

能源、技术与经济增长

——基于中国与印度的比较分析

郭 晔

(厦门大学宏观经济研究中心; 厦门大学金融系)

【摘要】本文在 Romer (1990) 内生经济增长模型的基础上, 以加入能源因子和将技术因子与能源、劳动力相融合为特征, 得到更贴近现实的反映经济增长的产出方程式。通过检验中国和印度 1965 ~ 2004 年间的实证数据, 运用 VAR 模型、Johansen 协整检验和向量误差修正模型 (VECM) 等方法, 对两国的能源及技术与经济增长的长期关系和短期动态影响进行了比较分析。结果显示: 长期中, 加入技术变量的能源因素与经济增长的弹性关系, 中国表现为负, 而在印度为正; 技术对于经济增长的总体贡献, 印度高于中国。短期中, 能源与技术因素的短期波动对中国的经济增长影响较强; 而资本的短期波动对印度的经济增长影响较强。

关键词 能源因素 内生经济增长 技术进步 中印比较

中图分类号 F062.4 **文献标识码** A

Energy, Technology and Economic Growth

Abstract: Given the endogenous growth theory of Romer (1990), this paper enlarges the economic growth model by taking the energy factor together with technology factor into account, and gets a core equation in order to make an empirical analysis. Using China's data and India's data of 1965 ~ 2004, we analyze the long-run equilibrium relationship and the short-run dynamic process among energy consumption, technology and civil economic growth, by establishing VAR models, doing Johansen Cointegration and Vector Error Correction Model methods.

Key words: Energy Factor; Endogenous Economic Growth; Technology Progress; Comparison between China and India

引 言

20 世纪 70 年代与 80 年代的能源危机, 以及近年来持续的能源价格上涨形势, 令能源与经济增长的议题被越来越多的国家关注。然而至今, 两者之间的关系仍难有定论。自

1978年J. Kraft和A. Kraft就美国的能源消费与GNP之间的关系进行研究之后,国内外不少学者均对此进行了探索。归结起来,国外的研究现状体现出两个互为递进的主体趋势:

第一,检验经济增长(以实际GDP或GNP来衡量)与能源消费之间的因果关系和长期协整关系。Kraft和Kraft(1978)运用1947~1974年美国的数据分析,得到仅存在从GNP到能源消费的单向因果关系。而Akarca和Long(1980)却在同一时间序列上通过选取不同时间间隔的数据,得出了不同的结论。Yu和Jin(1992)运用Engle-Granger两步法检验了美国1974~1990年间的季度数据,发现能源消费与收入不存在因果关系。Masih和Masih(1996)对亚洲几个经济实体的实际收入与总能源消费之间的长期关系进行了检验,结果发现不同国家和地区在同时期的表现迥异。Soytas和Sari(2003)检验了“七国集团”和除中国外的新兴市场经济国家包括16个国家的经济增长与能源消费之间的关系,发现在“七国集团”中两变量之间存在着协整关系。Chien-Chiang Lee(2006)运用Granger非因果检验(non-causality testing),对11个主要工业化国家的能源消费与经济增长之间的关系予以解释。

第二,通过包括能源因子和技术进步的经济增长模型,探究能源对经济增长的影响。André和Smulders(2004)、Sjak Smulders和Michiel Nooij(2003)构建了包括能源和内生的技术进步的经济增长模型,并以此解释OECD国家普遍存在着的能源总消费量上升和能源使用效率提高等状况。Azomahou等(2003)发现OECD国家过去20多年中能源密度在下降,于是他们建立体现节能技术进步的一般均衡模型予以解释。Zon和Hakan(2003)以扩展Romer模型(1990)为前提加入节能技术进步的因素,发现经济增长仍然能达到稳态,但是经济增长率与真实的能源价格呈负相关。

