

# 基于阈值回归模型的中国电力消费与经济增长的关系

李 科<sup>1,2</sup>

(1. 湖南师范大学 数学与计算机科学学院, 长沙 410082; 2. 华中科技大学 经济学院, 武汉 430074)

**摘 要** 应用阈值回归模型分析在不同经济增长阶段, 经济增长、工业结构、全要素电力使用效率和电力价格对电力消费的差异性影响, 并基于此揭示 1980–2008 年中国经济增长与电力消费增长的非对称变化特征. 研究表明: 不同经济增长阶段各变量对电力消费的作用存在差异, 人均 GDP 增长率高于 9.25% 时, 工业结构的重型化显著推动电力消费的增长, 而电力使用效率并未得到有效提高, 对电力消费增长的抑制作用有限; 反之, 人均 GDP 增长率低于 9.25% 时, 经济增长是促进电力消费的主要力量, 电力使用效率的提高则有效地抑制了电力消费的过快增长. 分析结果也表明, 电价扭曲削弱了价格机制配置电力资源以提高电力使用效率的作用, 积极稳妥地推进电力价格改革势在必行.

**关键词** 电力消费; 非对称; 阈值回归; 全要素电力使用效率

## Relationship between electricity consumption and economic growth of China based on threshold regression model

LI Ke<sup>1,2</sup>

(1. College of Mathematics & Computer, Hunan Normal University, Changsha 410082, China;  
2. School of Economics, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan 430074, China)

**Abstract** This article employed the threshold regression model analyzed the difference effects of economic growth, industry structure, total factor electricity efficiency and electricity price on electricity consumption in the different range of economic growth, it also demonstrated the asymmetry effects between electricity consumption and economic growth in 1980–2008. Research result shows that the roles of variables on electricity consumption are different in the different range of economic growth. When the growth rate of GDP/cap higher than 9.25%, electricity consumption is significantly promoted by the quickly development of heavy industry, but electricity efficiency has not been obviously enhanced, so it has limit effect to hold-up the growth of electricity consumption. When the growth rate of GDP/cap lower than 9.25%, economic growth is the main force to promote the electricity consumption, and the excessive growth of electricity consumption is significantly curbed by the prominently improvement of electricity efficiency. The results also show that the price subsidy policy distorts the electricity price mechanisms, so it is necessary to promote the reform of electricity price actively and steadily.

**Keywords** electricity consumption; asymmetry; threshold regression; total factor electricity efficiency

## 1 引言

改革开放以来, 我国经济增长的周期性波动往往伴随着工业结构与电力使用效率的演变, 使电力消费也随之出现周期性波动, 且电力消费波动与经济增长的波动基本同步. 但在不同的经济增长阶段, 工业结构调整、电力使用效率改进与电力消费增长的相关程度存在显著差异. 1995 年至 1998 年经济增速下滑 3.1%, 重工业占工业总产值的比重从 52.7% 下滑至 50.7%, 单位 GDP 的电耗则同比下降 16.7%, 进而使全社会用电量增速下降 6.5%; 2003 年至 2007 年经济增速加快了 3.0%, 而重工业占工业总产值的比重由 64.5% 大幅提高至 70.5%, 单位 GDP 电耗同比下降 6.4%, 同期用电量增速相应提高了 8.2%; 2008 年, 受国际金融危机影

收稿日期: 2010-04-20

资助项目: 国家杰出青年基金 (70825006); 教育部人文社会科学研究青年基金项目 (11YJC790082)

作者简介: 李科 (1980–), 男, 湖南隆回人, 讲师, 博士研究生, 研究方向: 计量经济理论与方法, 能源经济.

响, 经济增速下降了 4.0%, 重工业增幅回落了 6.4 个百分点, 其占工业总产值的比重却上涨至 71.3%, 而单位 GDP 电耗同比大幅下降 13.1%, 使全社会用电量增速下降了 9.6%。可见, 尽管我国电力消费与经济增长具有相同的波动方向, 但电力消费的波动幅度明显大于经济增长的波动幅度。由此所提出的问题是, 我国电力消费增长与经济增长是否具有非对称关系? 产业结构调整与电力使用效率的提高在不同的经济增长阶段对电力消费增长的影响具有什么样的具体特征?

关于能源消费与经济增长的关系, 早期的研究大多考察两者是否存在 Granger 因果关系和协整关系, 研究结论千差万别甚至相互矛盾。近年来, 学者们开始探讨两者是否存在非线性关系。Hamilton<sup>[1]</sup> 采用不同的函数形式讨论了油价波动与经济增长之间的非线性关系。Lee 和 Chang<sup>[2]</sup> 基于 TAR 模型表明台湾地区能源消费与经济增长存在 U 型关系。Wei, Chen 和 Zhu<sup>[3]</sup> 对亚洲新兴工业化国家和美国的能源消费与经济增长进行了非线性 Granger 因果检验, 以考察各经济体是否支持能源中性假说。Hu 和 Lin<sup>[4]</sup> 利用阈值协整模型分析了台湾 GDP 与各种能源消费的非线性均衡关系。Bessec 和 Fouquau<sup>[5]</sup> 则运用阈值面板模型考察了欧盟各国电力消费量与温度之间的非线性关系。

