

基于状态空间模型的中国能源消费和经济增长动态关系研究

张 优 智

(西安石油大学 经济管理学院,陕西 西安 710065)

[摘 要] 运用状态空间模型的 Kalman 滤波法对 1978—2011 年中国能源消费与经济增长的关系进行实证分析发现:能源消费对经济增长的弹性系数呈现出明显的阶段性特征。进一步的研究还发现:若劳动力与资本要素投入水平不变,能源消费的经济增长偏弹性系数为 1.189,高于资本产出弹性系数 0.470 和劳动产出弹性系数 0.446。要素的产出弹性系数之和大于 1,表明规模报酬为递增。

[关键词] 协整检验;状态空间模型;能源消费;经济增长

[中图分类号] F206; F224 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673-5595(2014)05-0008-05

一、引言

经济增长与能源消费之间的关系一直是能源经济学研究的重要问题。Masih 的研究结论表明:大多数国家或地区能源消费和经济增长之间存在协整关系,如印度、巴基斯坦、印度尼西亚等国家。^[1] Soytas 和 Sari 认为除中国以外的新兴市场的 16 个国家的能源消费和经济增长之间存在协整关系。^[2] Cheng 和 Lai 的研究认为中国台湾能源消费和经济增长之间不存在协整关系。^[3] Stern 发现美国的 GDP、资本、劳动力和能源之间存在协整关系,^[4] 这与 Yu 和 Jin 的关于美国 GDP 与能源消费不存在协整关系的结论是相反的。^[5]

目前国内的研究可以归为几类:(1)主要研究能源消费总量与中国经济增长之间的协整关系;(2)分类研究能源消费中的煤、石油、天然气和水电等消费与 GDP 之间的关系;(3)从对中国内部省区层面的视角研究经济增长与能源消费之间的关系。比较典型的有:王海鹏等发现中国能源消费与经济增长之间存在变参数协整关系;^[6] 刘凤朝等研究发现:短期内经济增长对能源消费的影响不十分显著,而长期除了资本增长外,经济增长是能源消费增长的重要因素;^[7] 陶磊、李晓嘉、陈首丽、尹建华

等的实证研究结果都发现:经济增长与能源消费之间存在着长期的均衡关系;^[7-11] 马超群等发现 GDP 分别与能源总消费、煤炭消费之间存在协整关系,而 GDP 与石油、天然气和水电之间不存在协整关系。^[12] 赵霄伟等对中国内部省区层面的研究发现:新疆能源消费与经济增长存在着长期均衡关系。^[13] 胡军峰等利用面板协整理论分析了北京市能源消费和经济增长的关系,面板协整检验发现北京市能源消费和经济增长之间存在长期协整关系。^[14]

中国 2011 年能源消费总量达到了 348 002 万吨标准煤,比 1978 年的 57 144 万吨标准煤增加了 290 858 万吨标准煤。1992 年之前,中国能源生产总量大于能源消费总量,但是从 1992 年以后则一直是能源消费总量大于能源生产总量,能源供需之间开始存在矛盾,见图 1^①。英国石油公司(BP)数据显示,2010 年中国以 20.3% 的能源需求高于美国的 19% 成为能源消耗第一大国,较 2009 年相比上升了 11.2%。可见,伴随着中国经济的高速增长,能源消耗量也在持续增长。^{[15]372-373} 由图 1 可知,中国 1978—2011 年能源消费和 GDP 的变化趋势具有趋同性。由 1978—2011 年的统计数据可以计算出两个变量之间的相关系数,其高达 0.985 6,显然能源

[收稿日期] 2014-03-18

[基金项目] 陕西省教育厅人文社科专项项目(2013JK0106)

[作者简介] 张优智(1977-),男,陕西户县人,西安石油大学经济管理学院讲师,西安理工大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为能源经济。

消费与 GDP 之间存在着十分紧密的内在关系。

综上所述,大多数现有文献只利用时间序列数据对能源消费与经济增长之间的关系进行静态实证研究,而未采用状态空间模型的卡尔曼滤波法对能源消费的产出弹性系数呈现阶段波动性的成因与系数大小进行深入分析。因此,本文采用状态空间模型的 Kalman 滤波法来分析中国 1978—2011 年能源消费与经济增长之间的关系,并进一步探究在劳动力与资本要素投入水平不变时,能源消费对经济增长的偏弹性系数。为制定可持续的能源发展规划、能源战略与政策提供科学决策的依据。