近期,国内已有的相关文献大多具有以下特点:其一,关于经济增长与能源消费的关系,得到“具有内生关系”的结论。只是具体在内生关系的表现和不同能源形式(如煤炭、电力)的消费与经济增长之间的关系上有不同的解释。其二,多以能源方面为着眼点,提出能源在经济发展过程中的不完全替代性(赵丽霞、魏巍贤,1998);加快经济改革和产业结构调整可节省能源、提高能源利用效率(林伯强,2003;马宏伟、张兆同,2005);实行多样化能源消费战略,优化能源消费结构(马超群等,2004;范雪红、张意翔,2005)。其三,多与美国、日本等发达国家相比(吴巧生等,2005)。鉴于此,本文以中国和印度的对比为视角,在Romer(1990)增长模型中加入能源因素,并且将技术因子考虑进能源和劳动力因素之中,确定实证分析的核心方程式。进一步地,利用中国和印度的数据,通过建立VAR模型、Johansen协整检验和向量误差修正模型(VECM),同时比较分析两国在能源、技术等因素与经济增长的长期关系及短期动态过程两方面的差异,以期为中国经济增长提供理论依据和现实判断。

一、中国和印度相关数据的初步对比

首先,在两国能源密度的比较中不难发现,尽管近20年来中国的能源密度几乎始终处于下降通道,然而,能源密度的水平却一直显著高于印度。如果从概念界定的角度,所谓“能源密度”表示一次能源总消费量与GDP的比值,那么图1所示的事实,一方面表示,相对于印度而言,我国的高能耗现象明显;另一方面,在我国高速增长的20年里,能源消费的作用似乎很不明显,仅在近几年能源密度有所回升,这是否意味着我国对于能源消耗的控制取到了比较明显的效果?又是否意味着技术进步在能源经济(如节能技术的发展)中发生了作用?更进一步地,如果考虑中印两国的人均一次能源消费量,自2002年起我国的能源

消费有快速上升的趋势。当然，这一轮能源消费的快速上升几乎与 GDP 的快速增长同步。

其次，如果将一次能源消费与经济增长（以实际 GDP 衡量）同时考量，如图 2、图 3 所示，印度的经济增长与能源消费之间似乎显示出更加密切的长期关系。

再次，比较中国和印度的能源消费弹性系数大小及其波动性。结果显示，近 20 年来中国的能源消费弹性系数平均值低于印度，且波动性显著小于印度。能源消费弹性系数表明经济每增长一个百分点，相应能源消耗需要增长多少个百分点。能源消费弹性系数若小于 1，则本年单位不变价 GDP 能耗比上年降低；如弹性系数大于 1，则本年单位不变价 GDP 能耗比上年上升。因此，一般而言，能源消费弹性系数越小意味着经济增长利用能源效率越高。

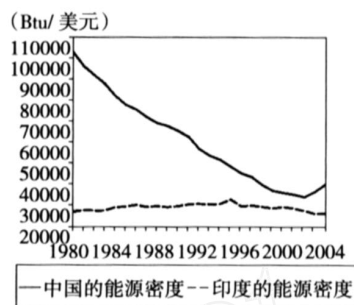


图 1 中印能源密度对比

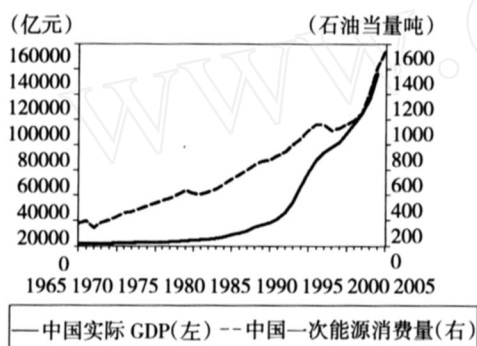


图 2 中国实际 GDP 与能源消费量趋势

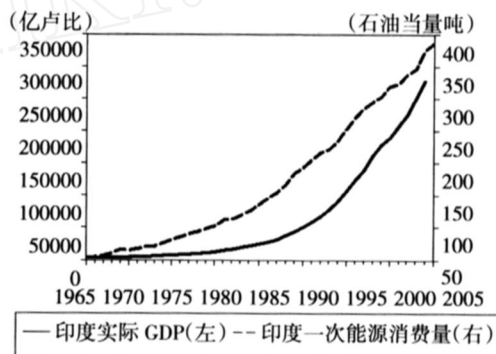


图 3 印度实际 GDP 与能源消费量趋势

数据来源：《国际统计年鉴》（1980～2005）、美国 BP 公司《Statistical Review of World Energy 2005》、EIA（Energy Information Administration）和 IMF（International Monetary Fund）官方网站。

