

能源与经济增长模型研究^{*}

赵丽霞

魏巍贤

(厦门大学计划统计系 361005) (厦门大学金融研究所)

摘要 本文将能源作为新的变量引入 Cobb-Douglas 生产函数,建立向量自回归模型。实证研究中国经济增长与能源使用之间的关系。扩展后的生产函数模型具有令人满意的统计效果。能源已成为中国经济发展过程中不可完全替代的限制性要素。

关键词 计量经济学 经济增长 能源使用

1 引言

70年代石油危机后,许多经济学家开始关注能源在经济增长中的作用。Cleveland^[1]实证分析了近100年来美国87个部门的经济增长,发现能源使用与GNP之间存在着一个非常强的相关关系,而且能源与GNP之比的变化,在很大程度上受能源结构变化的直接或间接的影响。但是文献[1]以能源使用与经济产出之间存在因果关系作为基本假设,对其它生产要素的作用没有充分考虑。作者认为资本和劳动只是维持生产所需能源和物质的中间因素,没有对此进行更深入地解释。事实上,两大传统生产要素(劳动力与资本)的投入,对于产出的重要性是不可忽略的。与文献[1]的基本假设相反,大多数新古典经济学家持有如下优先假设^[2-4]:能源在生产中占有相对较不重要的地位,它是由资本、劳动和土地这些主要的生产要素所产生的一个中间变量。这个假设被当作是计量经济分析的基本前提,并以Cobb-Douglas的资本和劳动力的双变量生产函数为其表现形式。过去人们分析能源对经济增长的影响,都是在这个框架内进行的。随着能源对经济发展的影响逐渐扩大,新古典经济学家的研究方法是,在其先验理论的基础之上,检验世界能源的相对价格对潜在GNP收入分配、资本形成和经济福利等的影响^[5]。除了在新古典经济学的理论框架内研究能源使用或能源价格对经济产出的影响外,另一些学者将能源投入作为生产要素矢量中的一个分量。Rashe和Tatom^[6]首次将能源使用引入

Cobb-Douglas生产函数,他们力图寻求能源利用和经济增长之间更符合实际过程的基本规律。与以前的研究相比,该方法具有约束条件少的优点。因而引起人们广泛地关注。

自改革开放以来,我国经济增长方式基本上以粗放型为主,单位GDP增长的成本过高。其典型的例证是,国民经济的“瓶颈”(能源、交通等基础产业)制约并未得到根本缓解。因而我国目前特别重视实现经济增长方式(由粗放型向集约型)的转变和可持续发展战略。能源需求和对先进能源技术需求,对中国目前的增长依然至关重要。然而矿物能源(煤、石油、天然气)消耗引起的环境质量的退化,已成为可持续发展进程的羁绊。文献[7]认为,如果世界气候发生变化,中国是最易受害国之一。并以1994年春的洪水使中国损失60亿美元,同年8月台风造成经济损失为16亿美元作为例证。因此,面对经济增长与保护环境的二难选择,研究能源与经济增长之间的关系,进而寻求最小环境代价的高速经济增长,既是一个重要的理论问题,又是一个急待解决的现实问题。本研究的目的是对该问题进行初步探讨。

以往关于能源对中国经济增长的贡献的研究,大都是对GDP与能源需求量之间所表现出来的规律进行分析。本文将能源作为新的生产要素引入Cobb-Douglas生产函数,建立向量自回归模型,探讨能源与中国经济增长之间的本质关联。

2 中国能源与经济增长模型

2.1 模型

首先扩展生产函数,应用4变量的向量自回归模型(VAR),根据1978-1996年期间中国的GDP、劳动力投入、资本投入和能源使用的数据(数据来源:《中国统计年鉴》(1978-1997),1997年不变价格),建立资本、劳动力、能源3变量的生产函数模型,并进行统计检验,进而证明能源在中国经济增长过程中具有不可完全替代性。