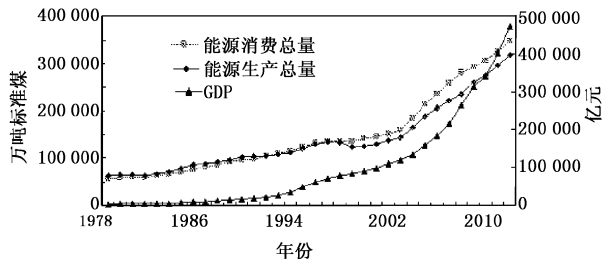


图1 1978—2011年中国能源生产总量、消费总量与经济增长变动情况

二、研究方法:状态空间模型

设 y_t 为包含 k 个经济变量的 $k \times 1$ 维可观测向量。这些变量与 $m \times 1$ 维向量 α_t 有关,则 α_t 被称为状态向量。“量测方程”(measurement equation)或称“信号方程”(signal equation)如下:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

式中, T 表示样本长度; Z_t 表示 $k \times m$ 矩阵,称为量测矩阵; d_t 表示 $k \times 1$ 向量; u_t 表示 $k \times 1$ 向量, u_t 同时为均值为 0、协方差矩阵为 H_t 的不相关扰动项,即:

$$E(u_t) = 0, \quad \text{var}(u_t) = H_t$$

一般地, α_t 的元素是不可观测的,然而可表示成一阶马尔可夫 (Markov) 过程。转移方程 (transition equation) 或状态方程 (state equation) 是:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

式中, T_t 表示 $m \times m$ 矩阵,称为状态矩阵; c_t 表示 $m \times 1$ 向量; R_t 表示 $m \times g$ 矩阵; ε_t 表示 $g \times 1$ 向量, ε_t 同时是均值为 0、协方差矩阵为 Q_t 的连续的不相关扰动项,即

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = Q_t$$

量测方程和状态方程的扰动项的协方差矩阵用 Ω 表示:

$$\Omega = \text{var} \begin{pmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} H_t & 0 \\ 0 & Q_t \end{pmatrix}$$

当 $k = 1$ 时,变为单变量模型,量测方程可以写为:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + u_t$$

$$\text{var}(u_t) = h_t$$

$$\text{st. } t = 1, 2, \dots, T$$

若使上述的状态空间模型成立,还需满足如下两个假定:

(1) 初始状态向量 α_0 的均值为 a_0 , 协方差矩阵为 P_0 , 即

$$E(\alpha_0) = a_0, \quad \text{var}(\alpha_0) = P_0$$

(2) 在所有的时间区间上,扰动项 u_t 和 ε_t 相互独立,而且它们和初始状态 α_0 也不相关,即

$$E(u_t \varepsilon'_s) = 0, \quad s, t = 1, 2, \dots, T$$

$$\text{且 } E(u_t \alpha'_0) = 0, \quad E(\varepsilon_t \alpha'_0) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

矩阵 Z_t, d_t, H_t 与转移方程中的矩阵 T_t, C_t, R_t, Q_t 统称为系统矩阵,如不特别指出,它们都被假定为非随机的,因此,尽管它们能随时间改变,但是都是可以预先确定的。对于任一时刻 t, y_t 能够被表示为当前的和过去的 u_t 和 ε_t 及初始向量 α_0 的线性组合,所以模型是线性的。当一个模型被表示成状态空间形式就可以对其应用一些重要的算法求解。这些算法的核心是卡尔曼滤波 (Kalman Filtering)。^{[15]372-373}

三、实证检验

(一) 能源消费与经济增长的长期效应分析

1. 变量及数据来源

选取国内生产总值 (GDP) 来度量经济增长,记为 Y , 单位为亿元。为保证 1978—2011 年历年国内生产总值 (GDP) 具有可比性,要消除价格因素的影响,我们用物价指数 (1978 = 100) 对中国 1978—2011 年历年 GDP 的名义值进行对应调整,得到其实际值。能源消费总量记为 EC , 单位为万吨标准煤。为了消除异方差现象,对 2 个变量分别取自然对数,记为 $\ln Y, \ln EC$ 。本研究采用的数据来源于历年《中国统计年鉴》。