最后，比较中印两国能源生产与能源消费的缺口大小，特别是石油生产与消费的缺口大小。其一，自 1980 年以来，印度的石油生产和消费始终呈现负缺口；而中国的石油生产和消费之间的缺口在 1992 年之前呈现正值，1992 年之后石油的消费提高很快，超出了石油的生产，一定程度上是 20 世纪 90 年代中国经济起飞迅速、人们的生活质量有所上升的结果。其二，中国石油生产与消费之间的负缺口日益拉大，已经超出了印度。负缺口越大，表明该国的能源越不能自我供给，越依赖于外国的能源支持，于是，外来的能源冲击对经济的影响将更大。

二、能源、技术与经济增长的理论模型

作为一种重要的生产原材料，能源可被视为生产要素之一。投入的能源要素越多，产出则应越大。从这一角度判断，能源消费与经济增长之间应呈现正相关关系。然而，作为一种稀缺的、不可再生的战略性自然资源，经济增长越快，意味着能源消耗得越快。当能源消费超过一定限度时，经济增长将受到限制甚至停滞。

以 Romer（1990）为代表的内生经济增长模型，将“技术进步”内生于资本产品创造

和积累过程中，以微观个体追求利润的动机为技术进步形成的机理，构建了一个技术内生型、利润最大化为目标的微观经济模型，并且对经济增长进行了诠释。在这里，我们将沿用 Romer (1990) 模型的主要思想，不同之处在于加入“能源因子”。于是，模型的假定包括：第一，将经济生产部门划分为两类：一类是生产最终产品的部门，另一类是中间产品（资本品）生产部门。第二，能源与劳动、资本被看作是三类生产要素。能源与劳动直接出现在最终产品的生产函数中，而“资本”则先进入中间产品生产部门，接着由中间产品生产部门生产出不同的资本品，再进入最终产品的生产中。第三，生产要素市场均是垄断竞争市场，不同的企业生产各具自身特色的产品。这就意味着中间产品市场上，每一家企业提供一种特定的资本品。第四，假定生产函数采用柯布 - 道格拉斯函数形式。

首先，最终产品部门的生产过程以如下生产函数表示：

$$Y = L^{\alpha_1} E^{\alpha_2} \int_0^A x_j^{\alpha_3} dj \quad (1)$$

其中， Y 表示最终产品的产出， L 表示劳动投入， E 表示能源投入， x_j 表示由中间产品部门提供的多种资本品， α_1 、 α_2 、 α_3 则代表各生产要素的份额。值得注意的是，技术因子 A 在生产函数中表现为资本扩张型，它出现在资本品的积分上限中，表明若 A 越大，可以选择投入的资本品越多。生产最终产品的企业面临着以利润最大化为目标的抉择：

$$\max_{L, E, x_j} L^{\alpha_1} E^{\alpha_2} \int_0^A x_j^{\alpha_3} dj - wL - P_E E - \int_0^A P_j x_j dj \quad (2)$$

$$\text{s. t.} \quad w = \alpha_1 Y/L \quad (3)$$

$$P_j = \alpha_3 L^{\alpha_1} E^{\alpha_2} x_j^{\alpha_3 - 1} \quad (4)$$

$$P_E = \alpha_2 Y/E \quad (5)$$

式 (3)、(4) 和 (5) 分别表示以利润最大化为目标的企业为劳动力、资本和能源付出的“价格”，此处，对各生产要素的付出与要素的边际产出相等。其中， w 、 P_E 、 P_j 分别代表劳动工资、为能源付出的价格和为资本支付的租金。

其次，生产中间产品的企业生产出的中间产品（资本品）直接出售给最终产品部门，依然面临着最大化自身利润的目标：

$$\max_{x_j} P_j (x_j) \cdot x_j - r x_j \quad (6)$$

其中， r 代表为原始资本付出的租金。每一家中间产品生产企业均有如式 (6) 的目标函数，于是式 (6) 对 x_j 求一阶条件，可以得到每一资本品的价格 P_j 均为 $\frac{1}{\alpha_3} r$ 。同时，由假设条件可知，每一企业均生产一种特定的资本品，并且每一资本品的需求函数都由式 (4) 给出，即 $P_j (x_j) = \alpha_3 L^{\alpha_1} E^{\alpha_2} x_j^{\alpha_3 - 1}$ 。因此，最终产品部门对每一资本品的购买量 x_j 是相同的，以 x 表示（即 $x = x_j$ ）。再者，整个经济中的资本 K 是由各个资本品的加总组成，即

