

中国工业化进程中 能源消费的结构及总量分析

余 翔

摘要: 随着中国工业化进程的推进,令人堪忧的中国能源情势已经给中国的经济安全亮起了红灯。今天,中国的能源问题已经不再是一个简单的总量问题,也不再是能源产业自身发展和产业内供需不平衡的问题,对于身处工业化进程中的中国能源消费应该从结构和总量两个方面着手。鉴于此,基于 2005 年全国经济普查前后的统计数据,对中国三次产业能源消费结构以及中长期内影响中国整体能源消费状况的主要相关因素的实证分析结果表明:在中国消费结构中,第二产业的能源消费弹性实际上是三次产业中最低的,而第三产业的能源消费弹性却是最高的;总量分析的结果表明目前中国能源使用和消费体制正在逐渐向良性方向转变,正确的能源战略完全有可能保障工业化目标的实现。

关键词: 工业化 能源消费 面板数据 协整分析 脉冲反应分析

一、引言

人类文明演进的规律与历史表明,工业化是人类参与的物质资源形态的转化过程,是将自然资源加工制造成可用于直接消费或再加工的中间产品的过程,在这个过程中需要开采能源资源作为加工制造过程的动力。能源作为人类生存发展、社会进步不可或缺的重要资源,是关系国计民生的重要战略要素,也是工业化目标实现的重要物质保障。对于正处于工业化进程中的中国而言,未来中国工业化目标的实现,将取决于 3 种要素:实体性要素(如资本、土地、能源)、渗透性要素(如技术)和运筹性要素(如管理)的供给。这 3 大要素中任何一个要素的供给受到了阻滞,工业化的进程就可能衰落。

今天的能源问题已经不再是一个简单的单一产业发展和产业内供需不平衡的问题,能源问题实际上已经涉及到产业间、政治外交、社会可持续发展等一系列重大事项。为了抓住“十一五”(2006-2010)这一经济社会和谐发展,实现工业化目标的重要战略机遇期,对与工业化进程不断推进相伴的中国能源消费状况进行研究将具有很强的理论和现实意义。

二、能源消费研究文献及中国能源问题实证分析综述

由于能源在人类社会发展和工业化进程中的重要作用,对于能源需求消费的研究很早就开始,到今天已经积累了大量宝贵的研究成果。20 世纪 90 年

代以前的文献主要是将能源消费作为国民经济系统中一个重要的部门,整体性的来研究能源的开采、消费与最优经济发展之间的关系。进入 90 年代后,能源领域的研究文献开始逐渐将注意力集中到能源这一子系统中,探究影响能源消费的内、外生性因素,能源消费的行业结构、品种结构,以及能源消费结构与经济结构、经济社会的可持续发展之间的关系。Borges 和 Pereira(1992) 构建了一个两阶段能源消费模型来研究葡萄牙制造业的能源消费。Kulshreshtha 和 Parikh(2000) 利用 1970-1995 年的年度数据,运用向量自回归(VAR)模型考察了印度 4 大主要行业对煤炭的消费需求情况。Bentzen 和 Engsted(2001) 使用自回归分布滞后模型(ARDL)估计了丹麦居民的能源需求。Urga 和 Walters(2003) 使用 1960-1992 年美国工业能源需求的数据,比较了 Trans-log 和 logit 两种动态可成本函数。Feng(2000) 也以瑞典的 9 家制造企业为研究对象,比较了 Trans-log (TL) 动态能源需求模型和 General Leontief (GL) 模型在研究价格弹性和要素替代之间的异同。

目前对于中国能源消费研究的兴趣主要集中在能源消费与宏观经济可持续发展之间是否协调,中国能源消费的内、外生性因素。对于能源消费与国内生产总值(GDP)的长期平衡关系或因果关系,Masih(1996)、Cheng(1999)、Asafu-Adjaye(2000)、McAvinchey 和 Yannopoulos(2003) 分别对各研究对象的能源消费和 GDP 进行标准的单位根检验和协整检验,以考察能源消费与经济增长的长期均衡和短

期动态调整。对于中国能源需求与经济增长的研究,ChangYoungho和JiangChan(2003)通过格兰杰因果关系检验考察了国内和国际油价波动对中国经济增长的影响。蒋金荷(2004)分析了中国的能源效率和经济结构调整。林伯强(2001)则通过协整分析考察了不同时期中国能源需求与经济增长的关系。王海鹏等(2005)运用协整理论和格兰杰因果关系检验实证研究了中国电力消费与经济增长之间的协整关系和因果关系。吴巧生等(2005)从中国工业化水平与能源密度的协整关系考察工业化水平与能源利用效率的关系。对于1980-1994年中国能够在保持经济高速增长的同时而能源密度却在下降这一现象,Lin(1992)、Huang(1993)、Sinton和Levine(1994)将中国能源密度的下降归因于全行业能源使用效率的提高。Kambary(1992)认为结构性要素可以解释1980-1990年能源密度变化的50%以上。Smil(1990)指出中国这种结构性的变化是因为中国工业结构的变化,即由轻工业向重工业的转变。Wang(1990)和Shen(1992)甚至基于分解模型,分别运用Laspeyres指数方法和Divisia指数方法量化了中国能源消费效率的改进程度。Sinton和Levine(1998)则对1980-1995年中国的能源政策和实施措施给予了全面的分析和回顾,指出能源使用效率的提高关键在于有效投资的实现、管理体制和能源消费中的技术创新和环境保护措施的加强等。Karen,Jefferson,Liu和Tao(2003)指出不断提高的能源价格,研发投入支出的增加,企业产权的明晰以及中国工业结构的转变是不断提高能源使用效率的重要驱动力。对于中国能源需求消费的前景,Crompton和Wu(2004)运用贝叶斯向量自回归模型(BVAR)预测了中国未来的能源消费状况,指出到2010年中国的经济增长速度将会放慢,能源消费的增长将会低于上一个10年,这应该归因于中国经济的结构性转变。

