

考虑结构突变的我国能源需求模型研究

谭忠富, 谢品杰, 侯建朝

(华北电力大学 电力经济研究所, 北京 102206)

摘 要:考虑到外部冲击有可能导致能源需求和经济增长之间关系的变化,本文基于 1953—2000 年的数据检测了我国能源需求和 GDP 之间关系发生结构突变的时机;在此基础上,运用协整技术和误差修正模型分析了我国能源需求和 GDP 之间的长期均衡和短期动态的关系,建立了我国能源需求模型,并将其与不考虑结构突变的能源需求模型进行比较。比较结果表明:本文所提模型更能准确反映建模样本期间能源需求和 GDP 之间的关系,具有更高的预测能力。

关键词:能源需求;结构突变;协整检验;误差修正模型

中图分类号:F120.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2008)10-0056-06

能源是现代社会发展必不可少的生产、生活资料,是国民经济发展和社会进步的重要基础。我国作为能源消费大国,能源短缺对我国经济发展的影响很大,能源问题解决的好坏将直接影响我国经济能否保持健康、快速、协调的可持续发展,因此能源已成为我国经济增长的“硬约束”^[1]。在此背景下,结合经济发展趋势,在研究能源消费和经济增长之间关系的基础上,提高对未来能源需求的预测水平,为相关政府部门的能源长远规划提供科学决策依据,不仅具有重要的意义,也是一个值得深入研究的重要问题。

近年来,国内外学者针对中国能源需求预测做了大量的研究工作,并取得不少成果。除了能源弹性系数法、投入产出法、回归分析法和灰色理论等传统预测方法外,新近发展起来的基于知识发现的智能模型和基于混沌等非线性系统理论的预测方法,以及组合预测方法等亦在能源需求预测中得到了充分应用。魏一鸣、梁巧梅采用投入产出法预测了 2010—2020 年我国区域能源需求^[2]。王立杰、孙继胡采用灰色系统理论对中国的煤炭需求进行了短期预测,研究结果表明,该方法的短期预测效果较好,但其长期预测效果有待于进一步研究^[3]。黄海萍应用 BP 神经网络的原理,对中国电力需求进行了预

测,得出未来十几年中国电力需求量仍将大幅度增加的结论^[4]。王晓红、吴德会将最小二乘支持向量机 LS-SVM 回归模型引入电力需求研究领域,并给出了相应的过程和算法^[5]。陈刚、高尚则比较分析了灰色理论、人工神经网络和支持向量机三种模型对能源需求的预测效果,结果表明,支持向量机预测方法的精度相对较高^[6]。Crompton 则利用贝叶斯向量自回归方法预测了中国未来的能源需求^[7]。卢二坡比较分析了不同的能源需求预测方法的特点,并利用确定性加随机性时间序列组合模型对我国能源需求进行了预测^[8]。宁云才采用复合小波神经网络模型预测了中国煤炭消费年增长率,得出了其短期预测精度较高的结论^[9]。Adams 在考虑电气化水平、工业生产结构、技术进步水平等因素的基础上,建立了中国能源需求的经济模型,并预测了中国 2020 年的能源需求及进口水平^[10]。

协整理论作为描述经济变量间长期均衡关系的一个有力工具,在能源需求预测中亦扮演着重要的角色。如:林伯强采用协整和误差修正技术分别建立了中国能源、电力、煤炭需求的计量经济预测模型^[11-13]。王庆露、葛虹应用协整与误差修正模型技术研究了我国电力需求与经济增长之间的关系,并结合干预分析的方法建立了电力需求预测模型^[14]。

收稿日期:2008-08-06

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(07A01G170)联合资助

作者简介: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;侯建朝(1973—),男,河南商丘人,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。

然而, Lee 和 Chang 的研究表明, 能源消费的时间序列数据具有非线性调整的特征^[15], 事实上, 在实际环境中, 经济活动期间越长, 经济系统就越有可能受到外部冲击的影响, 如产业政策调整、制度变革等均有可能导致能源消费数据结构的变化, 并由此引起变量间原有协整关系的变化。因此, 研究能源消费与经济增长之间的关系, 并以此为基础建立能源需求模型, 不能不考虑外部冲击所导致结构突变的可能性。