2. 基于状态空间模型的变参数分析

建立能源消费对经济增长的可变参数空间状态模型,用卡尔曼滤波 (Kalman Filtering) 对弹性系数进行估计,模型为:

$$\text{测量方程: } \ln Y_t = \pi + \alpha_t \ln EC_t + \mu_t$$

$$\text{状态方程: } \alpha_t = \alpha_{t-1}$$

可变参数模型定义为:

$$\text{@ signal } \ln Y_t = c(1) + sv1 \times \ln EC_t + [\text{var} = \exp(2)]$$

$$\text{@ state } sv1 = sv1(-1)$$

通过计量分析,可变参数空间状态模型的估计值通过检验,模型形式选择正确,见表 1。能源消费的产出弹性系数在 1.8710 ~ 1.8780 之间,弹性系数呈

现出明显的阶段性特征,1978—1985年,能源消费弹性系数一直在增加,见图2。当时中国刚刚改革开放,能源的高投入对经济增长的推动作用很明显。但1986—1992年,能源消费弹性系数一直在减小。1995—2003年,能源消费弹性系数又增加了,说明这一期间投资增长过高、高耗能产业迅速扩张和高耗能产品产量大幅增长。但是2003年以后能源消费弹性系数呈下降趋势,说明市场机制配置资源的基础性作用已经初步形成,粗放型的增长方式正在逐步改变。中国已逐步提高了能源生产与利用效率,也加速了对高物耗、高能耗企业、产品和技术的淘汰。

表1 可变参数模型参数的估计值及检验

参数	系数值	标准差	Z值	概率
C(1)	-12.29223	0.601308	-20.44250	0.0000
C(2)	-4.310704	0.291275	-14.79944	0.0000
	最终值	残差平方根	Z值	概率
SVI	1.876467	0.001690	1110.594	0.0000

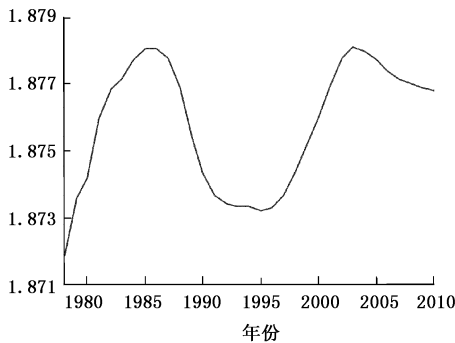


图2 能源消费弹性系数的动态变化

(二)考虑其他要素投入下能源投入的经济增长长效研究

1. 基本模型建立与变量及数据来源

为了进一步研究能源消费和经济增长之间的关系,可以采用新古典经济学的单部门总量生产函数

模型,所以有:

$$Y_t = f(K_t, L_t, EC_t)$$

为了消除异方差,本文取变量的自然对数线性形式的生产函数:

$$\ln Y_t = \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln EC_t$$

式中, K 、 L 和 EC 为投入要素; Y 为实际国内生产总值; K (单位为亿元)为资本存量。一般采用永续盘存法对资本存量进行估算。某期物质资本的存量由上期的资本存量减去当期的折旧再加上当期物质资本投资计算出: $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$,其中 K_t 是 t 期期末的物质资本存量, I_t 是 t 期的物质资本投资, δ 是资本折旧率。由于资本存量的估算很复杂,本文1978—2006年的资本存量数据直接采用认可的单豪杰等按每年折旧率估算的结果,2007—2011的数据也采用该方法估算得出。为了减少外部干扰因素,用物价指数(1978=100)对资本存量的名义值进行对应调整,得到其实际值。理论上的劳动投入量(L ,单位为万人)为实际投入的劳动量,其不仅取决于劳动的投入数量,还与劳动的利用效率、劳动者素质有关,但是现阶段还缺乏这方面的统计资料。所以,目前劳动投入量采用全社会从业人数较为合理。

为了消除时间序列数据中存在的异方差现象,对4个变量分别取自然对数,分别记为 $\ln Y$ 、 $\ln EC$ 、 $\ln K$ 、 $\ln L$,其相应的一级差分序列和二级差分序列分别记为 $\Delta \ln Y$ 、 $\Delta \ln EC$ 、 $\Delta \ln K$ 、 $\Delta \ln L$ 和 $\Delta^2 \ln Y$ 、 $\Delta^2 \ln EC$ 、 $\Delta^2 \ln K$ 、 $\Delta^2 \ln L$ 。本研究采用的数据来源于《中国统计年鉴(1979—2012)》。