但是上述研究或者是将能源消费作为一个整体,在经济系统中用一个单一经济变量替代,或者是从能源品种结构或地域结构研究能源消费状况,忽略了从产业结构角度对能源消费的分析。而且,上述对中国能源问题的研究,样本数据区间较早,不能反映出近年来中国能源消费的变化状况。其中很重要的一点,上述研究都没有考虑到,2005年的全国经济普查对1993年之后的经济数据的大幅修正。因此,本文试图对以上几个方面进行完善。

三、中国当前的能源形势

工业化是传统农业社会向现代工业社会转变的过程,是一个国家或地区实现现代化的必由之路。作为实现工业化的实体性要素,随着中国工业化向中后期的推进,能源约束问题日益凸现。

首先,最突出的问题是中国当前的工业化进程

中,能源的使用效率不高。2003年,中国GDP为世界的4%,在全球新增GDP中的贡献率达到19.3%,超过了美国的18.6%,成为世界经济增长贡献最大的国家(王建,2004)。从增量意义上讲,中国是名副其实的经济大国。但是这19.3%的贡献,却是以占全球7.4%的原油、30%的煤炭等大量能源消耗作为代价的(马凯,2005)。从单位实际GDP(按汇率法计算,1995年价)所消费的能源看,2002年,中国为0.86千克油当量/美元,比美国高出4.1倍,比英国高出6.2倍,比日本高出13.3倍,比澳大利亚高出4.7倍。即使与一些发展中国家相比,中国的单位产出能耗也较高。例如,中国比巴西高4.7倍,比印度高1.5倍(施发启,2005)。

随着全球经济一体化进程的加快和承接世界产业结构转移,例如以电解铝、普通钢、工业硅为代表的高能耗低附加值的产业由欧美经东南亚向中国的转移,作为名副其实的“世界工厂”,在目前中国的能源使用效率较低的状况下,必然会导致中国对能源消费的需求数量上的继续高涨。如图1所示,20世纪90年代,中国能源消费的动态弹性系数一直小于1,这表明中国能源消费的增长速度低于经济增长速度。但是进入21世纪以来,附着着新一轮经济周期的开始和国际经济的复苏,为了片面追求高增长和发展重化工工业,对生产效能的忽视,导致了能源消费大幅增长。从图1中可以清楚地看出,中国的能源消费动态弹性系数发生了明显的跃迁,2000年以后的弹性系数均明显高于20世纪90年代,且在5年中就有4年的弹性系数大于1,即能源消费的增速是快于产出的增长率。

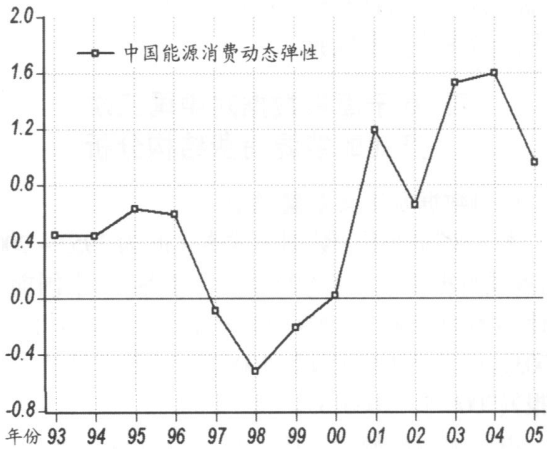


图1 中国能源消费总量的产出动态弹性

从能源消费的品种结构来看,中国仍是世界上少数几个以一次性能源煤炭消费为主的国家。20世纪50年代初中国煤炭消费占能源消费总量的94%以上。五十多年来,虽然煤炭消费比重不断降低,但是到2003年煤炭仍占一次性能源消费的67.1%(图2)。煤炭始终是中国能源生产和消费的