$\int_0^A x_j dj = K$ ，所以可以得到：

$$x = x_j = \frac{K}{A} \quad (7)$$

于是, 将式 (7) 代入 (1), 式 (1) 可以被重新写成:

$$Y = L^{\alpha_1} E^{\alpha_2} A X^{\alpha_3} = L^{\alpha_1} E^{\alpha_2} K^{\alpha_3} A^{1-\alpha_3} \quad (8)$$

分析最终产品部门的生产函数——方程(8), 存在三种情况: 其一, 规模报酬不变, 即 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$, 此时, 方程(8)经整理得到: $Y = (AL)^{\alpha_1} (AE)^{\alpha_2} K^{\alpha_3}$; 其二, 递增的规模报酬, 即 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 > 1$, 则方程(8)可写为: $Y = (AL)^{\alpha_1} (AE)^{\alpha_2} K^{\alpha_3} A^{\alpha_3 - 1}$, $\alpha_3 - 1 > 0$; 其三, 递减的规模报酬, 则方程(8)可写为: $Y = (AL)^{\alpha_1} (AE)^{\alpha_2} K^{\alpha_3} A^{\alpha_3 - 1}$, $\alpha_3 - 1 < 0$ 。将上式两边取对数可得:

$$\ln Y = \alpha_1 \ln (AL) + \alpha_2 \ln (AE) + \alpha_3 \ln K + \ln A \quad (9)$$

式 (9) 即是以下实证分析的基础方程式。

三、中印经济增长的实证比较分析

1. 数据来源和变量设置

实证检验的时间序列样本包括 1965 ~ 2004 年间中国和印度的实际国内生产总值 (以 1980 年为基期调整得到的实际 GDP)、一次能源消费量、全社会固定资产投资额、R &D 支出、国家财政的科技支出和人口数 (每年为年中数) 的数据, 样本观察值分别为 40 个。为消除可能产生的异方差性以及更好地寻求弹性, 回归方程采用双对数形式, 各变量设定如下, CY: 中国的实际 GDP; CE: 中国的一次能源消费量; CK: 中国的全社会固定资产投资; CP: 中国的人口数; IY: 印度的实际 GDP; IE: 印度的一次能源消费量; IK: 印度的全社会固定资产投资; IP: 印度的人口数; CT: 中国的技术进步指标; IT: 印度的技术进步指标; L - : 各变量的自然对数形式。

2. 经济增长与一次能源消费量的长期关系比较

直观上, 运用方程 (9) 进行实证分析, 得到各系数以检验能源对经济增长的作用, 以及测定规模报酬的效应, 回归方程式如下:

$$\ln Y_t = \alpha_1 \ln (A_t L_t) + \alpha_2 \ln (A_t E_t) + \alpha_3 \ln K_t + \ln A_t + \epsilon_t \quad (10)$$

然而, 由于宏观经济的时间序列数据往往是非平稳的, 若直接进行 OLS 估计很可能产生伪回归。于是, 为验证长期以来, 经济增长与能源消费是否具有比较稳定的相关关系, 我们将先建立 VAR 模型, 运用 Johansen 协整检验方法对中国和印度分别进行实证检验。当然, 在此之前, 运用 ADF 检验各时间序列变量及其一阶差分的单位根 (unit root) 性质, 以判断这些数据序列的平稳性。