基于上述提及的问题, 本文在虑及结构突变的基础上, 考察了我国能源消费与经济增长两者之间的长期均衡和短期动态的关系, 并在此基础上, 建立了基于结构突变的我国能源需求模型。

后文的结构安排如下: 首先运用协整理论和误差修正模型分析不考虑结构突变时我国能源消费和经济增长之间的关系; 然后在确定两者关系发生结构突变的时机的基础上, 建立基于结构突变的我国能源需求模型, 并将之与不考虑结构突变的能源需求模型进行比较分析, 从而验证本文所提模型的有效性。

1 不考虑结构突变的能源需求模型

1.1 单位根检验

为了检验虑及结构突变的能源需求模型的有效性, 本文对我国年度能源消费量和 GDP 进行建模分

析, 所用数据来源于 2008 年《中国统计年鉴》和《新中国五十五年统计资料汇编》。其中用以建模的样本期间为 1953—2000 年, 并利用 2001—2006 年的数据来验证模型的样本期外的预测能力。为了消除原始数据可能存在的异方差性, 本文对年度能源消费量和 GDP 的数据均做取对数处理, 分别记为 $\ln e$ 和 $\ln g$, 其时间趋势如图 1 所示。

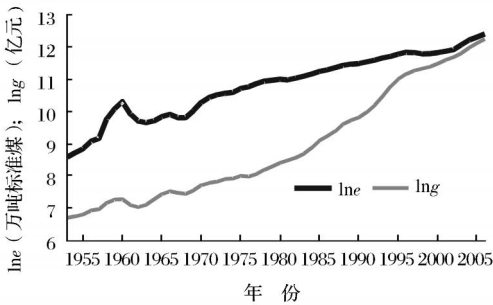


图 1 $\ln e$ 和 $\ln g$ 序列趋势图

在计量分析中, 为了防止由于宏观经济变量的不平稳而产生谬误回归, 首先需要对时间序列进行平稳性检验。本文利用 ADF 和 PP 单位根检验法来确定变量的平稳性, 两者均采用仅包含常数项的检验形式, 其中 ADF 检验的最优滞后阶数的选取基于最小信息准则 (AIC 和 SC), 选取时允许的最大滞后阶数为 6, 单位根检验结果如表 1 所示。由表 1 可知, 至少在 5 % 的显著性水平下, $\ln e$ 序列和 $\ln g$ 序列均为 $I(1)$ 稳定序列, 因此可以对两者进行协整分析。

表 1 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	PP 统计量	一阶差分 ADF 统计量	一阶差分 PP 统计量
$\ln e$	- 1. 942623	- 2. 16193	- 5. 50818 *	- 4. 29043 *
$\ln g$	2. 057899	2. 857218	- 3. 79424 *	- 3. 42658 **

注: “*”、“**”分别表示在 1 % 和 5 % 的显著性水平下拒绝单位根检验。

1.2 协整检验

本文采用两种方法, 即 Engle-Granger 两步法和 Johansen 迹统计量检验法对我国年度能源消费与 GDP 两者是否存在协整关系进行检验。

利用 Engle-Granger 两步法进行协整检验, 首先利用最小二乘法对 $\ln e$ 和 $\ln g$ 进行回归, 则有:

$$\ln e = 0.56925 \ln g + 5.7698 + \varepsilon^{(1)} \quad (1)$$

(0.0388) (0.3367)

$R^2 = 0.8241$; 调整 $R^2 = 0.8203$; $AIC = -0.9975$; $SIC = -1.07548$; $D.W. = 0.0968$ 。

然后, 再对回归残差进行单位根检验。若残差序列为平稳序列, 那么我国年度能源消费和 GDP 之

间存在协整关系; 否则, 不存在协整关系。我们利用 ADF 和 PP 单位根检验法来确定式 (1) 残差 ε 的平稳性, 两者均采用不包含趋势项和常数项的检验形式, 其中 ADF 检验允许的最大滞后阶数为 6, 单位根检验结果见表 2。由表 2 可知, 在 5 % 的显著性水平下回归方程 (1) 的残差是平稳的。