国内的研究文献主要有: 王海鹏等<sup>[6]</sup> 在未对状态向量服从正态分布假定进行检验的前提下运用时变参数的状态空间模型发现改革开放以来我国能源消费弹性小于 1 且呈逐年下降趋势。赵进文等<sup>[7]</sup> 应用 STAR 模型证明了我国经济增长对能源消费的影响在 1956-1976 年间呈现出明显的非线性和非对称特征, 但在 1977-2005 年间呈明显的线性特征, 这无法解释 1998-1999 年间我国能源消费与经济增长数据的背离。刘畅等<sup>[8]</sup> 在线性协整的分析框架下通过引入三个价格变量考察了能源价格的非对称效应, 但由于其揭示的是总体特征, 因此在面对具体年份的能源价格数据时无法给出合理的解释。

针对我国电力消费增长与经济增长数据不同步的现象, 国内学者与相关部门从不同角度给出了解释。吴疆<sup>[9]</sup> 认为电力消费弹性系数受短期因素影响较大, 2008 年以来我国该值小于零是经济周期波动的客观规律。国家能源局<sup>[10]</sup> 认为短期内经济运行出现大幅波动, 电力消费与 GDP 增速变化不一致是可能发生的。国家统计局<sup>[11]</sup> 的研究报告也指出, 各次产业、工业内部各行业的结构变化会对社会用电产生强烈影响, 而主要耗电产品单位产品电耗的降低和企业利用回收能发电的影响进一步降低了全社会的电力消费量, 因此线性数学关系无法准确、完整地刻画经济增长与用电增长的关系。

以上研究文献表明, 高耗能产业比重的变化、单位产值电耗的变动以及经济增长的周期性波动是导致电力消费增长与经济增长数据不同步的主要原因。然而, 对于三者的作用, 不同的学者利用不同的模型、样本数据和估计、检验方法得到的结论存在显著地差异。进一步地, 目前文献的分析思路并没有从经济增长周期的角度探讨结构变动、效率改进与电力消费的互动关系。由此, 本文的研究动机正是基于我国电力消费与经济增长的数据特征, 建立阈值回归模型以揭示在不同经济增长阶段, 结构变动和电力使用效率的改进对电力消费的不同效应, 从而更正确把握我国经济周期性波动对电力消费的影响, 进而对产业结构调整、节能工作措施的制定提出具体策略。

## 2 我国电力消费与经济增长关系的计量模型

### 2.1 变量选取与数据分析

#### 1) 经济增长

我国经济的快速增长和人们生活水平的提高决定了电力消费增长的必然性, 但在不同的经济增长阶段, 经济增长与电力消费的波动关系存在差异。图 1 显示, 1990-1992 年, GDP 增长率由 3.84% 上升至 14.24%, 电力消费增长率则由 6.22% 上升到 11.54%, 上升幅度远小于前者; 而 2001-2003 年, 经济增长率上涨 1.72%, 但电力消费增长率上扬了 7.91%, 升幅远大于前者。但在经济增长下行时, 经济增长率的下滑带动电力消费下行的幅度更大。如 1998 年 GDP 增长率由上年的 9.3% 回落到 7.8%, 电力消费的增长率则由上年的 4.8% 回落到 2.7%, 回落幅度大于 GDP。2008 年的变化趋势也是如此, GDP 增长率由上年的 13% 回落到 9%, 而电力消费增长率则由上年的 14.42% 回落到 5.23%。由此可以看出, GDP 增幅的不同会导致经济增长与电力消费增长的关系产生差异, 这种差异表明电力消费增长的变化作为经济增长变化的一种结果, 其原因并非唯一的或者是一一对应的, 其他变量如产业结构变动、电力使用效率提高等也会对电力消费增长产生重要影响, 单纯地从经济周期性波动并不能完整地解释上述现象。

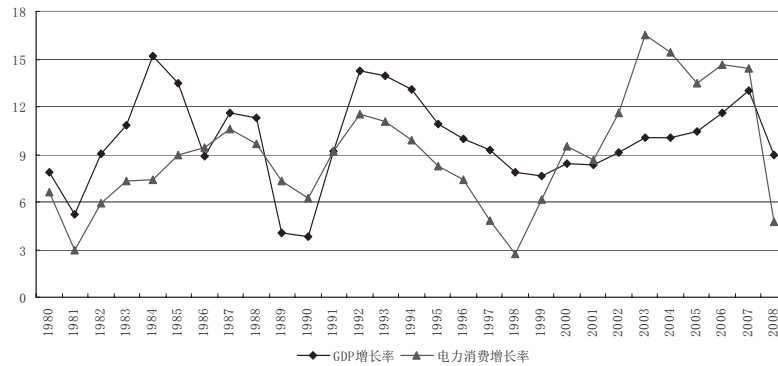


图 1 电力消费增长率与 GDP 增长率变化图

资料来源: 根据《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》相关数据整理而得。

## 2) 工业结构

改革开放以来, 我国经历了 1980 年代轻工业快速发展到 2000 年以来工业“重型化”的变迁。由于重工业是电力消费的大户, 其产值比重的变动会直接导致电力消费的波动, 因此, 借鉴霍夫曼系数 ( $HI$ )<sup>1</sup>, 并定义霍夫曼系数下降率 ( $hm$ ) 为:

$$hm_t = - \left( \frac{HI_t - HI_{t-1}}{HI_{t-1}} \right) \times 100\% \quad (1)$$