主体,也是中国能源生产结构中最稳定的部分,这与
中国煤炭资源相对丰富,产业结构和产品结构不合理、生产设备和工艺落后有关。作为当前世界主流
能源形式的石油,在中国自 1953 年以来最大比重也
不超过 25%。但正是这不到 1/4 的能源消费却成为
中国未来能源问题的软肋。2000-2004 年,中国累
计增量石油消费占到了世界新增石油消费的2/5。
2004 年中国增量石油消费为 89.3 万桶,占世界增量
石油消费的 36.3%,远高于美国的 19.6%,为世界
第一大增量石油消费国。目前中国石油对外依存度
已经超过 40%,据国务院发展研究中心预测,2020
年中国原油需求将超过 5 亿吨,对外依存度将会达
到 70%。

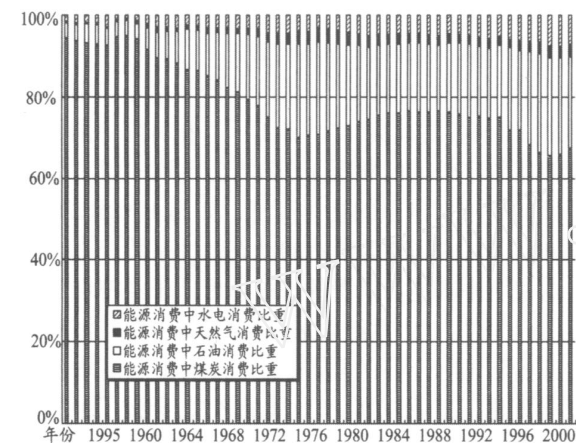


图 2 中国能源消费结构比重

在中国人均要素资源禀赋高度稀缺、能源自给
能力有限的基本国情下,以“高投入、高消耗、高排
放、高污染”为特征的粗放型工业化模式是不可持续
的,高能源消耗的传统工业化道路是不可能支撑未
来中国经济社会发展的。

四、基于面板数据对中国三次 产业的能源消费结构分析

(一)数据及工具变量说明

本文中所使用的数据的样本区间为 1953-2004
年,各项数据源于历年《中国统计年鉴》、《中国能源
统计年鉴》(1991-1999)和《中国工业经济年鉴》
(2003),以及《中国统计》(2006.3)、《中国经济景气
月报》(2006.1-2006 .3)。

由于中国能源产品的价格难以直接获得,因此
本文使用商品物价指数或消费者物价指数(CPI)来
代替。但是中国消费者物价指数(CPI)是 90 年代以
后才开始计算的,早期只有商品零售价格指数,因此
在数据处理上,我们将 1953-2005 年的样本期分成
两个区间,1953-1992 年的价格指数用商品零售价
格指数来代替,1993-2005 年的价格指数用消费者
物价指数来代替。因为中国在早期计划经济体制下,
商品价格为计划价格,经济社会活动参与者通常

只是价格的被动接受者,将 1993 年前后的零售价格
指数和消费者物价指数相对接,可以在很大程度上
保证整个数据区间价格指数的连续性。本文使用对
接后的价格指数来对 GDP 各行业产值等各个名义
指数变量进行平减,以消除价格因素对 GDP 各行业
产值的影响。

值得注意的是,本文使用了 2005 年中国经济普
查公布的修正后数据。2005 年中国经济普查是对
1993 年以来中国经济社会状况进行的较为全面和
彻底的调查,其普查数据较以往的统计数据具有更
强的可信度。但是,根据国家统计局经济普查的统
计公报,我们只能查到最早到 1993 年的修正后的公
开数据。为了能够进行较长时期的观察,这里将
1953 年以后的数据和 1993-2005 年的数据进行了
对接。因为这次经济普查数据修正的重点是第三产
业,而 1993 年以前,中国第三产业的比重和重要性
并不很高,因此对接后形成的样本数据,我们认为还
是具有很高的可比性和相关性的。

(二)符号说明

这里 EC_1 、 EC_2 、 EC_3 分别表示第一、二、三产业能
源消费总量,单位为万吨标准煤。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
线性化,消除时间序列中存在的异方差现象,所以对实
际 GDP、实际各产业产值等进行自然对数变化,
 $LNGDP_1$ 、 $LNGDP_2$ 、 $LNGDP_3$ 分别为第一、二、三产业以
1978 年不变价格计算的经过自然对数化的 GDP,单位
为亿元。*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、
5% 和 1%。 P_t 表示第 t 年中国商品零售价格指数或
消费者物价指数, M_t 是一个反映工业在国民经济中
比重的指标,由工业产值与当年 GDP 相比得到。

(三)基于面板数据模型对中国能源产业消费 的分析

本文主要采用的面板数据 (PanelData) 模型形
式为:

$$LNEC_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times LNGDP_{it} + u_{it} \quad i=1,2,3;t=1, 2, \dots, 19$$

其中, i 表示面板数据中第 i 产业。 t 表示年份
($t_{1984}=1, t_{1985}=2, \dots, t_{2002}=19$), $LNGDP_{it}$ 为外生变量
向量,表示经过对数化的第 i 产业第 t 年的实际
GDP, $LNEC_{it}$ 为内生变量,表示对数化的第 i 产业的
能源消费量, β 为参数向量,随机扰动项 u_{it} 相互独
立,且满足零均值、同方差假设。