表 2 残差序列 ε 平稳性的检验结果

ADF 检验		PP 检验	
统计量	5 % 临界值	统计量	5 % 临界值
- 2. 4719 **	- 1. 94814	- 2. 4606 **	- 1. 94798

注: “**”表示在 5 % 的显著性水平下拒绝单位根检验。

利用 Johansen 迹统计量检验法进行协整分析

① 括号中的数值为系数的标准差。

时,首先根据 AIC 和 SC 信息准则来确定 VAR 的最优滞后阶数为 4,然后在 VAR(4) 模型的基础上进行协整分析。基于 Johansen 迹统计量检验法的协整检验结果见表 3。由表 3 可知,在 5 % 的显著水平下拒绝不存在协整关系的假设,即变量之间存在唯一的协整关系。

表 3 基于 Johansen 迹统计量检验法的协整检验结果

零假设 H_0	特征根	迹统计量	5 % 临界值	P 值
无协整 **	0. 26563	21. 5824	20. 2618	0. 0327
一个协整	0. 17567	8. 30678	9. 16455	0. 0726

注:“ ** ”表示在 5 % 的显著性水平下存在协整关系。

综合表 2 和表 3 的结果,可以看出,在建模样本区间即 1953—2000 年内,我国年度能源消费与 GDP 之间在 5 % 的显著性水平下存在长期的协整关系。

1. 3 误差修正模型

通过协整分析可以发现我国能源消费和 GDP 之间的长期均衡关系,但是还无法得知两者之间的短期动态关系,而误差修正模型恰好可以解决此问题。根据 Granger 表示定理,两个具有协整关系的变量 y_t 和 x_t 可以利用最小二乘法估计出具有如下形式的误差修正模型^[16]:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma \Delta x_{t-i} + \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

式(2)中, e_t 是 y_t 和 x_t 进行回归得到的残差,称为误差修正项,反映了变量之间的长期均衡关系,其系数 λ 表示各因变量在本期对前一时因外界冲击所导致的偏离其长期均衡水平的调整力度。 ε_t 是稳定的白噪声序列。

由 1. 2 节内容可知,在建模样本期内我国年度能源消费和 GDP 之间存在协整关系,因此可在式(1)的基础上进一步建立误差修正模型,并据此研究两者的短期动态关系并对未来能源需求进行预测。

基于式(2),我们首先选定 3 阶滞后变量及误差修正项,并根据从一般到特殊的检验准则,逐步删除不显著的变量,最后得到如式(3)所示的误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta ne_t = & -0.1074 EC_{t-1} + 1.4289 \Delta ng_t - \\ & (0.0369) \quad (0.1721) \\ & 1.3802 \Delta ng_{t-1} + 0.5705 \Delta ng_{t-2} - 0.448 \Delta ng_{t-3} + \\ & (0.2699) \quad (0.2140) \quad (0.1539) \\ & 0.7598 \Delta ne_{t-1} \quad (3) \\ & (0.1077) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.7294; \text{调整 } R^2 = 0.6938; AIC =$$

$$-2.1822; SIC = -1.9389; D.W. = 1.9326.$$

其中,误差修正项为: $EC_{t-1} = \ln e_{t-1} - 0.56925 \ln g_{t-1} - 5.7698$ 。误差修正项的系数为负值,符合反向修正原则,表明短期非均衡状态逐渐向长期均衡状态趋近。而递归残差累积和检验(CUSUM)和递归残差累积平方和检验(CUSUM of Square)统计量都落在两倍标准差范围内(见图 2 和图 3),这表明误差修正模型的系数是稳定的。