从 ADF 检验结果可以看出, LCY、L (CP * CT)、L (CE * CT)、LCT、LCK 及 LIY、L (IP * IT)、L (IE * IT)、LIK、LIT 等序列都存在单位根, 均是 I (1) 序列; 而其各自的一阶差分序列分别在 1% 或 5% 的显著性水平下拒绝存在单位根的零假设, 均属于平稳序列 I (0)。于是, 可以运用 Johansen 协整检验分析上述变量间的长期关系, 先将两组变量分别构置于非限制性 VAR 模型之中:

$$y_t = \Pi_0 + \Pi_1 y_{t-1} + \dots + \Pi_k y_{t-k} + \epsilon_t \quad (11)$$

中国和印度的各数据主要来源于《中国统计年鉴》(2000 ~ 2005)、《新中国五十年统计资料汇编》(2000)、印度统计局官方网站 <http://mospi.nic.in/>、美国 BP 公司《Statistical Review of World Energy 2005》和 EIA (Energy Information Administration) 及 IMF (International Monetary Fund) 的官方网站。

其中, y 序列为 5×1 阶向量, 即分别为 $[LCY, L(CP * CT), L(CE * CT), LCT, LCK]$ 和 $[LIGDP, L(IP * IT), L(IE * IT), LIK, LIT]$; $\Pi_i (i = 1, \dots, k)$ 为 5×5 阶系数矩阵, Π_0 为多维外生向量, 包括截距项、趋势项等确定项, ε_t 为 5 维扰动向量。据此, 我们分别建立了中国和印度的 VAR(2) 模型, 并且通过 Johansen 协整检验得到的特征根迹检验和最大特征检验结果如下:

表 1 Johansen 协整检验结果

LCY、L(CP * CT)、L(CE * CT)、LCK、LCT			
假设的协整关系数	特征值	迹统计量	5%临界值
None *	0.579316	86.51526	69.81889
At most 1 *	0.512078	54.4779	47.85613
At most 2	0.329661	27.92669	29.79707
At most 3	0.250983	13.12773	15.49471
LIY、L(IP * IT)、L(IE * IT)、LIK、LIT			
假设的协整关系数	特征值	迹统计量	5%临界值
None *	0.569718	77.31738	69.81889
At most 1	0.420548	46.11457	47.85613
At most 2	0.337434	25.92487	29.79707
At most 3	0.196596	10.69439	15.49471

由以上的协整检验结果可知, 代表中国的前一组变量在 5% 的显著性水平下存在 2 个协整关系, 代表印度的后一组变量在 5% 的显著性水平下存在 1 个协整关系。同时, 可以分别得到两组的协整向量:

表 2 Johansen 协整检验结果

LCY	L(CP * CT)	L(CE * CT)	LCK	LCT
1.0 (rest.)	-1.287967 (0.55306)	1.058989 (0.36102)	-1.316588 (0.20381)	0.189644 (0.16038)
LIY	L(IP * IT)	L(IE * IT)	LIK	LIT
1.0 (rest.)	0.676289 (0.47430)	-0.463825 (0.17308)	-0.411729 (0.10154)	-0.344535 (0.40496)

协整向量中各变量前的系数可以反映变量之间的长期关系, 此处由于是双对数模型, 各系数表明长期的弹性关系。因此, 从上表两组变量的情况对比中, 不难发现中国和印度经济增长与能源、劳动力、技术、资本的长期弹性关系均有所不同: 第一, 加入技术变量的能源与经济增长的弹性关系, 在中国表现为负 (-1.058989), 而在印度则表现为正 (0.463825)。第二, 中国的经济增长与资本正弹性关系更为显著 (1.316588), 印度的经济

两组变量的协整检验均采用有序列确定性趋势, 但协整方程只有截距而无线性趋势。

增长与资本也呈正相关关系，只是弹性系数较小 (0.411729)。第三，中国的情况显示，加入技术变量的劳动力与经济增长呈正相关关系 (1.287967)；而印度的情况则相反，加入技术变量的劳动力与经济增长的弹性为负 (-0.676289)。第四，根据模型的定义，技术对于经济增长的影响通过直接和间接两条渠道影响经济增长：技术通过渗透到劳动和能源中影响经济增长，以及科技研发对经济增长的直接贡献，因此通过三项系数的加总可以看出，中国的技术因素对于经济增长的弹性为 0.039336 (1.287967 - 1.058989 - 0.189644)，趋近于零；印度的技术因素对于经济增长的弹性为 0.132071 (0.463825 + 0.344535 - 0.676289)，显然，印度的技术进步对于经济增长的总体贡献大于中国。