利用经过经济普查修正后的数据,我们可以得
到下面的估计方程组:

$$\begin{cases} LNEC_{1t} = 4.6936 + 0.4889 \times LNGDP_{1t} \\ LNEC_{2t} = 7.7411 + 0.4068 \times LNGDP_{2t} \\ LNEC_{3t} = -0.1189 + 1.0386 \times LNGDP_{3t} \end{cases} \dots\dots\dots (1)$$

$R^2 = 0.9827$, Loglikelihood = 23.1021,

F-statistic = 579.9022, AkaikeAIC = -0.6001,

SchwarzSC = -0.3850

同时为了作一对比,考察由于经济普查对数据的修正而产生的对方程实际估计结果的影响,我们还使用未经修正的数据,采取同样的方法进行了估计,估计结果如下:

$$\begin{cases} \text{LNEC}_{1t} = 5.4383 + 0.3928 \times \text{LNGDP}_{1t} \\ \text{LNEC}_{2t} = 7.9339 + 0.3792 \times \text{LNGDP}_{2t} \\ \text{LNEC}_{3t} = 3.6115 + 0.7030 \times \text{LNGDP}_{3t} \end{cases} \quad (2)$$

通过比较方程组(1)和方程组(2)的估计结果,可以看出方程组(1)对三次产业的能源消费弹性系数的估计均比方程组(2)增大了。表明实际上现实中的能源消费对三次产业的产值增长反应要比未使用经济普查数据估计的结果灵敏度要大,但这在一定程度上也反映出,目前中国能源消费的总体效率有所降低,即过度追求产出的快速增加,而忽略了提高能源消费使用效率。

此外,由估计方程我们可以很明显的看出,无论是使用修正后的数据还是使用未经修正的数据,在中国消费结构中,第二产业的能源消费弹性实际上是三次产业中最低的,而第三产业的能源消费弹性却是最高。在方程组(1)中,第一产业能源消费的产出弹性为 0.4889,第二产业能源消费的产出弹性为 0.4068,第三产业能源消费的产出弹性为 1.0386,即在三次产业中,各行业实际 GDP 每增加 1%,第一产业能源消费增长 0.4889%,第二产业能源消费增长 0.4068%,第三产业能源消费增长 1.0386%。由 PanelData 模型估计出来的弹性结果,与经济发达国家和新兴工业化国家的实际经验不相符。造成这种结构特点的原因,我们认为在于中国正处于经济结构迅速转型时期,第三产业在国民经济中比重的迅速上升,有其内生动力,也有政府人为外部推力,片面追求第三产业产出的增加而忽视了第三产业能源消费中的大量浪费现象。对此,一个明显的例证是,为了缓解电荒,2004 年政府曾以规定的形式要求宾馆、餐饮等服务业在夏季将空调温度调为摄氏 26 度,这说明在中国第三产业中的确存在不必要的电力资源浪费。而第二产业一直都被想当然地认为是能源效率最低,且能源效率提高速度缓慢。实际上,能源使用和浪费的绝对总量大,并不就等同于能源使用效率低,能源效率提高就慢。由于技术改造、外资引进和企业间的优胜劣汰、兼并重组,在内在动力和外在压力下,为了能适应激烈的市场竞争,第二产业的企业往往都加强了生产管理和资源的优化配置,能源的使用效率反而大大提高。

对此结论的一个有力支持来自于能源消费 - 产

出的能源密度和动态弹性分析(参见图 3 和图 4)。

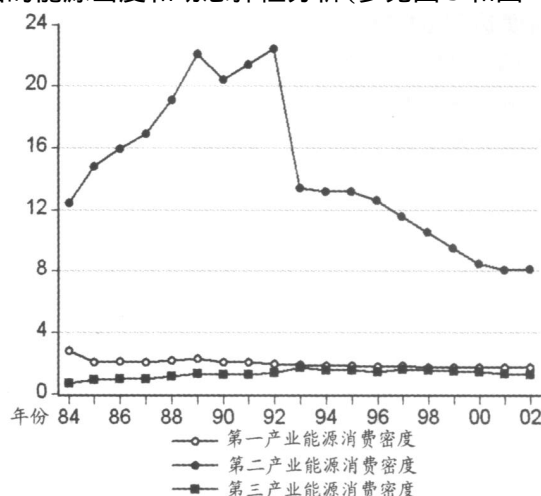


图3 三次产业能源密度(万吨标准煤/亿元)