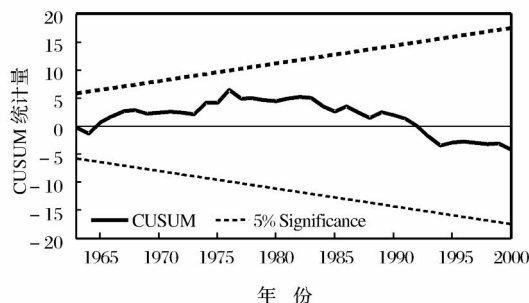


图 2 递归残差累积和检验示意图

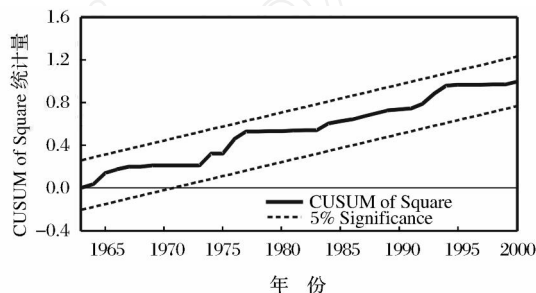


图 3 递归残差累积平方和检验示意图

2 考虑结构突变的能源需求模型

2. 1 结构突变点的确定

前文虽然考察了建模样本期内我国年度能源消费与 GDP 的协整关系,并进一步建立了它们之间的短期误差修正模型,但没有考虑外部环境冲击对年度能源消费与 GDP 之间关系所产生的影响。而事实上,正如前文所指出的,能源政策、经济体制变迁等均有可能引起经济结构的变化,进而导致能源消费结构突变,并进而影响能源消费与 GDP 两者之间的关系^[15]。因此,我们在进行协整分析时,有必要考虑结构突变因素,如此方有可能更为准确地把握我国能源消费与 GDP 之间的关系。为此,首先需要确定外部环境的冲击、变化所导致的结构突变点。

对于突变时机,可以根据历史事件发生时间事先设定。然而,由于经济活动普遍具有滞后效应,故以此确定结构突变点并不一定准确。为了避免先验设定的突变点的主观性,本文将采用内生结构突变

检验方法搜索能源消费和 GDP 两者关系发生结构突变的时机。同时,由于本文仅考虑了能源消费与 GDP 之间的关系,所以将在两者的协整关系式(1)的基础上检测突变点,具体而言,即对式(1)所产生的残差序列($\varepsilon_t = \ln e_t - 0.56925 \ln g_{t-1} - 5.7698$)分别进行递归检验和滚动检验^[17],残差序列 ε_t 的趋势如图 4 所示。

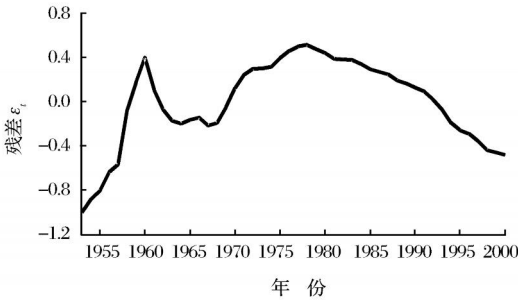


图 4 残差序列 ε_t 的趋势图

所谓“递归检验”,是指首先选择第一个子样本(通常取原样本容量的 0.25 倍),然后逐年扩大子样本范围,对每一子样本进行含有截距项和趋势项的 ADF 检验,检验模型为:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \mu + \alpha + \sum_{i=1}^k \beta \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

然后,再根据 ADF 值组成的时间序列图判断是否存在某个 ADF 值小于递归检验临界值,若有某个 ADF 值小于临界值,则说明原序列在此处发生了结构突变。

而“滚动检验”则保持子样本的大小不变(通常为原样本容量的 1/3),然后对每一子样本进行含有截距项和趋势项的 ADF 检验,再将 ADF 值与滚动检验临界值相比较,从而确定结构突变点。

图 5 和图 6 分别是基于递归检验和基于滚动检验的时间序列图。其中,递归检验没有出现低于 10% 显著水平的递归检验临界值的统计量;而滚动检验的结果表明,1961 年和 1975 年的 ADF 统计量低于 10% 显著水平下的滚动检验临界值,且 1975 年的 ADF 统计量最小。由此,我们可以认定,1961 年和 1975 年我国年度能源消费和 GDP 之间的关系发生了变化。