3. 基于向量误差修正模型 (VECM) 的短期动态分析

通过协整检验方法，我们得到长期中，中国和印度的经济增长与包括能源、技术等在内的各变量存在协整关系，并且协整向量反映了其具体的长期关系。当然除此之外，能源价格导致能源消费的短期波动对经济增长的影响同样令人关注，这种短期的调整效应可运用向量误差修正模型 (VECM) 进行分析。首先，VAR 方程 (11) 可以同时写成差分的形式：

$$y_t = \Pi_0 + \Pi_1 y_{t-1} + \dots + \Pi_k y_{t-k} + V_t \tag{12}$$

由于通过上面的分析，中国和印度两组变量分别存在 2 个和 1 个协整关系，因此 Π 可以分解成两个矩阵的乘积，即 $\Pi = \alpha \beta'$ 。接着，用不含外生变量的误差修正模型表示上述的协整体系：

$$y_t = \alpha ECM_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-k} + V_t$$

其中， $ECM_{t-1} = y_{t-1} - \beta y_{t-1}$ 是误差修正项，系数向量 α 反映当变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时，将其调整至均衡状态的速度。根据上述中国和印度两组变量的协整方程，可以得到各自的向量误差修正模型，由于本文重点关注的是实际 GDP 的方程，所以只列出该方程的实证结果：

表 3 向量误差修正模型的主要结果

	LCY		LIY
Const.	0.226354 [2.62987]	Const.	-0.067749 [-0.46926]
LCY ₋₁	-0.252052 [-1.00965]	LIY ₋₁	-0.353007 [-1.66276]
L(CP * CT) ₋₁	-0.154044 [-0.83709]	L(IP * IT) ₋₁	-3.138451 [-0.91698]
L(CE * CT) ₋₁	0.229998 [2.09597]	L(IE * IT) ₋₁	0.143264 [0.72799]
LCK ₋₁	0.078659 [1.07918]	LIK ₋₁	0.223165 [1.92244]
LCT ₋₁	0.076982 [0.92096]	LIT ₋₁	2.912493 [0.83848]
F-test	4.570849	F-test	1.996663
R ²	0.516097	R ²	0.278734

注：方括号中是 t 统计量。

由结果可知,短期内中国的情形表现为,加入技术变量的能源因素对经济增长呈现显著的正相关效应(0.229998);而印度的情况则是,加入技术变量的能源因素短期变化对经济增长并不呈现显著的正相关关系(0.143264),反而是资本的短期变化对经济增长产生显著的正相关效应(0.223165)。可见,能源因素的短期变动对中国经济增长的影响可能更为明显。

四、结 论

本文以 Romer (1990) 的内生增长模型为基础,构建了包括能源、技术因素在内的经济增长方程式,并作为实证分析的基准。再进一步,运用 VAR 模型、Johansen 协整方法和误差修正模型(VECM)方法对中国和印度的数据进行了具体的比较,得到了如下结果:

第一,中国和印度的经济增长与能源、技术、人口和资本都存在着长期协整关系,只是这些关系的具体表现不相同。长期内,中国经济增长与考虑技术变量在内的能源因素呈现负相关关系,能源消费的增加对应着经济增长的减缓。并且,技术对经济增长的总体正向作用不强,技术进步主要通过劳动效率的提高进而影响经济增长,资本对经济增长的作用较强。相反,印度的经济增长与考虑技术因素在内的能源消费呈正相关关系,能源消费的增加与经济增长同步。技术对经济增长的总体正向作用比中国强,但是人口因素对于经济增长呈显著的负向作用,资本对经济增长的长期作用比中国弱。

第二,在 VECM 的短期效应分析中,能源因素的短期波动对中国经济增长带来的影响显著,并呈现正向作用;能源因素的短期波动对印度经济增长带来的影响却不显著。然而,资本的短期波动对印度经济增长的影响表现为显著的正向,而中国的情形则不显著。