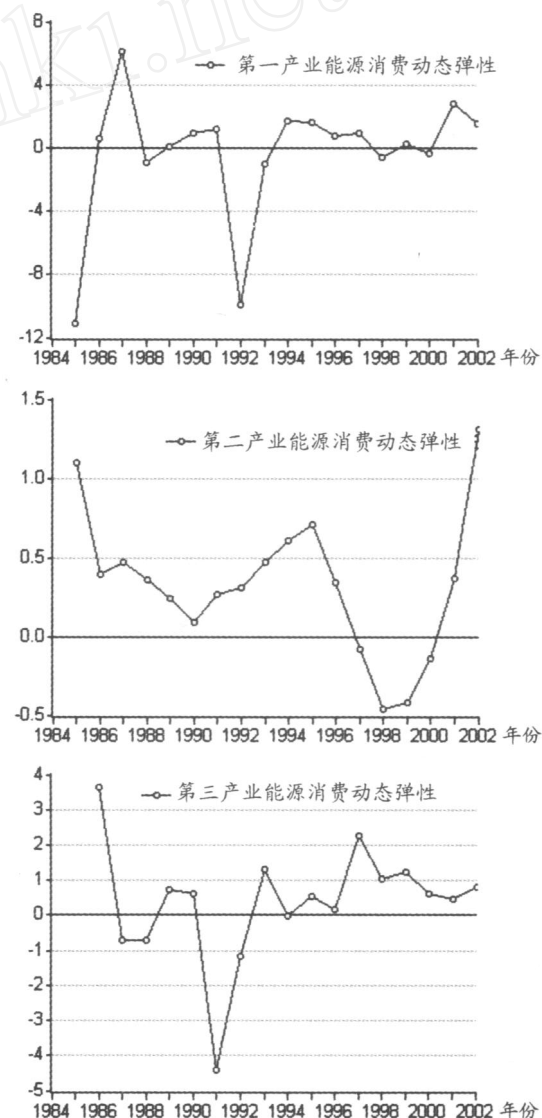


图4 三次产业能源消费产出动态弹性

正如图3所示,从长期来看,中国三次产业的能源密度都呈下降趋势,其中第二产业的能源密度下降最为明显,由最高时1992年的22.43万吨标准

煤/亿元,下降到2002年8.15万吨标准煤/亿元,下降幅度达到63.7%。第一产业则由1984年的2.8万吨标准煤/亿元降为2002年的1.7万吨标准煤/亿元,下降幅度达到39.3%;第三产业也由1993年的高能源密度1.67万吨标准煤/亿元下降到2002年的1.23万吨标准煤/亿元,能源密度降幅为26.3%。说明中国三次产业在节能增效方面取得了很大的成效。但是,在同样的样本区间内,通过进一步计算动态弹性(见图4和表1),我们发现中国三次产业的能源消费并不表现出稳定的下降趋势。第一产业有6年的能源消费并没有随着产值的增加而增加,相比而言,第三产业节能效率最低,而且有6年的能源消费增长实际上是高于产业内产值的增长幅度。第二产业虽然在总能耗中所占比重较大,但是,18年中有4年的能源消费不升反降,有12年的能源消费增幅是低于产业产值增幅的,说明有16年的时间,第二产业以能源的低消耗实现了产值的高增长。但是,即便如此,其中仍然存在问题,第二产业的能源消费弹性自1998年以来一直持续增加,在短短的3年内由负变正,紧接着在2年内又由小于1增加到大于1,这在很大程度上与中国片面强调发展重化工业和不计代价的追求产出的快速增长有关。

表1 中国三次产业能源消费动态弹性分布状况			
	弹性 <0	0 < 弹性 <1	弹性 >1
一次产业	6	6	6
二次产业	4	12	2
三次产业	5	7	6

五、中国能源消费需求模型的实证分析

亚洲开发银行林伯强(2001)指出,目前中国能源需求模型通常采取的是密度分析法和回归分析法两类方法,但是密度分析法和回归分析法都存在缺陷。密度分析法通常没有考虑1978年以来中国能源密度显著下降的现象,高估了80年代中国能源需求水平。蔡林林(1990)虽将密度分析和回归分析相结合,但是其具体模型数值却取决于所假设的能源利用效率。考虑到上述缺陷,林伯强(2001)在其文章中以能源消费(EC)为被解释变量,GDP、重工业比重、价格指数为解释变量,构建了能源需求回归模型,由此得到了能源需求的长期弹性为0.8828、长期价格弹性为-0.4625、长期结构弹性为0.8469。

本文采用林伯强(2001)构建的对能源需求的长期均衡模型。但是我们发现若直接采用该模型进行回归,会存在向量自回归现象,因此需对其进行改进。下面采用协整(Cointegration)和误差校正模型(ECM)来分析中国能源消费及其影响因素之间的中

长期关系。

(一)时间序列的平稳性检验

在检验GDP、能源消费序列的协整关系之前,先用ADF单位根检验方法来检验时间序列的单整性。

表2 时间序列LNEC、LNGDP、LNM、LNP的平稳性检验结果						
变量	ADF统计量	临界值	AIC	SC	检验形式(c,t,k)	结论
LNEC	-3.7972	-4.154	-1.418	-1.2635	(c,t,1)	不平稳
LNGDP	-2.7685	-3.1804	-2.303	-2.1486	(c,t,1)	不平稳
LNM	-3.7871	-4.154	-1.2268	-1.0723	(c,t,1)	不平稳
LNP	-1.8574	-3.1804	-3.3987	-3.244	(c,t,1)	不平稳
Δ LNEC	-3.8454	-3.5713	-1.136	-1.0195	(c,0,1)	平稳
Δ LNGDP	-5.7828	-3.5713	-2.3598	-2.2429	(c,0,1)	平稳
Δ LNM	-4.744	-3.5713	-0.9934	-0.8765	(c,0,1)	平稳
Δ LNP	-3.7213	-3.5713	-3.4047	-3.2878	(c,0,1)	平稳