事实上,观察图 1 不难发现,在 1953—1960 年我国能源消费保持了较快的增速,远远超过了同时期 GDP 的增速,特别是 1958—1960 年期间的年平均增速达 48.2%。这是由于我国在社会主义建设初期为了尽快实现工业化,借鉴了前苏联模式而大力发展高耗能重工业,并于 1958—1960 年为了实现

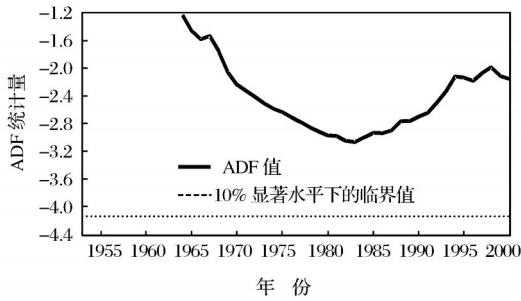


图 5 递归检验示意图

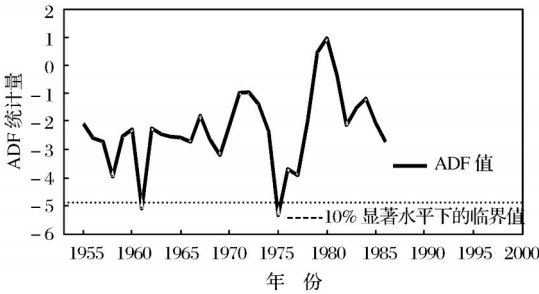


图 6 滚动检验示意图

“赶英超美”而开展大跃进等运动。自 1973 年以来,中央逐步调整了原来以战备为中心的战略,开始强调经济效益;1975 年,邓小平主持了被誉为“中国改革先声”的整顿工作,随后,1976 年“四人帮”被粉碎,中央开始进行“拨乱反正”,并于 1978 年正式实施了改革开放政策。自此,我国经济发展开始进入有序状态,能源经济效率得以提升,我国能源消费与经济增长之间的关系亦出现了新的变化。综上所述,我们将 1961 年和 1975 年作为我国能源消费和经济增长之间关系发生突变的时间点。

2.2 虑及结构突变的协整检验

根据上述 2 个突变点,可以将时间序列划分为 3 个阶段:1953—1960 年;1961—1974 年;1975—2000 年。据此,我们引入如下虚拟变量:

$$d1 = \begin{cases} 0, & \text{其他} \\ 1, & (1961 - 1974 \text{ 年}) \end{cases}, \quad d2 = \begin{cases} 0, & \text{其他} \\ 1, & (1975 - 2000 \text{ 年}) \end{cases}。$$

若回归方程发生了结构变化,变化原因可能来自截距,也可能来自斜率,或两种可能性兼有。由于事先无法确定结构突变形式,故我们设定如下形式模型:

$$\ln e = \alpha + \beta d_1 + \gamma d_2 + \delta \ln g - \eta d_1 \ln g - \theta d_2 \ln g \quad (5)$$

然后,通过 t 检验确定各系数是否显著,并据此考察结构突变究竟是截距还是斜率所导致的。利用

最小二乘法,可以得到模型的检验结果:

$$\ln e = -10.2999 + 12.4438 d1 + 18.7748 d2 + 2.8076 \ln g - 1.7541 d1 \ln g - 2.5073 d2 \ln g. \quad (6)$$

(1.1987) (1.3999) (1.2101) (0.1714) (0.1965) (0.1722)

$R^2 = 0.9887$; 调整 $R^2 = 0.9873$; $AIC = -1.5794$; $SIC = -1.3455$; $D.W. = 0.5358$ 。

上述系数均在 1% 水平下显著,与式(1)比较,根据 R^2 、 AIC 和 SIC 等统计量进行综合判断,不难发现,引入结构突变点将大大提高能源需求模型的拟合水平。下面,本文对式(6)的残差序列进行单位根检验,采用不包含趋势项和截距项的检验形式,其中 ADF 检验允许的最大滞后阶数为 6,检验结果见表 4。