* 收稿日期:1998-09-07

本文采用的 VAR模型的一般形式如下:

$$f(GDP_t) = X' T_1 + U_{1t} \quad (1)$$

$$f(K_t) = X' T_2 + U_{2t} \quad (2)$$

$$f(L_t) = X' T_3 + U_{3t} \quad (3)$$

$$f(E_t) = X' T_4 + U_{4t} \quad (4)$$

$$X' = [1, f(GDP_{t-1}), \dots, f(GDP_{t-r}), f(K_{t-1}), \dots, f(K_{t-r}), f(L_{t-1}), \dots, f(L_{t-r}), f(E_{t-1}), \dots, f(E_{t-r})] \quad (5)$$

其中 GDP为国内生产总值, K为资本投入, L为劳动力投入, E为能源投入, f为函数, r为滞后步长, T_i 为 $(4r+1) \times 1$ 向量自回归系数。

2.2 模型识别

使用 VAR模型必须解决两个问题: 函数 f的形式和滞后步长。本文考虑 4种函数形式: 对数、对数的一阶差分、不具有差分的 $f(x) = x$ 形式和一阶差分形式。首先估计滞后步长为 4 的各种 VAR模型, 再对不同滞后步长的 VAR模型, 使用 Sims^[8] 的似然比检验统计量来确定最优滞后步长。即: 如果记 AR(m) 和 AR(n) 分别是无约束和受约束的 VAR(其中 m 和 n 分别是相应的滞后步长), 则用于检验 n 对 m (n < m) 的

LR 统计量为:

$$LR = (T - C)(\ln |E_n| - \ln |E_m|) \quad (6)$$

其中 T 为样本长度; C 是校正因子, 等于每个 AR(m) 方程中的回归量的个数; E_n 和 E_m 分别为约束和非约束的残差协方差矩阵; 统计量 LR 的渐近分布是自由度为 $k^2(m - n)$ 的 χ^2 分布, 其中 k 等于 VAR模型的变量个数。

本文的原假设 H_0 是滞后步长较小为真的情况。若记 W 为拒绝域, 此检验法要求选定一个数, 使如下条件成立:

$$P_0 \{ \lambda \in W \} \leq \alpha \quad \theta \in H_0 \quad (7)$$

式 (7) 的 H_0 为原假设的参数空间, α 为显著水平。本研究选择 $\alpha = 0.05$ 为显著水平值。如果某个 H_0 对备择假设 H_1 对应的 LR 统计量小于显著性水平值 0.05, 则接受 H_0 拒绝 H_1 (步长可由 m 缩至 n)。其中原假设 H_0 是指滞后步长为 n, 而备择假设 H_1 则是指滞后步长为 m。检验结果表明, 数据拒绝大于 4 的滞后步长。而对于 4 以下的滞后步长, 表 1~ 表 4 给出 4 种函数形式的不同滞后长度的似然比检验结果。

表 1 不同滞后步长的似然比检验: 原始数据模型

	n = 1	n = 2	n = 3
m = 2	42.8841(0.0002)		
m = 3	53.2786(0.0038)	18.6763(0.2683)	
m = 4	60.7370(0.0635)	34.7032(0.4222)	14.1851(0.3870)

注: 括号内数字为 χ^2 统计量的显著水平, 样本期间为 1978-1996(下同)。

表 2 不同滞后步长的似然比检验: 一阶差分模型

	n = 1	n = 2	n = 3
m = 2	12.3750(0.6790)		
m = 3	29.8770(0.6080)	10.2331(0.8130)	
m = 4	36.1566(0.9328)	26.3120(0.8921)	14.3861(0.4970)

表 3 不同滞后步长的似然比检验: 对数模型

	n = 1	n = 2	n = 3
m = 2	50.5400(0.0001)		
m = 3	68.3676(0.0002)	18.6763(0.2683)	
m = 4	80.8113(0.0014)	44.6703(0.9874)	27.3751(0.8730)

表 4 不同滞后步长的似然比检验: 对数的一阶差分模型

	n = 1	n = 2	n = 3
m = 2	24.1233(0.1084)		
m = 3	32.2786(0.2044)	19.3767(0.3026)	
m = 4	65.2737(0.0835)	45.3432(0.7422)	36.2833(0.1870)