其中: Δ LNEC、 Δ LNGDP、 Δ LNM、 Δ LNP分别表示数列LNEC、LNGDP、LNM、LNP的一阶差分。检验形式中的c和t表示带有常数项和趋势项,k表示滞后阶数,k的选取以AIC、SC为准则。

由表2可以看出,时间序列LNEC、LNGDP、LNM、LNP本身并不平稳,但是经过一阶差分的 Δ LNEC、 Δ LNGDP、 Δ LNM、 Δ LNP为平稳序列,是一阶差分单整序列。

(二)协整检验

虽然时间序列LNEC、LNGDP、LNM、LNP是非平稳的一阶单整序列,但是其可能存在某种平稳的线性组合。这个线性组合反映了变量之间的长期稳定的比例关系,即协整关系。本文采用Johansen(1995)多变量系统极大似然估计法对多变量时间序列进行协整检验。检验结果参见表3。使用AIC、SC信息准则作为选择最优滞后阶数的检验标准,并用Q统计量检验残差序列有无自相关,White检验和ARCH统计量检验异方差性,Jarque-Bera检验法检验残差的正态性。协整检验结果证明中国LNEC与LNGDP、LNM、LNP之间存在长期稳定的均衡关系。

表3 Johansen协整检验结果				
协整方程数	特征值	迹检验统计量	5%临界值	概率
None **	0.454342	65.12271	47.85613	0.0006
Atmost1 **	0.346963	34.22883	29.79707	0.0145
Atmost2	0.177332	12.49665	15.49471	0.1346

说明:**表示在5%的显著性水平上显著。

(三)误差修正模型

采用协整与误差修正模型可以排除由于非平稳变量而引起的伪回归的影响,而且能够分辨出能源需求模型中的变量之间的长期均衡关系、短期波动以及长期均衡对短期波动的影响,从而可得出能源需求的长期均衡关系,并可进行短期预测。这里我们通过误差校正模型(ECM)来考察中国能源消耗与

GDP之间的长期关系。

使用经济普查修正后的数据,我们得到的 ECM 模型的方程组为:

$$\Delta(\text{LNEC}_t) = -0.2930 \times (\text{LNEC}_{t-1} - 1.0182 \times \text{LNGDR}_{t-1} - 1.0116 \times \text{LNM}_{t-1} + 0.7147 \times \text{LNP}_{t-1} - 3.4822) - 0.0634 \times \Delta(\text{LNEC}_{t-1}) - 0.1118 \times \Delta(\text{LNGDR}_{t-1}) + 0.7290 \times \Delta(\text{LNM}_{t-1}) - 0.0696 \times \Delta(\text{LNP}_{t-1}) + 0.07264 \dots\dots\dots (3)$$

$$\Delta(\text{LNGDR}_t) = -0.0199 \times (\text{LNEC}_{t-1} - 1.0182 \times \text{LNGDR}_{t-1} - 1.0116 \times \text{LNM}_{t-1} + 0.7147 \times \text{LNP}_{t-1} - 3.4822) - 0.4261 \times \Delta(\text{LNEC}_{t-1}) + 0.6434 \times \Delta(\text{LNGDR}_{t-1}) + 0.2590 \times \Delta(\text{LNM}_{t-1}) - 0.1327 \times \Delta(\text{LNP}_{t-1}) + 0.0582$$

$$\Delta(\text{LNM}_t) = 0.0180 \times (\text{LNEC}_{t-1} - 1.0182 \times \text{LNGDR}_{t-1} - 1.0116 \times \text{LNM}_{t-1} + 0.7147 \times \text{LNP}_{t-1} - 3.4822) - 0.0262 \times \Delta(\text{LNEC}_{t-1}) + 0.1265 \times \Delta(\text{LNGDR}_{t-1}) + 0.2450 \times \Delta(\text{LNM}_{t-1}) - 0.1474 \times \Delta(\text{LNP}_{t-1}) + 0.0091$$

$$\Delta(\text{LNP}_t) = -0.0167 \times (\text{LNEC}_{t-1} - 1.0182 \times \text{LNGDR}_{t-1} - 1.0116 \times \text{LNM}_{t-1} + 0.71472 \times \text{LNP}_{t-1} - 3.4822) + 0.0279 \times \Delta(\text{LNEC}_{t-1}) + 0.1855 \times \Delta(\text{LNGDR}_{t-1}) - 0.0153 \times \Delta(\text{LNM}_{t-1}) + 0.7730 \times \Delta(\text{LNP}_{t-1}) - 0.0084$$