由  $HI$  的定义可知,  $hm$  值为正表明重工业比轻工业发展快, 所占比重也在增大, 将拉动电力消费的增长; 若值为负, 则表明重工业比重下降, 将减缓电力消费的增长。

表 1 主要年份的工业结构与电力消费增长状态

年份	1995	1996	1997	1998	2003	2004	2005	2006	2007	2008
电力消费增长率	8.24	7.39	4.83	2.71	16.5	15.4	13.5	14.6	14.4	4.8
重工业增长率	18.0	9.7	12.3	20.1	33.4	50.3	25.7	27.9	28.8	13.2
霍夫曼系数下降率	-4.10	-3.26	-3.67	-1.21	14.27	16.6	2.30	5.05	2.36	4.04

表 1 表明, 1995-1998 年, 经济增长下行使得重工业增速相对轻工业增速放缓, 重工业占工业产值比重降低, 霍夫曼系数持续为负, 相应电力消费增长率也下降了 5.53%; 2003 年, 重工业增长加快, 霍夫曼系数持续大于零, 并带动了电力消费的迅速增长。

## 3) 电力使用效率

一般地, 电力使用效率的提高有助于降低经济增长对电力消费的依赖, 且电力使用效率的提高幅度越大对电力消费增长的抑制作用也越大。目前常用的电力使用效率指标是电力强度 (即单位 GDP 电耗, 它等于全社会用电量/GDP), 但该指标是一种单要素能源效率测度指标, 本身包括了大量的结构因素<sup>[12]</sup>。因此, 本文采用产出导向的 SFA 来估计我国的电力使用效率, 该效率值度量了既定电力投入要素和其他投入要素下实际经济产出与最大可能产出的比例, 创建的效率前沿方程为<sup>2</sup>:

$$\ln(GDP_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(K_t) + \beta_2 \ln(L_t) + \beta_3 \ln(E_t) + \nu_t - \mu_t \quad (2)$$

上式中,  $GDP$  是国内生产总值;  $K$  是资本存量, 根据固定资产的价值通过永续盘存法计算而得<sup>3</sup>;  $L$  是劳动力, 以就业人数来度量;  $E$  是全社会用电量。其中,  $GDP$  和  $K$  调整为 1952 年价格<sup>4</sup>, 计算的初始年份是 1980 年。  $\nu_t$  代表随机变量, 并假定它服从标准正态分布  $N(0, \sigma_\nu^2)$ ;  $\mu_t$  是一个非负的随机变量, 用它来代表一个地区的能源消耗偏离能效前沿的情况。因为  $\mu_t > 0$ , 本文假定它服从偏正态分布  $N^+(0, \sigma_\mu^2)$ ;  $\nu_t$  和  $\mu_t$  相互

1. 霍夫曼系数等于轻工业产值/重工业产值, 其值越小说明工业内部结构中重工业所占比重越高。

2. 数据包络分析 (DEA) 是用于测算能源效率的最常用方法, 但它是一种极值方法, 其效率指标的计算受样本数据影响较大。本文数据较少, 故采用基于参数估计的产出导向 SFA 法, 并将各年度视作是不同的决策单元。

3. 计算公式为:  $K_t = I_t + (1 - \delta_t) \times K_{t-1}$ ,  $K$  代表资本存量,  $I$  为可比价新增固定资产投资,  $\delta$  为折旧率。

4. 调整为 1952 年价格是为了获得更准确的资本存量数据, 详细说明见后文中的变量说明。

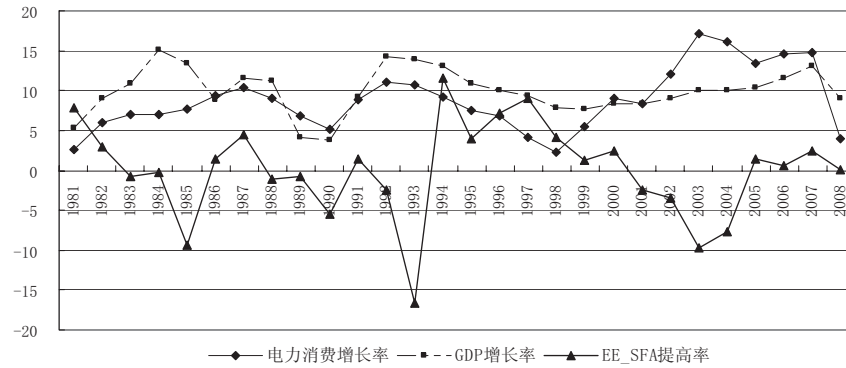


图 2 电力使用效率提高率、电力消费与经济增长率变动关系图

独立. 相应地,  $SFA$  效率前沿下的全要素电力使用效率被定义为:

$$EE\_SFA_t = \frac{E(GDP_t^* | \mu_t, K_t, L_t, E_t)}{E(GDP_t^* | \mu_t = 0, K_t, L_t, E_t)} \quad (3)$$