从表 1~ 表 4 中给出的 4 种函数形式的不同滞后步长的似然比检验可以看出,在无差分模型中(表 1),明显地要拒绝一步滞后模型。在二步和三步检验中,二步滞后模型是可接受的。所以,二步滞后是最优滞后步长。在一阶差分模型中(表 2),一步滞后模型是可接受的。在无差分对数模型中(表 3),对于 3 种备择假设,都拒绝一步滞后,二步滞后对备择假设三步、四步清点后是可接受的。在一阶差分对数模型中(表 4),原假设的一步滞后相对于其余 3 种滞后步长的备择假设是可接受的。

为了确定最合适的函数形式,我们使用 AIC 信息准则^[4]。对于原始数据和一阶差分模型, AIC 采用如下形式:

$$AIC = 1 + \ln(2^c) + \ln e^2 + 2k/T \quad (8)$$

其中 k 为回归阶数, T 为样本长度, e 为通过某种适当方法得到的标准差, c 为联立方程个数。

对于对数和对数的一阶差分模型, AIC 采用如下形式:

$$AIC = 1 + \ln(2^c) + \ln e^2 + \frac{2}{T} \left[k + \frac{T}{2} \ln(y_i) \right] \quad (9)$$

表 5 具有二阶滞后的 VAR 模型计算结果

	GDP	劳动力	投资	能源
GDP		$\partial L / \partial GDP > 0$ (0.256)	$\partial K / \partial GDP > 0$ (7.24)	$\partial E / \partial GDP > 0$ (0.030)
劳动力	$\partial GDP / \partial L < 0$ (- 4.25)		$\partial K / \partial L < 0$ (- 7.53)	$\partial E / \partial L < 0$ (- 0.334)
投资	$\partial GDP / \partial K < 0$ (- 0.64)	$\partial L / \partial K < 0$ (- 0.08)		$\partial E / \partial K < 0$ (0.059)
能源	$\partial GDP / \partial E < 0$ (- 1.92)	$\partial L / \partial E < 0$ (- 0.43)	$\partial K / \partial E < 0$ (- 7.35)	

由模型知, GDP 是 3 个变量的函数,因此 GDP 变化对能源使用的影响可用如下微分方程表示:

$$\frac{dE}{dGDP} = \frac{\partial E}{\partial GDP} \Delta GDP + \frac{\partial E}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial GDP} \Delta GDP + \frac{\partial E}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial GDP} \Delta GDP \quad (10)$$

(10) 式表明 GDP 变化对能源使用产生的影响由 3 部分组成。将表 5 结果代入 (10) 式,得:

$$\begin{aligned} \frac{dE}{dGDP} &= \frac{\partial E}{\partial GDP} \Delta GDP + \frac{\partial E}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial GDP} \Delta GDP + \frac{\partial E}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial GDP} \Delta GDP \\ &= (0.032 - 0.086 + 0.042) \Delta GDP \\ &= -0.012 \Delta GDP < 0 \end{aligned} \quad (11)$$

(11) 式表明,中国经济在 1978-1996 年间单位 GDP 能耗变化呈下降趋势。以 1978 年不变价对 GDP

其中 y 为未变换的解释变量。

每种函数形式的 Akaike 信息的临界值^[9] 计算表明,4 个方程 AIC 的均值以对数模型为最小。根据 AIC 准则,无差分对数模型优于其它模型。因此,最优模型为无差分对数模型,即 $f(y_0) = \ln y$ 具有该函数形式的 VAR 模型的最优滞后步长 $V = 2$ 。

回归结果表明,所有方程的 DW 检验均较好,判定系数 R^2 的值都在 0.99 以上,这说明回归方程的拟合效果良好。

3 能源与经济增长的关系

上述的向量自回归模型通过统计检验,效果良好。这个结果说明,将能源作为新的变量引入 Cobb-Douglas 生产函数,扩展后的生产函数形式符合中国实际经济过程,揭示了中国能源与经济增长之间存在的相关性,表明能源已成为中国经济增长过程中不可完全替代的限制性生产要素。该结果在理论和实际上都具有重要意义。

