因果关系,结果表明:存在能源消费到 GDP 的短期格兰杰因果关系,存在 GDP 到能源消费的长期格兰杰因果关系,能源消费和 GDP 之间存在双向强格兰杰因果关系。这表明了中国能源消费和经济发展的紧密关系。能源消费和 GDP 滤波后的分析显示,能源消费和经济增长之间存在共同趋势以及共同波动的特征。本文只是简单分析了经济增长波动周期和能源消费波动周期的联系,在后续研究中,将进一步分析经济周期的不同阶段波动对能源消费的影响。

参考文献

[1] YU E S H, JIN J C Co-integration tests of energy consumption, income, and employment[J]. Resources and Energy, 1992, 14 (3): 259-226.

[2] MASI H A M M, MASI H R. On the temporal causal relationship between energy consumption, real income and prices: some new evidence from Asian-energy dependent NICs Based on a multivariate co-integration/ vector error-correction approach[J]. Journal of Policy Modeling, 1997, 19: 417-440.

[3] SO Y T A S U, SARI R. Energy consumption and GDP: causality relationship in G7 countries and emerging markets [J]. Energy Economics, 2003, 25 (1): 33-37.

[4] CHENG B L, LAI T W. An investigation of cointegration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan [J]. Energy Economics, 1997, 19 (4): 435-444.

[5] YANG H Y. A note on the causal relationship between energy consumption and GDP in Taiwan [J]. Energy Economics, 2000, 2 (4): 309-317.

(下转第 103 页)



- [6] 彭国甫. 地方政府公共事业管理绩效模糊综合评价模型及实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2005 (11): 129-136.
- [7] 张方杰, 王浚浦. 基于 DEA 模型的家族企业上市公司业绩分析[J]. 山东工商学院学报, 2004 (5): 51-54.
- [8] COELLI T. A guide to DEAP version 2.1: a data envelopment analysis (computer) program[Z]. CEPA Working Paper, 1996: 1-23.

Evaluation on Efficiency of Rural Public Service in China Based on DEA

Zheng Yingning, Tang Juanli, Zhu Yuchun

(College of Economics and Management, Northwest Agriculture and Forest University, Yangling Shanxi 712100, China)

Abstract : Using Data Envelopment Analysis (DEA) method and the statistical data about 28 provinces (autonomous regions and municipalities) in China in 2006, this paper empirically analyzes and calculates the efficiencies of rural public service of 28 provinces (autonomous regions and municipalities) in 2006 including the integrated technical efficiency, the pure technical efficiency and the scale efficiency of rural public service. Research results show that the provinces (autonomous regions and municipalities) being DEA effective are as follows: Hebei, Liaoning, Shanghai, Fujian, Shandong, Guangdong, Shanxi, Hunan, Inner Mongolia, Sichuan and Tibet; the pure technical efficiency level and the scale efficiency level of rural public service in China are characterized by gradient change, and the ranking of the pure technical efficiency level of rural public service from high to low is the eastern, the western region and central region, and the ranking of the scale efficiency level of rural public service from high to low is the eastern region, the central region and the western region.

Key words : rural public service; DEA model; technical efficiency; scale efficiency

(上接第 80 页)

- [6] 林伯强. 中国能源需求的计量经济分析[J]. 统计研究, 2001 (10): 34-39.
- [7] 林伯强. 结构变化、效率改进与能源需求预测——以中国电力行业为例[J]. 经济研究, 2003 (5): 57-65.
- [8] 马超群, 储慧斌, 李科, 等. 中国能源消费与经济增长的协整与误差修正模型[J]. 系统工程, 2004, 22 (11): 18-27.
- [9] 袁家海, 丁伟, 胡兆光. 电力消费与中国经济发展的协整与波动分析[J]. 电网技术, 2006, 30 (9): 10-15.
- [10] JOHANSEN S, JUSELIUS K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, 52: 169-210.
- [11] BASDEVANT O. On application of state-space modeling in macroeconomics [Z]. Discussion paper series of Reserve Bank of New Zealand, 2003.

Empirical Study on Dynamic Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in China

Hou Jianchao, Tan Zhongfu, Xie Pinjie

(Institute of Electricity Economics, North China Electric Power University, Beijing 102206, China)

Abstract : Based on the co-integration theory, the relationship between energy consumption and real GDP in China is researched during 1953-2003. The estimation results show that there exists the cointegration relationship between energy consumption and real GDP. Then the error correction model on energy consumption and real GDP is established. Based on the ECM, the Granger causality relationship between energy consumption and real GDP is tested. The estimation results show that there is Granger causality running from energy consumption to real GDP in a short-term, and there is Granger causality running from real GDP to energy consumption in a long-term. The Hodrick-Prescott (HP) filter is applied to decompose the trend components and the cyclical components from the series of energy consumption and real GDP. It is evident that the same trend exists in the trend components of energy consumption and real GDP, and the cyclical components of these two series are of the same cyclical characteristics. Finally, the analysis result implies that the cointegration relationship between energy consumption and real GDP is related to the cyclical co-movement of economic growth and energy consumption.

Key words : energy consumption; economic growth; cointegration; co-movement; China