$EE\_SFA$  的取值范围为 0 到 1, 且越接近 1 说明电力使用效率越高. 根据 (2) 式, 采用 Coelli 等<sup>[13]</sup> 的方法估计出历年的电力使用效率. 进一步地, 定义  $EE\_SFA$  提高率 ( $ef$ ) 为:

$$ef = \frac{EE\_SFA_t - EE\_SFA_{t-1}}{EE\_SFA_{t-1}} \times 100\% \quad (4)$$

$ef$  值越大, 意味着电力投入要素利用率越高, 技术进步越快, 节电效果越显著; 若  $ef$  值小于零, 则意味着电力使用效率下降, 不利于电力节约.

从图 2 可以看到, 经济的快速增长对电力使用效率提高的作用具有不确定性. 1992 年 GDP 增长率达到峰值 14.24%, 同年的  $ef$  值为  $-2.49\%$ ; 1995–1999 年的年均经济增长虽然低于 2001–2004 年的年均经济增长, 但前者的  $ef$  值却远高于后者. 此外, 电力使用效率的提高与电力消费增长率有较好的契合性. 2003 年电力使用效率的下滑了 9.80%, 同年电力消费增长率达到 16.53%, 为近年来的峰值; 1992–1993 年的  $ef$  值连续为负, 而同期的电力消费保持了 11% 以上的高增长.

#### 4) 电力价格

根据消费函数的定义, 电价的上升或下降可直接反映在电力消费的波动方向与幅度上. 尽管我国的终端电力价格由于其复杂而敏感而一直采取行政性定价的方式, 但电价仍被用于调节投资从而影响经济增长的重要工具, 因此电价的变动自然成为影响电力消费增长的重要变量<sup>[14]</sup>. 根据国家统计局公布的电力价格指数 ( $PI$ ), 定义电价上涨率  $p$  为:

$$p_t = PI_t - 100 \quad (5)$$

$p$  值越大, 意味着电价涨幅越大, 市场机制的作用将促进电力节约, 降低电力消费增长率; 若  $p$  值为负, 则意味着电价下跌, 不利于电力节约从而推动电力消费的增长.

## 2.2 计量模型的设定

在经济增长的不同阶段, 工业结构的变化与电力使用效率的提高具有不同的特征, 它们与电力消费增长的相关程度也存在显著差异. 此外, 为反映价格机制在不同经济增长阶段的作用, 增加电价上涨率为解释变量. 这样, 基于 Bai<sup>[15]</sup>、Bai 和 Perron<sup>[16]</sup> 提出的考虑结构变化的线性模型, 本文设定如下计量模型:

$$el_t = \alpha + \beta'_1 x_t I(gdp_t \leq \gamma) + \beta'_2 x_t I(gdp_t > \gamma) + \varepsilon_t \quad (6)$$

上式中,  $el$  是电力消费增长率,  $x$  是解释向量, 定义为  $x = (gdp, hm, ef, p)'$ ,  $\varepsilon$  是随机扰动项, 满足 (i.i.d) 假定.  $I(\cdot)$  是以  $gdp$  为阈值变量,  $\gamma$  为阈值的示性函数, 当它满足括号中的条件时该函数为 1, 否则为 0.

模型 (6) 假定将经济增长划分为两个阶段, 因此可以对上述模型进行扩展, 比如将经济增长划分为三个阶段则可得如下双阈值模型 ( $\gamma_1 < \gamma_2$ ):

$$el_t = \alpha + \beta'_1 x_t I(gdp_t \leq \gamma_1) + \beta'_2 x_t I(\gamma_1 < gdp_t \leq \gamma_2) + \beta'_3 x_t I(gdp_t > \gamma_2) + \varepsilon_t \quad (7)$$

估计出参数  $\beta$ , 并对  $\beta$  进行显著性检验后, 可对引言中提出的问题做出回答. 当阈值效应存在时, 说明在不同的经济增长阶段, 工业结构变动、电力使用效率的提高和电价对电力消费的影响存在显著差异. 通过

对  $\beta$  估计值的分析与比较, 可得在不同经济增长阶段电力消费增长的主要影响因素, 从而有助于科学制定电力发展规划, 并有针对性地制定和实施节电战略。

### 2.3 变量说明和数据来源

计量模型 (6) 或 (7) 中各变量说明如下:

1) 电力消费增长率  $el$ : 由于居民生活用电与经济增长的关联性不强, 因此本文用于计算电力消费增长率的用电量为全社会用电量减去城乡居民生活用电量。

2) 经济增长率  $gdp$ : 经济增长是拉动电力消费增长最重要的决定因素, 但我国庞大的人口基数以及在此基础上的人口增长与生活水平的提高也带动了工业、商贸等用电量的增加。因此, 人口增长也是影响电力消费的重要因素。然而, 人口增长率与其他解释变量间存在较强的相关关系, 导致人口变量在模型中并不显著。为此, 本文以人均 GDP 增长率作为经济增长率的代理变量。

3) 效率变量  $ef$ : 以 (4) 式计算的电力使用效率提高率来表示。(2) 式中资本存量的估计将直接影响到电力使用效率提高率的计算。本文采用固定资本形成总额、9.5% 的折旧率<sup>5</sup>、估计而得的基年的资本存量并运用永续盘存法按不变价格计算历年资本存量, 其中新增固定资产投资通过投资隐含平减指数折算成以基年不变价格表示的实际值<sup>6</sup>。在永续盘存法下, 随着基期基本存量的累计折旧, 后期资本存量的估计会越来越准确, 因此本文选择 1952 年作为计算基年, 并采用 Young<sup>[17]</sup> 估计的 815 亿元 (1952 年价格) 作为初始的固定资本存量值。进一步地, 将估计得到的资本存量代入 (2) 式估算出全要素电力使用效率, 然后再利用 (4) 式计算历年电力使用效率提高率。它与电力消费增长率负相关。

4) 结构变量  $hm$ : 以式 (1) 的霍夫曼系数下降率来代替重工业产值占工业总产值比重的增长率。该变量与电力消费增长率正相关。

5) 电价上涨率  $p$ : 根据式 (5) 计算而得, 它与电力消费增长率负相关。

基于数据的可得性, 本文选取的样本期为 1980–2008 年。工业数据取自《中国工业经济统计年鉴》, 其余数据来自历年《中国统计年鉴》和《中国国内生产总值核算历史资料 (1952–2004)》。

## 3 实证结果与分析

### 3.1 模型检验

对模型 (6) 进行阈值回归检验并估计相应的参数  $\beta$ , 首先需要确定模型中阈值变量的个数及相应的阈值。设存在  $m$  个阈值  $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m$  将经济增长划分为  $(m+1)$  个阶段, 对阈值序列  $\{\gamma_j\}$  ( $j = 1, 2, \dots, m$ ) 通过最小化残差平方和可估计出相应的参数  $\hat{\beta}(\{\gamma_j\})$  和对应的残差平方和  $S_m(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m)$ , 则估计的阈值  $(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \dots, \hat{\gamma}_m)$  为<sup>[16]</sup>:

$$(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \dots, \hat{\gamma}_m) = \arg \min_{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m} S_m(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m) \quad (8)$$

根据上述原理, 采用序贯检验的方法对模型 (6) 和 (7) 进行估计与检验。为了消除可能存在自相关与异方差的影响, 估计方法采用可行的广义最小二乘法 (FGLS)。检验统计量为 Wald 检验统计量<sup>[18]</sup>:

$$F_m = (S_0 - S_m(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2 \quad (9)$$

其中,  $S_0$  和  $S_m(\hat{\gamma})$  分别为原假设和备选假设条件下的残差平方和,  $\hat{\sigma}^2 = S_m(\hat{\gamma}) / T$ 。由于  $F_m$  的渐进分布是非标准形式的, 因此本文采用 Bootstrap 方法获得  $F_m$  的  $p$  值。值得注意的是, 尽管运用序贯估计法对具有多个阈值的模型进行估计具有一致性, 但需要根据后估计所得的阈值对先估计得到的阈值进行修正以获得有效估计量。

对于该模型的估计与假设检验问题, 可进一步参考 Chong<sup>[19]</sup>、Bai<sup>[15]</sup> 和 Hansen<sup>[20]</sup> 等。依据上述思想, 我们可以通过序贯检验最终确定阈值的个数, 并获得相应的阈值估计值。模型检验与阈值估计的结果如表 2 所示。

5. 本文采用代表几何效率递减的余额折旧法, 并估算出我国固定资本形成总额的经济折旧率为 9.5%。

6. 我国统计年鉴从 1990 年开始才有固定资产投资价格指数, 1990 年以前的价格指数通常采用工业品出厂价格指数来替代。但张军<sup>[21]</sup> 指出以固定资本形成总额及固定资本形成指数来构造投资隐含平减价格指数无论在偏离的均值还是在偏离的波幅上都比工业品出厂价格指数要小, 且与 1990 年后的固定资产投资价格指数基本一致。因此本文采用估算而得的隐含平减价格指数平减各年投资。

根据表 2, 本文模型设定应为式 (6), 即存在一个阈值将经济增长划分为两个阶段. 这表明我国电力消费增长在不同经济增长阶段受经济结构、电力使用效率与电力价格的影响存在差异. 为表述方便, 本文将人均 GDP 增长率低于 9.25% 和高于 9.25% 分别定义为经济放缓阶段与经济扩张阶段<sup>7</sup>.