2. 协整检验及测算结果

首先对 $\ln Y$ 、 $\ln K$ 、 $\ln L$ 和 $\ln EC$ 进行平稳性检验,以确定其平稳性及单整阶数。检验结果见表2。

表2 $\ln Y$ 、 $\ln K$ 、 $\ln L$ 和 $\ln EC$ 单位根检验

变量	检验类型 (C, T, K)	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值			D-W值	检验 结果
			1%	5%	10%		
$\ln Y$	(C, T, 2)	-2.264	-4.273	-3.558	-3.212	1.679	不平稳
$\ln K$	(C, T, 1)	-1.600	-4.273	-3.558	-3.212	1.737	不平稳
$\ln L$	(C, T, 3)	-0.651	-4.263	-3.553	-3.210	2.141	不平稳
$\ln EC$	(C, T, 1)	-2.507	-4.273	-3.558	-3.212	1.810	不平稳
$\Delta \ln Y$	(C, T, 2)	-4.068	-4.285	-3.563	-3.215	2.092	不平稳
$\Delta \ln K$	(C, T, 2)	-2.615	-4.273	-3.558	-3.212	1.623	不平稳
$\Delta \ln L$	(C, T, 1)	-2.179	-2.642	-1.952	-1.610	2.176	不平稳
$\Delta \ln EC$	(C, T, 2)	-2.552	-4.273	-3.558	-3.212	1.620	不平稳
$\Delta^2 \ln Y$	(C, 0, 1)	-5.437	-2.642	-1.952	-1.610	1.989	平稳
$\Delta^2 \ln K$	(C, 0, 1)	-7.203	-3.679	-2.968	-2.623	2.158	平稳
$\Delta^2 \ln L$	(C, 0, 1)	-8.279	-3.679	-2.968	-2.623	2.401	平稳
$\Delta^2 \ln EC$	(C, 0, 2)	-6.957	-3.679	-2.968	-2.623	2.079	平稳

由表2知, $\ln Y$ 、 $\ln K$ 、 $\ln L$ 和 $\ln EC$ 经过二级差分已经没有单位根,为平稳时间序列,所以有:

$\ln Y \sim I(2)$ 、 $\ln K \sim I(2)$ 、 $\ln L \sim I(2)$ 、 $\ln EC \sim I(2)$,满足协整检验的前提,所以可以对4个变量进行

Johansen 检验,结果见表3。

表3第一列“0”表示原假设是“存在0个协整关系”,该假设下的迹统计量等于52.201,5%的临界值等于47.856,迹统计量大于临界值,因此拒绝原假设,从而表明至少存在一个协整关系。考察“至多1个”,其表示“至多存在1个协整关系”的原假设,该假设下的迹统计量等于28.742,小于0.05临界值29.797,因此不能拒绝原假设,从而表明在5%的水平上存在1个协整关系。

表3 Johansen 检验

协整数	特征根	迹统计量	0.05 临界值	P 值
0个协整向量	0.520	52.201	47.856	0.019
最多1个协整向量	0.450	28.742	29.797	0.066
最多2个协整向量	0.258	9.602	15.495	0.313
最多3个协整向量	0.001	0.044	3.841	0.834

协整回归方程如下:

$$\ln Y = -13.553 + 0.470 \ln K + 0.446 \ln L + 1.189 \ln EC + [AR(1) = 1.514] + [AR(2) = -0.655]$$

$$R^2 = 0.999, F = 5193.370, DW = 1.883687$$

协整回归方程的回归结果表明,资本、劳动力和能源消费与经济增长存在正向作用关系,能源投入产出弹性系数1.189,高于资本产出弹性系数0.470和劳动产出弹性系数0.446。要素的产出弹性系数之和大于1,规模报酬为递增。说明中国能源消费量的不断增加,有利于GDP的增加。在劳动和资本投入不变的情况下,能源消费每增加1%,GDP将提高1.189%。残差序列的ADF检验结果见表4,方程的残差通过ADF检验,说明4个变量之间存在长期均衡关系,也说明协整方程是可靠的。

表4 残差序列的ADF检验结果

检验类型 (C, T, K)	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值			D-W 值	检验 结果
		1%	5%	10%		
(C, 0, 0)	-5.199	2.637	-1.951	-1.611	2.045	平稳