Sumsq.resides=0.5611, S.E.equation= 0.1117 ,
Loglikelihood=42.6331,AkaikeAIC=-1.4366,
SchwarzSC=-1.2093

$$\Delta(\text{LNEC}_t) = -0.2231 \times (\text{LNEC}_{t-1} - 0.9012 \times \text{LNGDR}_{t-1} - 0.8549 \times \text{LNM}_{t-1} + 0.6628 \times \text{LNP}_{t-1} - 3.9650) + (-1.6978) \\ 0.1805 \times \Delta(\text{LNEC}_{t-1}) + 0.1831 \times \Delta(\text{LNGDR}_{t-1}) - 0.0406 \times \Delta(\text{LNM}_{t-1}) - 0.1225 \times \Delta(\text{LNP}_{t-1}) + 0.0468 \\ (0.8263) \quad (0.6571) \quad (-0.1959) \quad (-0.3400) \quad (1.6367) \\ \dots\dots\dots (4)$$

Sumsq.resides=0.727003,S.E.equation=0.130027,Loglikelihood=33.63283,
AkaikeAIC=-1.127871,SchwarzSC=-0.896219

通过对比方程(3)和方程(4),可以发现利用经济普查修正后的数据,所得出来的结论与经济普查前的数据的误差校正项系数的绝对值相比增大了,使用修正后的数据得到的系数的绝对值为 0.2930,而使用未修正的数据得出的误差校正项系数的绝对值为 0.2231。而且使用修正后的数据的误差校正项系数的标准差和 t 值均较未修正的数据估计出来的误差校正项系数的标准差和 t 值大,这说明使用修正过后的数据得到的结果效果更好,真实的能源消费的短期调整幅度实际上是增强了,真实能源需求回复到长期均衡水平的理论时间较使用未修正前数据的时间缩短了。这在很大程度上表明,目前中国能源使用和消费体制正在逐渐向良性方向发展,能源的使用和消费对外界的反应越来越灵敏。

ECM模型整体检验结果表明,模型整体的对数似然函数值为 331.0459 足够大,同时 AIC 和 SC 值相当小,分别为 -11.8842 和 -10.8235,说明模型整体解释力较强。利用估计出来的上式对原样本区间进行拟合,我们发现拟合结果较好(参见图 5)。

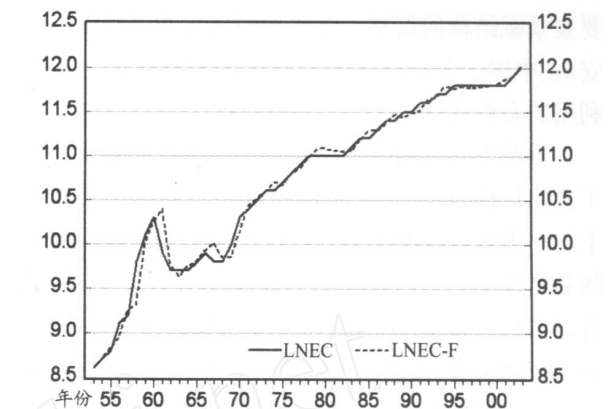


图 5 能源消费 ECM 模型的拟合结果
(LNEC - F 为预测值)

在误差校正模型中,GDP、能源价格及结构变化都是能源消费需求的决定因素,误差校正项系数为 -0.2930,这表明中国能源需求的短期波动较大,平均每年对上年偏离长期均衡水平的短期调整幅度为 29.3%。

为了作一对比,我们这里还用未经经济普查修正的数据,同样采用上述方法估计了能源消费的 ECM 表达式:

(四) 脉冲响应和方差分解分析

变量 LNEC 方差分解及其脉冲反应分析结果表明,GDP 的增加会在短期内使能源消费量增加,但从较长的时间跨度看,GDP 的增加与能源消费又呈负相关关系,这说明我们完全有可能实现到 2020 年 GDP 翻两番而能源消费只翻一番的目标。产业结构的变化,重工业比重的增加会在短期内增加能源消费,但是从较长时期来看,会有助于提高能源的使用效率,优化能源消费。价格因素不论是从短期还是从长期来看,价格的上升都会减少对能源的消费需求。且价格因素从第 10 期开始,对能源消费的预测误差中超过其他两个变量,表明价格在长期对能源消费的影响是非常重要的。

六、基本结论与政策启示

如何在经济全球化和环境保护的条件下,从根本上解决能源供需失衡问题,优化能源消费结构,探索出一条既符合时代发展要求,又遵循本国国情和要素禀赋结构的新型工业化道路成为确保中国经济安全、中国工业化进程的效率推进和资源的可持续利用的必然选择。

党的十六大明确提出今后中国的发展要走新型工业化道路,新型工业化道路既是在新的历史条件下的一项重大战略决策,也是中国顺利实现工业化的必然选择。十六大确定的新型工业化道路是“坚持以信息化带动工业化,以工业化促进信息化,走一条科技含量高、经济效益好、资源消耗低、环境污染少、人力资源优势得到充分发挥的新型工业化路子”。新型工业化本质上强调的是经济、社会和人的全面、协调和可持续发展。中国的工业化是人类历史上人口参与规模最大的工业发展过程,对资源的消费和对环境的影响是非常巨大的,因此中国工业化过程所受到的资源和环境约束比世界上其他国家也更为显著。在科学发展观的指引下,走新型工业化道路是中国进入 21 世纪后的正确的战略选择。