结合初步数据和实证模型数据的结果,我们认为其可能的解释在于,中国与印度经济的快速增长中各因素发生作用的机制各不相同。一方面中国的能源经济中,首先,技术含量仍偏低,行政性的政府管制手段(如对成品油价格的控制、对能源消费的控制)多年来所占的比重以及存在的惯性较大,以至于带有技术变量的能源因素对于经济增长的作用甚至呈现负向;其次,技术对于中国经济增长的作用仍然不强,经济结构中,劳动密集型与资本密集型(主要是劳动密集型)仍占主要位置,技术密集型产业较少;最后,以中国的劳动力成本(以工资为例)与能源消费的成本(以原油价格为例)的相对变动幅度而言,廉价的劳动力仍然令“劳动力”成为经济增长中的重要解释因素之一。另一方面,印度的经济增长技术驱动的成份较大,如印度的第三产业(如软件业)发展迅速。并且,能源与技术的结合对经济增长的作用也呈现正向。同时,虽然在资本与经济增长的关系上,长期来看效果比中国小,但是短期内资本量的增加作用显著,将令其经济增长加速。

因此,应该说未来一段时期以内,中国经济增长持续性的瓶颈在于技术因素的直接和间接作用;而印度经济增长持续性的瓶颈则在于物质资本的贡献。当然,在目前一方面是原油价格波动、能源紧张,另一方面是西方国家保持甚至加大对于亚太地区的直接间接投资规模的形势下,中国经济增长的前景不甚乐观,中国的经济增长关键在于,逐步建立技术进步与创新为主流的“节约型”经济。

参 考 文 献

- [1] Akarca, A. T. and T. V. Long. On the Relationship between Energy and GNP: A Reexamination [J], *The Journal of Energy and Development*, 1980, Vol. 5, 326 ~ 331.

- [2] André, Francisco J. and Sjak Smulders. Energy Use, Endogenous Technical Change and Economic Growth [C], working paper online, 2004.
- [3] Azomahou, T., Boucekkine R. and Phu N. Van. Energy Consumption, Technological Progress and Economic Policy [C], *Universit é catholique de Louvain, IRES Discussion Paper*, 2003, No. 2003025.
- [4] Kraft, J. and A. Kraft. On the Relationship between Energy and GNP [J], *The Journal of Energy and Development*, 1978, Vol. 3, 401 ~ 403.
- [5] Lee, Chien - Chiang. The Causality Relationship Between Energy Consumption and GDP in G - 11 Countries Revisited [J], *Energy Policy*, 2006, Vol. 34, 1086 ~ 1093.
- [6] Masih, A. M. and R. Masih. Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results from a Multi - country Study Based on Cointegration and Error - correction Modeling Techniques [J], *Energy Economics*, 1996, Vol. 18, 165 ~ 183.
- [7] Romer, Paul M. Endogenous Technological Change [J], *Journal of Political Economy*, 1990, Vol. 98 (5), s71 ~ 101.
- [8] Smulders, Sjak and Michiel de Nooij. The Impact of Energy Conservation on Technology and Economic Growth [J], *Resource and Energy Economics*, 2003, Vol. 25, 59 ~ 79.
- [9] Soytas, U. and R. Sari. Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G - 7 Countries and Emerging Markets [J], *Energy Economics*, 2003, Vol. 25, 33 ~ 37.
- [10] van Zon, Adriaan and I Hakan Yetkiner. An Endogenous Growth Model with Embodied Energy - Saving Technical Change [J], *Resource and Energy Economics*, 2003, Vol. 25 (1), 81 ~ 103.
- [11] Yu, E. S. H. and J. C. Jin. Cointegration Tests of Energy Consumption, Income and Employment [J], *Resources and Energy*, 1992, Vol. 14, 259 ~ 266.
- [12] 范雪红、张意翔:《基于计量经济模型的能源消费与经济增长关系实证研究》[J],《理论月刊》2005年第12期。
- [13] 国家统计局国民经济综合统计司:《新中国五十年统计资料汇编》[M],中国统计出版社,2000。
- [14] 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年第11期。
- [15] 马超群、储慧斌、李科、周四清:《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年第10期。
- [16] 马宏伟、张兆同:《我国能源消费与经济增长灰关联分析》[J],《经贸纵横》2005年第5期。
- [17] 吴巧生、成金华、王华:《中国工业化进程中的能源消费变动——基于计量模型的实证分析》[J],《中国工业经济》2005年第4期。
- [18] 赵丽霞、魏巍贤:《能源与经济增长模型研究》[J],《预测》1998年第6期。

(责任编辑:陈卫宾)