表 4 残差序列的单位根检验结果

ADF 检验		PP 检验	
统计量	1%临界值	统计量	1%临界值
-4.45619 *	-2.61620	-3.0295 *	-2.61509

注:“*”表示在 1% 的显著水平下拒绝单位根检验。

表 1 所示的单位根检验结果表明,残差序列在 1% 显著水平下平稳,由此进一步表明了我国能源消费与 GDP 之间存在着结构突变的协整关系,或者说,引入结构突变点以后更能准确地反映我国能源需求与 GDP 之间的长期均衡关系。在 1953—1960 年期间,我国年度能源消费的 GDP 弹性系数为 2.8076;随着“大跃进”路线的纠正,产业政策的调整以及大庆油田的开发,我国能源消费结构有所改善,在 1961—1974 年期间,我国能源消费的 GDP 弹性系数有所下降,为 1.0535 (2.8076 - 1.7541);随着改革开放的深入开展,我国能源经济效率得到了进一步改善,能源消费的 GDP 弹性系数进一步降低,在 1976—2000 年期间降至 0.3003 (2.8076 - 2.5073)。

2.3 虑及结构突变的误差修正模型

由 2.2 节可知,在建模样本期内,由于我国年度能源消费与 GDP 之间存在着结构突变的协整关系,由此可以进一步建立结构突变情形下的误差修正模型,以期更好地考察两者之间的短期动态关系。类似地,我们在式(6)的基础上可以得到如下误差修正模型:

$$\Delta \ln e_t = -0.3906 EC_{t-1} + 1.3881 \Delta \ln g_t - 1.3141 \Delta \ln g_{t-1} + 0.5272 \Delta \ln g_{t-2} - 0.3990 \Delta \ln g_{t-3} + 0.6451 \Delta \ln e_{t-1}$$

(0.1195) (0.1683) (0.2641) (0.2091) (0.1514) (0.1089) (7)

$R^2 = 0.7417$; 调整 $R^2 = 0.7077$; $AIC = -2.2289$; $SIC = -1.9856$; $D.W. = 1.8038$ 。

其中,误差修正项为: $EC_{t-1} = \ln e_{t-1} + 10.2999 - 12.4438 d1_{t-1} - 18.7748 d2_{t-1} - 2.8076 \ln g_{t-1} + 1.7541 d1_{t-1} \ln g_{t-1} + 2.5073 d2_{t-1} \ln g_{t-1}$ 。误差修正项的系数为负值,亦符合反向修正原则。与式(3)相比,不难发现,引入结构突变点的误差修正模型,其统计量都有一定程度的改善。而递归残差累积和检验(CUSUM)和递归残差累积平方和检验(CUSUM of Square)统计量都落在两倍标准差范围内(见图 7 和图 8),这表明了基于结构突变的误差修正模型的系数是稳定的。

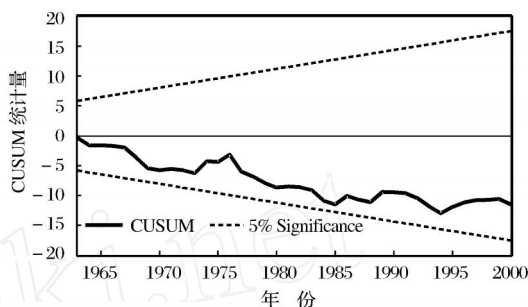


图 7 递归残差累积和检验示意图

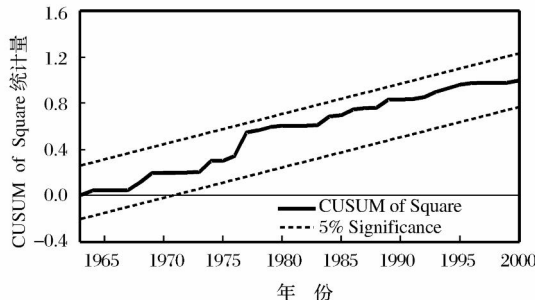


图 8 递归残差累积平方和检验示意图

3 模型评价

在本节,我们将对虑及结构突变的误差修正模型式(7)、没有考虑结构突变的误差修正模型式(3)、以及 2.2 节所提及的 VAR(4) 模型的拟合能力和预测能力进行对比分析,以此考察我们所提模型即式(7)的有效性。除了直接比较外,我们还引入如下评价指标:

①平均绝对误差: $MAE = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N |y_h - \hat{y}_h|$ 。

②平均相对误差: $MPE = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N \left| \frac{y_h - \hat{y}_h}{y_h} \right|$ 。

③均方根误差: $RMS E = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{h=1}^N (\hat{y}_h - y_h)^2}$ 。

④ Theil 不等系数: $U =$

$$\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^N (\hat{y}_t - y_t)^2}{\sum_{t=1}^N \hat{y}_t^2 + \sum_{t=1}^N y_t^2}}$$

其中, y_k 为我国年度能源消费量的实际值, $\hat{y}_k$ 为 y_k 的预测值, N 为时间序列的长度。其中, MAE 和 $RMS E$ 这 2 个统计量受因变量量纲影响, 可以用它们来比较不同模型的预测效果, 其值越小, 表明相应模型的预测效果越好。其余两个统计量是与因变量量纲无关的相对指标, Theil 不等系数的值通常介于 0~1 之间, 当其值为 0 时, 表示拟合程度达至 100 %。

表 5 显示了各模型在样本内的拟合效果指标值。结果表明, 对于样本期内, 虑及结构突变的误差修正模型即式(9)较之不考虑结构突变的模型即式(7)和 VAR(4)模型有着更强的拟合能力。

表 5 3 个模型的样本内拟合评价结果

评价指标	方法		
	模型(7)	模型(3)	VAR(4)模型
MAE	0.04968	0.05116	0.06177
MPE	0.46564	0.47842	0.59814
RMS E	0.06927	0.07091	0.09412
U	0.00320	0.00327	0.00434

表 6 列出了上述三模型对 2001—2006 年年度能源消费的预测值及预测效果评价指标值。为了更全面地进行比较分析, 我们同时考虑静态预测和滚动预测两种情形。可以发现, 无论是静态预测还是滚动预测, 考虑结构突变的误差修正模型(7)的预测精度相对于其他 2 个模型有较大幅度的提高。由此可知, 本文所提出的虑及结构突变的能源需求预测模型具有较高的预测能力, 是有效的。

表 6 3 个模型的样本外预测评价结果

年份	实际值	静态预测值			滚动预测值		
		模型(7)	模型(3)	模型 VAR(4)	模型(7)	模型(3)	模型 VAR(4)
2001	11.872	11.909	11.925	12.007	11.909	11.925	12.007
2002	11.930	11.955	11.976	12.001	12.001	12.064	12.177
2003	12.072	12.049	12.085	12.055	12.114	12.266	12.369
2004	12.222	12.222	12.300	12.229	12.228	12.518	12.426
2005	12.316	12.267	12.377	12.379	12.248	12.719	12.424
2006	12.414	12.343	12.468	12.376	12.254	12.908	12.333
总体评价	MAE	0.03406	0.05069	0.05501	0.06372	0.26220	0.17834
	MPE	0.27972	0.41687	0.45669	0.52180	2.13988	1.47499
	RMS E	0.04072	0.05446	0.06933	0.07991	0.30328	0.19421
	U	0.00168	0.00224	0.00285	0.00329	0.01236	0.00795

4 结论

产业政策调整、制度变革等因素均有可能导致能源消费数据结构发生变化, 并进而引起能源需求和经济增长之间原有协整关系发生变化。因此, 为了更加准确地把握我国能源消费与 GDP 之间的关系, 在建立我国能源需求模型时, 有必要考虑由外部冲击所导致的结构突变的可能性。本文利用我国 1953—2000 年能源消费和 GDP 时间序列数据, 分别在不考虑结构突变和考虑结构突变两种情形下考察了能源需求和 GDP 之间的长期均衡关系; 并在此基础上, 进一步建立了误差修正模型, 分析了能源需求和 GDP 的短期动态关系。研究表明, 与不考虑结构突变的模型相比, 考虑结构突变的模型更能准确地反映建模样本期间我国能源需求和 GDP 之间的长期均衡和短期波动的动态关系, 亦提高了对于建模样本期外的预测能力。需要指出的是, 在建立能