在走好新型工业化道路的同时,我们必须及早进行能源消费结构的转型,开发石油替代产品,大力发展包括水能、太阳能、风能、生物能等各种可再生能源,发展核能和开发利用氢能及燃料电池,大力推行节能降耗技术,采取能源多元化和开源节流,实现能源利用和经济、社会的可持续协调发展。

注释:

限于文章篇幅的缘故,本文没有将所有方程回归参数列出,下同。

对此结论的有力支持来自于刘培林、宋湛:《经济普查揭示的“秘密”:服务业是一个“昂贵”的产业》,经济发展论坛工作论文, No.FC20060112。刘培林和宋湛运用累积分布曲线,通过对经济普查数据的分析,发现:(1)服务业企业法人和制造业企业法人相比,前者装备一个劳动力所需的资产量更多;(2)前者的财务和经济效益比后者差;(3)进入前者的投资门槛不比后者低。服务业的“昂贵”属性表明,我国目前国情之下,大量资金投入服务业(尤其是生产性服务业和现代服务业)的机会成本,大于投入制造业的机会成本。作者甚至进一步提出服务业的发展应该分门别类、实事求是地推进。把发展服务业作为产业结构“升级”和经济增长方式转变重要途径的看法,值得商榷。

2006年8月6日国务院颁布实施了《国务院关于加强节能工作的决定》(国发[2006]28号)。《决定》二十七条明确规定,所有公共建筑内的单位,包括国家机关、社会团体、企事业单位组织和个体工商户,除特定用途外,夏季室内空调温度设置不低于摄氏 26 度,冬季室内空调温度设置不高于摄氏 20 度。

我们使用经济普查前后的数据进行了时间序列的平

稳性和协整检验,检验结果表明数据一阶差分平稳,具有协整关系。由于篇幅的关系,下面仅列出经济普查后的数据的检验结果。

这里将 ECM 模型估计出的参数精确到小数点后 4 位。

参考文献:

1. 王建:《中国“和平崛起”的可能》,载《中国改革》,2004(5)。
2. 马凯:《树立和落实科学发展观,推进经济增长方式的根本性转变》,载《宏观经济管理》,2004(6)。
3. 林伯强:《中国能源需求的经济计量分析》,载《统计研究》,2001(10)。
4. 史丹、张金隆:《新型工业化道路对能源消费的影响》,载《中国能源》,2003(6)。
5. 施发启:《对中国能源消费弹性系数变化及成因的初步分析》,载《统计研究》,2005(5)。
6. 林伯强:《电力短缺、短期措施与长期战略》,载《经济研究》,2004(3)。
7. 蒋金荷:《提高能源效率与经济结构调整的策略分析》,载《数量经济技术经济研究》,2004(10)。
8. Borges,Pereira,1992. “Energy Demand in Portuguese Manufacturing: A Two-stage Model Analysis.” *Energy*, 18, pp.61- 77.
9. Bentzen, Engsted, 2001. “A Revival of the Autoregressive Distributed Lag Model in Estimating Energy Demand Relationships.” *Energy*, 26, pp.149-68.
10. Urga and Walters, 2003. “Dynamic Translog and Linear Logit Models: A Factor Demand Analysis of Interfuel Substitution in US Industrial Energy Demand.” *Energy Economics*, 25, pp.1-21.
11. Sinton and Levine, 1998. “Energy Efficiency in China: Accomplishments and Challenges.” *Energy Policy*, 26 (11), pp.813- 829.
12. Crompton, Wu, 2004. “Energy Consumption in China: Past Trends and Future Directions.” *Resource and Energy Economics*, 28, pp.56-74.
13. Atkins, Frank J. and Jazayeri, S.M. Tayyebi, 2004. “A Literature Review of Demand Studies in World Oil Markets.” *University of Calgary, Discussion Paper 2004-07*.
14. Chang, Youngho and Jiang, Chan, 2003. “Oil Price Fluctuations and China Economy.” *Energy Policy*, 31 (11), pp.1151- 1165.
15. Im, K.; Pesaran, M. and Shin, Y., 2002. “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels.” *Journal of Econometrics*, 87, pp. 291-320.
16. McCoskey, S. and Kao, C., 1998. “A Residual-based Test of the Null Cointegration in Panel Data.” *Econometric Reviews*, 17, pp.57-84.
17. Kao, C., 1999. “Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data.” *Journal of Econometrics*, 90, pp.1-44.
18. Phillips, P. C. B. and Hansen, B. E., 1990. “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes.” *Review of Economic Studies*, 57, pp.99- 125.
19. Phillips, P. C. B., 1986. “Understanding Spurious Regressions in Econometrics.” *Journal of Econometrics*, 33, pp.311- 340.

(作者单位:中国人民大学经济学院 北京 100872)

(责任编辑:N、S)