四、结论及建议

(一) 结论

在不考虑其他投入要素的情况下,本文基于状态空间模型的可变参数模型研究发现,能源消费的产出弹性系数在1.8710~1.8780之间,弹性系数呈现出明显的阶段性特征。1978—1985年,能源消费弹性系数一直在增加。当时中国刚刚改革开放,能源的高投入对经济增长的推动作用明显。但1986—1992年,能源消费弹性系数一直在减小。1995—2003年,能源消费弹性系数又增加了,说明这一期间投资增长过高,高耗能产业迅速扩张,高耗能产品产量大幅增长。但2003年以后有下降趋势,

说明市场机制配置资源的基础性作用已经初步形成,粗放型的增长方式正在逐步改变。目前中国提高了能源生产和利用效率,加速了对高物耗和高能耗企业、产品、技术的淘汰。

若劳动力与资本要素投入水平不变,能源消费的经济增长偏弹性系数为1.189,即当劳动力和资本要素投入水平不变时,能源消费每增加1%,GDP将提高1.189%。资本、劳动力和能源消费与经济增长存在正向作用关系。能源投入产出弹性系数为1.189,高于资本产出弹性系数0.470和劳动产出弹性系数0.446。要素的产出弹性之和大于1,表明规模报酬为递增。

(二) 建议

结合理论分析与实证研究及其中国能源消费的现状,本文提出以下建议:

一是努力降低能源消耗,提高能源利用效率,优化能源结构,转变当前能源消费中煤炭比例过大的情况,要发展现代服务业、循环经济,推行资源节约型城市化发展模式,进一步推动低碳城市建设,开发和利用清洁、可再生替代能源。

二是制定一套科学的城市规划方案,努力延长基础设施的使用年限。积极发展城市公共交通体系,建立高效畅通的城市交通运输网络,进而降低城市交通能耗。

注释:

① 根据《中国统计年鉴(1978—2012)》数据整理而得。

[参考文献]

- [1] Masih. On the Temporal 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(4): 417-440.
- [2] Soytas, Sari. Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G7 Countries and Emerging Market [J]. Energy Economics, 2003, 25(1): 33-37.
- [3] Cheng, Lai. An Investigation of Co-integration and Causality Between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan [J]. Energy Economics, 1997, 19(4): 435-444.
- [4] Stern D I. A Multivariate Co-integration Analysis of the Role of Energy in the US Macro Economy [J]. Energy Economics, 2000, 22(2): 309-317.
- [5] Yu E S H, J C Jin. Co-integration Tests of Energy Consumption, Income and Employment [J]. Resources and Energy, 1992, 14, (3): 259-66.
- [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.

- [7] 刘凤朝,刘源远,潘雄锋. 中国经济增长和能源消费的动态特征[J]. 资源科学,2007(5):63-67.
- [8] 陶磊. 中国能源消费与经济增长的动态关系[J]. 数理统计与管理,2009(5):768-775.
- [9] 李晓嘉,刘鹏. 中国经济增长与能源消费关系的实证研究[J]. 软科学,2009(8):61-64.
- [10] 陈首丽,马立平. 我国能源消费与经济增长效应的统计分析[J]. 管理世界,2010(1):167-168.
- [11] 尹建华,王兆华. 中国能源消费与经济增长间关系的实证研究——基于1953—2008年数据的分析[J]. 科研管理,2011(7):122-129.
- [12] 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校正模型研究[J]. 系统工程,2004(10):20-23.
- [13] 赵霄伟,高志刚. 新疆经济增长与能源消费的实证分析[J]. 地域研究与开发,2011(1):34-36.
- [14] 胡军峰,赵晓丽,欧阳超. 北京市能源消费与经济增长关系研究[J]. 统计研究,2011(3):79-85.
- [15] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 第2版. 北京:清华大学出版社,2009.

[责任编辑:张岩林]

Analysis of Dynamic Relationship of Energy Consumption and Economic Growth Based on State Space Model

ZHANG Youzhi

(School of Economics and Management, Xi'an Shiyou University, Xi'an, Shaanxi 710065, China)

Abstract: This paper analyzes the relationship of energy consumption and economic growth based on state space model in the period from 1978 to 2011. The result shows there are apparent stage characteristics based on co-integration and state space model. Further, this paper also finds that if labor and capital inputs keep constant level, partial elasticity coefficient of energy consumption is 1.189, higher than the capital-output elasticity (0.470) and labor output elasticity of (0.446). The elements output elasticity is greater than 1, indicating the returns to scale increments.

Key words: co-integration; state space model; energy consumption; economic growth