表 2 阈值效应检验及阈值估计值

假设检验	检验统计量 (Bootstrap $p$ 值 *)	阈值估计值
$H_0$ : 没有阈值; $H_1$ : 有 1 个阈值	10.398(0.021)	9.249
$H_0$ : 有 1 个阈值; $H_1$ : 有 2 个阈值	7.587(0.115)	7.169, 9.290

注 \*: 循环次数设定为 1000 次.

### 3.2 模型估计及结果的分析

根据表 2 中对阈值变量的估计结果, 在两个不同的经济增长阶段分别运用 FGLS 法进行估计, 估计结果见下式 (括号里面为  $p$  值):

$$el_t = \begin{cases} 3.195 + 0.567gdp_t + 0.045hm_t - 0.127ef_t - 0.102p_t, & gdp \leq 9.25 \\ (0.097) & (0.042) & (0.087) & (0.096) \\ 3.195 + 0.739gdp_t + 0.338hm_t - 1.348ef_t - 0.013p_t, & gdp > 9.25 \\ (0.097) & (0.003) & (0.006) & (0.805) \end{cases} \quad (10)$$

估计结果表明, 在两个不同的经济增长阶段, 经济增长与电力使用效率均是影响电力消费的最主要因素, 且经济扩张阶段的弹性系数估计值显著大于经济放缓阶段; 其次是工业结构的变动, 而电价的影响则较小.

经济增长是促进电力消费增长最重要的力量. 当经济扩张时, 投资的拉动与人们消费水平的提高显著推动了工业、商贸等用电量的增长, 相应地电力消费弹性系数将增加; 而当经济放缓时, 工业企业开工不足、人们生活水平下降等拉低了用电量的增长, 使电力消费弹性系数下降. 1981-2008 年我国电力消费平均弹性系数为 0.956, 其中经济扩张阶段与经济放缓阶段的平均弹性系数分别为 0.986 和 0.926, 这与 (10) 式估计值的趋势相一致. 此外, 从弹性系数估计值看, 不管是经济放缓阶段还是经济扩张阶段, (10) 式中的经济增长弹性系数估计值均低于林伯强<sup>[14]</sup>的估计值. 弹性系数估计值的降低表明电力使用效率与经济结构调整对电力消费产生了更大的影响, 而 2003 年以来的电力价格改革也对电力消费产生了更强的价格效应.

表 3 结构变量、效率变量与电力消费在不同经济增长阶段的变动

样本区间	经济增长阶段	电力消费年均增长率	霍夫曼系数年均下降率	EE_SFA 年均提高率
1981-2008	经济扩张	11.415%	3.192%	-1.763%
	经济放缓	6.390%	1.766%	1.660%
1981-1992	经济扩张	9.010%	0.868%	-1.745%
	经济放缓	6.549%	-0.636%	0.962%
1993-2008	经济扩张	12.918%	4.644%	-1.775%
	经济放缓	6.514%	3.869%	2.270%

从工业内部结构看: 经济扩张时, 企业生产经营活跃, 利润率上升, 重工业比重增加; 而当经济放缓时, 重工业因受资金需求影响远大于轻工业, 其所受到的冲击也远甚于轻工业, 因而使重工业比重停滞不前甚至下降. 表 3 显示, 1981-2008 年间, 经济扩张时我国霍夫曼系数的年均下降率为 3.192%, 而经济放缓时年均下降率为 1.766%. 这表明在经济扩张时, 重工业行业容易表现出扩张趋势, 应尤其注意引导高耗电行业有序发展, 实现结构节能; 而在经济放缓阶段重工业发展受挫, 应通过技术改进与调整实现产业结构升级. 分时期看, 1981-1992 年间, 我国大多处于经济放缓阶段, 重工业占工业产值的比重在下降, 国民经济结构的“轻型化”降低了工业电力消费量占全社会电力消费量的比重, 也降低了电力消费的增幅. 1993-2008 年, 尤其是在 2003-2007 年的经济扩张阶段, 以钢铁、有色、化工、金属为代表的重化工业加速增长, 工业“重化型”趋势明显; 同期的经济放缓阶段重工业也在快速增长, 这既与 1999 年前后国家鼓励工业发展的政策有关, 也是 2000 年我国工业产值统计口径变化的直接结果<sup>8</sup>. 此外, 表 3 还说明 1993-2008 年重工业发展显著快于 1981-1992

7. 根据阈值的估计值, 我国经济增长处于经济扩张阶段的年份有 1984-1985、1987-1988、1992-1995 和 2003-2007 年, 其余年份处于经济放缓阶段.

8. 2000 年开始我国工业统计口径调整为规模以上工业产值, 同年重工业占工业总产值的比重由 1999 年的 50.80% 迅速提高至 2000 年的 60.20%.

年,相应地,1993-2008年我国电力消费量年均增长 9.716%,高于 1981-1992 年年均 7.575% 的增幅.这与 1980 年代国家为调整轻、重工业比例失调而进行的结构调整政策相一致.