为了说明 GDP 变化对能源使用的影响,我们根据 VAR 模型的估计结果进行弹性分析。结果可见表 5。

进行计算,万元 GDP 的能源消耗从 1978 年的 15.9 吨标准煤降至 1996 年的 10.1 吨标准煤,下降趋势明显。(11) 式还表明,引起单位 GDP 能耗变化的主要因素人均能耗变化与资本投入、技术进步、产业结构调整密切相关。虽然单位 GDP 的能源消耗随着经济增长而减小,但能源消耗总量却随着 GDP 规模的不断增加而上升。

4 小结

本文采用多变量自回归方法,将能源作为新的变量引入 Cobb-Douglas 生产函数,建立 3 变量的生产函数模型,通过统计检验,效果良好。该模型对中国经济产出与能源之间关系的分析结果与实际过程相吻合,证明扩展后的生产函数符合中国经济过程,揭示了中

(下转 49 页)

一个实证研究,下面是有关资料.

表 1

t	上升型 $h(0, t)$	下降型 $h(0, t)$
1	8.50	11.51
2	9.00	11.01
3	9.40	10.61
4	9.70	10.41
5	10.10	10.10
6	10.41	9.90
7	10.71	9.70
8	10.91	9.50
9	11.11	9.30
10	11.31	9.10
11	11.46	8.95
12	11.61	8.80
13	11.76	8.65
14	11.86	8.55
15	11.96	8.45
16	12.01	8.35
17	12.06	8.25
18	12.11	8.20
19	12.13	8.18
20	12.16	8.15

(a) $^{\theta} = 1.0046$, 即 $h(0, t) = 0.0046 + 1.0046 \cdot h_0(0, t)$

(b) $h(0, t)$ 的具体数据(分上升型和下降型两种)

见表 1

对 $\Delta v / v_0$ 的计算结果如表 2

表 2

计算结果	上升型 $h(0, t)$	下降型 $h(0, t)$
本文方法	- 0.0324	- 0.0377
真实结果	- 0.0316	- 0.0366

结果表明,本文的近似方法对真实的情况逼近得很好.

参考文献

- 程希骏. 关于多期固定债务偿还的匹配问题. 生产率系统, 1997(1).
- 程希骏. 利率波动下债券防护型投资策略分析. 数量经济及技术经济研究, 1997(5).
- 程希骏. 债券的收益与风险关系分析研究. 价值工程, 1998(5).
- Khang C. Bond immunization when short-term fluctuate more than long-term rates. J. of Financial and Quantitative Analysis 12 1035~ 1090
- Fisher L, Weil R L. Coping with the risk of interest rate fluctuations returns to bondholders from native and optimal strategies. J. of Business 1971, 44 408~ 431

(上接 34页)

国能源与经济增长之间的相关性. 通过扩展生产函数探讨能源与经济增长之间关系, 得出能源在中国经济发展过程中具有不可完全替代性的结论, 对理论和实践都有积极意义.

参考文献

- Cleveland, C J Costanza R, Hall C A S et al. Energy and the US economy: a biophysical perspective. Science, 1984, 225(3): 119~ 206
- Berndt E R. Energy price increases and the productive slowdown in United States manufacturing. The Decline in Productivity Growth. M A. Federal Reserve Bank of Boston, 1980, 225~ 249
- Denison E. Trends in American Economic Growth, 1985, Washington DC: The Brookings Institution, 335~ 370
- Denison E. Explanations of declining productivity growth. Survey of Current Business, 1979, 57(6):

224~ 252

- Renshaw E. Energy efficiency and the slump in labor productivity in the USA. Energy Economics, 1981, 3(5): 114~ 152
- Rashe R, Tatom J. Energy resources and potential GNP. Federal Reserve Bank of St Louis Review, 1977, 59(6): 68~ 76
- World Energy Council (WEC) and International Institute for Advanced Systems Analysis (ILASA). Global energy perspectives to 2050 and beyond (WEC, London, and ILASA, Laxenburg, Austral, 1995), 82~ 86
- Sims C A. Macroeconomics and reality. Econometrica, 1980, 48 277~ 283
- Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. Econometrica, 1973, 37: 424~ 438