源需求模型时, 本文仅考虑了 GDP 这惟一的因素。而实际上, 产业结构、能源价格和能源使用效率等也是影响能源需求的重要因素。因此, 如何在虑及结构突变的基础上纳入这些因素, 以更深入地研究我国能源需求行为、建立预测精度更高的能源需求模型, 是我们下一步所要研究的课题。

参考文献

[1] 林伯强. 中国电力工业发展——改革进程与配套改革[J]. 管理世界, 2005(8): 65-79.
[2] 魏一鸣, 梁巧梅. 2010—2020 年中国区域能源需求预测[R]. 北京: 中国科学院, 2006.
[3] 王立杰, 孙继胡. 基于灰色系统理论的煤炭需求预测模型[J]. 煤炭学报, 2002(6): 333-336.
[4] 黄海萍. 基于 BP 神经网络的中国电力需求预测[J]. 科学技术与工程, 2007(4): 612-613.
[5] 王晓红, 吴德会. 一种基于最小二乘支持向量机的年电力需求预测方法[J]. 继电器, 2006, 34(16): 74-78.

(下转第 68 页)

Index System and Calculation Model on Engineering Cost

Shen Weichun¹, Dong Shibo²

(1. Technical & Economic Consulting Centre of China Electricity Council, Beijing 100761, China;

2. China Engineering Cost Association, Beijing 100835, China)

Abstract : This paper gives an objective analysis on the status quo on drawing up and releasing engineering cost in China ,and then summarizes successful experiences of developed countries in this aspect ,and discusses the existing defects and the gaps between developed countries and China. Finally ,it puts forward some suggestions on solving these problems and narrowing these gaps.

Key words : engineering cost ; index system ; calculation model

(上接第 61 页)

- [6] 陈刚,高尚. 能源需求的支持向量机预测[J]. 科学技术与工程, 2008(3): 757-759.
- [7] CROMPTON P, WU Yanrui. Energy consumption in China: past trends and future directions[J]. Energy Economics, 2005(27): 195-208.
- [8] 卢二坡. 组合模型在我国能源需求预测中的应用[J]. 数理统计与管理, 2006(5): 505-511.
- [9] 宁云才. 煤炭需求预测的复合小波神经网络模型[J]. 煤炭学报, 2003(2): 108-112.
- [10] ADAMS F G, SHACHMUROVE Y. Modeling and forecasting energy consumption in China: implications for Chinese energy demand and imports in 2020[J]. Energy Economics, 2008, 30(3): 1263-1278.
- [11] 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.
- [12] 林伯强. 结构变化、效率改进与能源需求预测[J]. 经济研究, 2003(5): 57-65.
- [13] 林伯强. 电力消费与中国经济增长: 基于生产函数的研究[J]. 管理世界, 2003(11): 18-27.
- [14] 王庆露, 葛虹. 基于协整理论和干预分析的中国电力需求预测[J]. 数理统计与管理, 2007(5): 753-758.
- [15] LEE Chienchiang, CHANG Chunping. Structural breaks, energy consumption, and economic growth revisited: evidence from Taiwan[J]. Energy Economics, 2005(27): 857-872.
- [16] 孙敬水. 计量经济学[M]. 北京: 华大学出版社, 2004: 341-351.
- [17] 张晓峒. EViews 使用指南与案例[M]. 北京: 机械工业出版社, 2007: 294-296.

Study on Energy Demand Model Considering Structural Break in China

Tan Zhongfu, Xie Pinjie, Hou Jianchao

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

Abstract : Considering the influence of external impacts on the relation between economic growth and energy demand, and based on the data during 1953-2000, this paper analyzes the occasion in which the structural break of the relation between economic growth and energy demand in China will be lead to. And it studies the relation of long-term equilibrium and short-term dynamic between energy demand and GDP in China with the co-integration theory and the error correction mode on this basis, and establishes the energy demand model. Compared with the model with not considering structural break, the proposed model can reflect more accurately the relation between energy demand and GDP in the modeling sample period, and has the greater ability in prediction.

Key words : energy demand ; structural break ; co-integration test ; error correction model