估计结果 (10) 式表明:电力使用效率的提高所导致的电力节约是除经济增长以外影响电力消费增长的主要因素,且经济扩张阶段技术进步对电力消费增长的影响远大于经济放缓阶段.这隐含着意味着经济扩张阶段我国电力使用效率尚有较大的提高空间,其微小的提高即会对电力消费增长就会产生较大的影响;而经济放缓时电力使用可能已经比较充分,相对提高空间有限,相应地对电力消费增长的影响较小.此外,这一估计值也远高于已有研究中以单位 GDP 电耗代表电力使用效率的估计值,这表明以技术进步、合理配置电力资源在终端消费中的利用为主要手段的电力使用效率的提高对电力消费的影响远高于人们的预计.这启示我们在经济扩张时要通过结构调整合理配置电力资源的利用,同时运用技术进步以推动技术节电,充分发挥电能的产出效用.然而,表 3 表明当经济扩张时,电力使用效率并未获得提高,而经济放缓阶段电力使用效率反而在提高.这意味着我国经济增长的扩张是建立在高投入、低产出的基础上的,经济增长质量不高,增长方式十分粗放.分时期看,改革开放初期面对长期短缺经济所导致的需求不足,生产企业仅依靠电力部门不中断的电力供应就可获得丰厚的回报,经济节电的动力不强.同时,这一时期市场机制也不健全,经济放缓时主要依靠电力的技术节约来提高电力使用效率,效率提高并不明显.1993 年以来随着市场经济体制的建立,经济周期性波动对电力资源的影响加大.经济放缓时,企业因效益下滑转而寻求更加便宜的动力资源,同时也更加注重电力资源的合理配置,因此 1993-2008 年经济放缓时电力使用效率提高的幅度高于 1981-1992 年.进一步地,表 3 也显示,1993-2008 年经济扩张阶段电力使用效率下降的幅度略高于 1981-1992 年.这与近年来电力投资加大,电力供应相对充裕降低了电力资源的替代效应,也导致电力资源向非经济有效产出部门配置有关.2002-2004 年,钢铁、有色、化工、建材等四大高耗电行业出现盲目投资与低水平重复建设,导致用电增幅均超过 12%,其中钢铁行业的用电增幅达 20%,四大行业用电增加量占工业用电增加量的 40% 以上,但对工业 GDP 增加量的贡献不足 20%.电力资源配置经济无效的状况直接降低了电力使用效率,是导致经济扩张阶段电力使用效率下降的主要原因,而电力配置的无效又与我国长期实行的低电价政策有关.

电价作为市场机制发挥作用的载体,对电力消费也会产生重要影响.估计结果 (10) 式表明,在不同经济增长阶段电价的弹性系数估计值均具有预期符号,但估计值都很低.这表明我国低水平的电力价格使电价在电力市场上并未起到有效配置资源的作用.我国终端电价并未市场化,并常作为国家调整投资方向的政策工具加以运用.当经济增长放缓时,各地区为保增长通常给予高耗电工业企业优惠电价;而当经济扩张时,受制于电源、电网建设滞后导致的电力紧张或供电质量不高以及社会承受能力等因素影响,电价通常维持在较低的水平并存在严重的交叉补贴.由于工业对电价变动都很敏感,而高耗电工业相对低耗电工业对电价更加敏感<sup>[22]</sup>,结合经济放缓阶段的电价弹性系数估计值 (0.102) 显著高于经济扩张阶段 (0.013),可得如下推论:经济放缓时的电价优惠政策显著推高了高耗电工业的增长,而经济扩张阶段的低电价降低了市场机制在电力资源配置中的作用,致使电力资源的不合理配置进而导致电力使用效率下降.

## 4 结论

本文主要讨论了在不同的经济增长区间,工业结构调整与电力使用效率提高对电力消费增长是否具有显著的差异,将工业结构、电力使用效率和经济周期统一在一个分析框架中.本文的基本结论与政策含义如下:

第一,在不同经济增长阶段,经济增长与电力使用效率均是影响电力消费的最主要因素,其次是工业结构的变动,而电价的影响则较小.各变量在经济扩张阶段的弹性系数估计值显著大于经济放缓阶段,这表明经济扩张时各变量对市场力量的反应更强.

第二,经济扩张时,经济结构的重型化趋势显著地推动了电力消费的增加,而电力使用效率并未得到有效提高;而经济放缓时,电力使用效率的提高有效地抑制了电力消费的过快增长.因此,当经济扩张时,应特别注意经济结构的调整与优化,淘汰落后产能,充分发挥结构节能节电的作用;而当经济紧缩时,应更加注重对技术节电的扶持力度,加强技术改造,促进主要耗能耗电工业产品单位能耗的降低.

第三,电力价格的扭曲削弱了企业通过提高生产技术以提高电力使用效率的积极性,也削弱了电价对经济结构调整的基础性作用,不利于节电降耗,推进以电价改革为核心的电力体制改革势在必行.在电力供应安全、可靠、稳定的前提下,经济的扩张给电力价格改革提供了的合适窗口期,但相关的配套改革将左右改革的成败.当前,我国处于经济调整期,政府应视社会承受能力小幅、分步调整电价.

