

中国能源、环境、工业化与经济增长关系的实证分析

张丽峰

(东北大学秦皇岛分校 经济系, 河北 秦皇岛 066004)

摘要:本文利用计量经济理论,建立了向量误差修正模型,对我国经济增长、工业化水平、能源和环境之间的关系进行了协整检验、格兰杰因果关系检验。得到以下结论:第一,能源、环境、工业化和经济增长之间具有长期均衡关系;第二,经济增长和工业化水平是造成能源消费和环境问题的格兰杰原因,经济增长和工业化水平间相互影响;第三,短期内经济增长和工业化水平是影响能源消费、环境问题的主要因素。

关键词:能源;环境;工业化;经济增长;协整;向量误差修正模型

中图分类号:F061.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2009)04-0109-04

改革开放后,中国的经济发展取得了巨大成就,GDP从1978年至2005年以年均9.7%速度递增(按上年可比价格指数计算)。宏观意义上的经济增长总是和特定的产业结构联系在一起。以我国的产业结构为例:第一产业GDP占总GDP的比重呈下降趋势,从1978年的28.1%下降到2005年的12.6%;第二产业GDP占总GDP的比重在1978年为47.9%,2005年为47.5%,基本稳定在45%左右,其中工业占据绝对比重,工业化发展水平逐步提高;第三产业GDP占总GDP的比重增势比较平稳,从1988年到1999年基本保持在30%以上,从2000年到2005年基本保持在40%左右,比重有所上升。

能源作为经济增长的重要因素和条件,已得到世界公认。随着经济的增长,能源的消费量必然随之增长。另外,工业总产值中重工业的比重显著上升,从20世纪80年代末期的50%增长至2006年的60%。重工业比重的上升是一个国家进入工业化中后期的主要标志之一。重工业增长速度的加快必然造成工业部门能源消耗的比重上升。

然而,我国的能源利用效率目前仅为33%,比发达国家落后20年,与之相差10个百分点。我国能源消费强度大大高于发达国家及世界平均水平,约为美国的3倍、日本的7.2倍。从2000年到2003年,我国能源消费的弹性系数明显回升,分别为0.2、0.47、1.21和1.45。钢铁、水泥、电解铝和房地产的投资成倍增长,导致全国大多数地方煤炭、电力紧缺,能源成为制约经济增长的瓶颈,因此必须改变高投入、高消耗、高增长、低效益的经济增长方式,同时做到能源的有效利用,才能实现经济的可持续发展。

随着经济的快速增长和工业化进程的加快,环境

污染问题日益严重。环境污染主要包括大气污染、水污染和固体废弃物污染,与工业过程中产生的废气、废水和固体废弃物有直接的关系。环境污染问题中表现最明显的是大气污染问题,这主要是由我国的能源消费结构造成的。在我国能源消费结构中,煤炭消费占70%左右。在我国煤炭资源探明储量中,75%属于烟煤型;在所有消耗煤炭中,83%用于动力。煤炭燃烧过程中释放的硫化物对大气造成了严重的污染。环境污染问题给经济增长造成重大损失,根据有关研究调查,由大气污染造成的经济损失至今约有120亿元。环境污染问题不解决,必然会严重地影响中国经济未来的可持续发展。

研究经济增长、工业化水平、能源消费和环境问题间的因果关系及其相互影响、相互作用,对于保持我国国民经济持续稳定快速发展、加快工业化进程、永续利用能源、解决环境问题等具有重要的现实意义。因此,本文利用计量经济学理论对能源消费、经济增长、工业化水平和环境问题间的关系进行定量分析,为制定科学合理的发展政策提供理论依据。

1 模型与实证分析

1.1 变量说明与数据选取

本文采用能源消费量(EC)表示能源变量。由于环境污染中主要是大气污染,而大气污染又主要来自于工业废气的排放,所以采用工业废气的排放量(WG)表示环境污染。对工业化水平的衡量,目前主要有4种方法:一是采用工业产值(增加值)比重;二是用非农产业占GDP的比重;三是用工业就业比重;四是非农产业的就业比重。尽管在国外诸多的经济学论著中对工业化水平的衡量指标不统一、不一致,