## 参考文献

- [1] Hamilton J D. What is an oil shock?[J]. *Journal of Econometrics*, 2003, 113: 363–398.
- [2] Lee C C, Chang C P. Energy consumption and GDP revisited: A panel analysis of developed and developing countries[J]. *Energy Economics*, 2007, 29: 1206–1223.
- [3] Wei S Z C, Chen C F, Zhu Z. Economic growth and energy consumption revisited-evidence from linear and nonlinear Granger causality[J]. *Energy Economics*, 2008, 30: 3063–3076.
- [4] Hu J L, Lin C H. Disaggregated energy consumption and GDP in Taiwan: A threshold co-integration analysis[J]. *Energy Economics*, 2008, 30: 2342–2358.
- [5] Bessec M, Fouquau J. The non-linear link between electricity consumption and temperature in Europe: A threshold panel approach[J]. *Energy Economics*, 2008, 30: 2705–2721.
- [6] 王海鹏, 田澎, 靳萍. 基于变参数模型的中国能源消费经济增长关系研究 [J]. *数理统计与管理*, 2006(3): 253–258.  
Wang H P, Tian P, Jin P. The study of the relationship between China's energy consumption and economic growth based on time varying parameter model[J]. *Application of Statistics and Management*, 2006(3): 253–258.
- [7] 赵进文, 范继涛. 经济增长与能源消费内在依从关系的实证研究 [J]. *经济研究*, 2007(8): 31–42.  
Zhao J W, Fan J T. Empirical research on the inherent relationship between economy growth and energy consumption in China[J]. *Economic Research Journal*, 2007(8): 31–42.
- [8] 刘畅, 孔宪丽, 高铁梅. 中国能源消耗强度变动机制与价格非对称效应研究 —— 基于结构 VEC 模型的计量分析 [J]. *中国工业经济*, 2009(3): 59–70.  
Liu C, Kong X L, Gao T M. Research on changing mechanism of energy consumption intensity of China and asymmetric effects of price — The econometric analysis based on structural VEC model[J]. *China Industrial Economics*, 2009(3): 59–70.
- [9] 吴疆. 电力消费与经济周期 [J]. *中国能源*, 2009(3): 26–32.  
Wu J. Electricity consumption and economic cycles[J]. *Energy of China*, 2009(3): 26–32.
- [10] 国家能源局. 能源消费与经济增长不同步的分析 [EB/OL]. 国家统计局网, [http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20090610\\_402564397.htm](http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20090610_402564397.htm), 2009-06-10.  
National Bureau of Energy of China. Asynchronous analysis between energy consumption and economic growth [EB/OL]. [http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20090610\\_402564397.htm](http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20090610_402564397.htm), 2009-06-10.
- [11] 国家统计局. 上半年我国经济增长与用电下降原因的初步分析 [EB/OL]. 国家统计局网, <http://www.stats.gov.cn/was40/reldetail.jsp?docid=402576444>, 2009-08-03.  
National Bureau of Statistic of China. Preliminary analysis of China's economic growth and the decline of electricity consumption in the half year of 2009[EB/OL]. <http://www.stats.gov.cn/was40/reldetail.jsp?docid=402576444>, 2009-08-03.
- [12] 魏楚, 沈满洪. 规模效率与配置效率: 一个对中国能源低效的解释 [J]. *世界经济*, 2009(4): 84–96.  
Wei C, Shen M H. Scale efficiency and allocative efficiency: An interpretation of China's energy inefficient[J]. *The Journal of World Economy*, 2009(4): 84–96.
- [13] Coelli T J, Rao D S P, O' Donnell J C, et al. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*[M]. 2nd ed. New York: Springer, 2005.
- [14] 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.  
Lin B Q. Structural changes, efficiency improvement and electricity demand forecasting[J]. *Economic Research Journal*, 2003(5): 57–65.
- [15] Bai J. Estimating multiple breaks one at a time[J]. *Econometric Theory*, 1997, 13: 315–352.
- [16] Bai J, Perron P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes[J]. *Econometrica*, 1998, 66: 47–78.
- [17] Young A. Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period[R]. NBRE Working Paper No. 7856, 2000.
- [18] Hansen B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. *Econometrica*, 1996, 64: 413–430.
- [19] Chong T T L. Consistency of change-point estimators when the number of change-points in structural change models is under specified[R]. Working Paper, Chinese University of Hong Kong, 1994.
- [20] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 32: 345–368.
- [21] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952–2000[J]. *经济研究*, 2004(10): 35–44.  
Zhang J, Wu G Y, Zhang J P. The estimation of China's provincial capital stock: 1952–2000[J]. *Economic Research Journal*, 2004(10): 35–44.
- [22] 林伯强. 中国电力发展: 提高电价和限电的经济影响 [J]. *经济研究*, 2006(5): 115–126.  
Lin B Q. Power sector development in PRC: Impact of tariff increase and blackout[J]. *Economic Research Journal*, 2006(5): 115–126.