收稿日期:2009-01-19

作者简介:张丽峰(1969—),女,河北秦皇岛人,东北大学秦皇岛分校经济系讲师,经济学博士,研究方向:宏观经济、计量经济、能源经济。

但是,由于大多数国家的产值结构与就业结构的转变具有内在联系,工业比重与非农产业比重的变化趋势也比较一致,因此,不同指标的使用并没有产生太大的矛盾^[1-3]。因此,本文选用第二、第三产业 GDP 之和占总 GDP 的比重来表示工业化水平(*ID*)。采用国内生产总值表示经济增长(*ED*)。由于我国关于环境污染的统计数据始于 1985 年,因此,本文选取的数据期间是 1985 年到 2005 年,数据取自 1985—2005 年的《中国统计年鉴》。为了消除价格因素的影响,用以 1978 年为基年的 GDP 平减指数对用当年价格表示的第二、第三产业的 GDP 之和、总 GDP 进行价格调整,得到每年实际的数据。为了克服数据中的异方差和数据剧烈波动的影响,选取自然对数,并用 *LEC*、*LWG*、*LID*、*LED* 分别表示能源变量、环境污染、工业化水平和经济增长的对数,用 *DLEC*、*DLWG*、*DLP*、*DLED* 分别表示这 4 个变量的一阶差分,用 *DDLEC*、*DDLWG*、*DDL*、*DDLED* 分别表示这 4 个变量的二阶差分,其中 *D* 为差分算子。

1.2 单位根检验

在建立计量经济模型之前,要对所采用的时间序列进行单位根检验,以确定各序列的平稳性和单整阶数。检验的方法包括 Phillips-Person(PP)和 Augment Dickey-Fuller(ADF)单位根检验。这些方法用于确定计量模型中各变量的平稳水平。本文采用 ADF 检验法^[4],运用 EVIEWS5.1 软件^[5],对所采用的时间序列进行单位根检验,检验结果如表 1 所示。

由表 1 可知,序列 *LEC*、*LWG*、*LID*、*LED* 的原序列和一阶差分序列是非平稳序列,而序列 *LEC*、*LWG*、*LID*、*LED* 的二阶差分序列是平稳序列,因此为二阶单整,记为 *I*(2),满足构造协整方程的必要条件。

1.3 协整检验

协整(cointegration)分析理论是近年来处理非平稳经济时间序列之间长期均衡关系和短期波动的有力工具。两种最常用的检验方法是 Engle 和 Granger 提出的 E-G 两步法以及 Johansen 和 Juselius 提出的极大似然法(称为 JJ 法)。E-G 两步法只能适合于单方程的协整检验;而 JJ 法不仅能检验变量之间是否存在协整关系,而且可准确确定出协整向量个数。由于本文涉及 4 个变量,建立了多个方程,故采用 JJ 法进行协整检验^[6]。在进行检验之前,首先要确定计量模型的最优滞后期,这里根据无约束 VAR 模型的残差分析和 AIC 准则来确定其最优滞后期为 2。由此,协整检验的 VAR 模型滞后期确定为 1。协整检验结果如表 2 所示。

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 值	临界值	检验结果
<i>LEC</i>	-1.599383	-3.7119	非平稳
<i>LWG</i>	-3.015591	-3.8288	非平稳
<i>LID</i>	-2.342799	3.7347	非平稳
<i>LED</i>	-2.122567	-3.7611	非平稳
<i>DLEC</i>	-1.341091	-1.9658	非平稳
<i>DLWG</i>	-1.092869	-1.9658	非平稳
<i>DLID</i>	-1.856054	-1.9688	非平稳
<i>DLED</i>	-2.837149	-3.1483	非平稳
<i>DDLEC</i>	2.121124	-1.9677	平稳
<i>DDLWG</i>	-5.042879	-1.9677	平稳
<i>DDLID</i>	3.121211	-1.9699	平稳
<i>DDLED</i>	-4.384971	-1.9677	平稳

表 2 JJ 检验结果(in VAR lags=1)

特征值	似然比统计量	5%临界值	1%临界值	原假设 H ₀
0.931996	102.4118	47.21	54.46	None**
0.923724	59.40073	29.68	35.65	At most 1**
0.626177	18.22642	15.41	20.04	At most 2*
0.143738	2.482857	3.76	6.65	At most 3

注:“**”表示 1% 的显著水平(置信水平为 99%)拒绝原假设;“*”表示 5% 的显著水平(置信水平为 95%)拒绝原假设。

由表 2 可知,变量 *LEC*、*LWG*、*LID*、*LED* 之间存在长期均衡关系,在 5% 的显著水平下它们之间有 3 个协整关系,其协整方程如式(1)、式(2)、式(3)所示,其中括号内的数值为标准差。

$$LWG = 7.9658 + 0.3729 \times LED; \quad (1)$$

(0.03523)

$$LEC = 8.3929 + 0.3376 \times LED; \quad (2)$$

(0.02815)

$$LID = 3.5252 + 0.0959 \times LED. \quad (3)$$

(0.00224)

协整方程的误差修正项可表示为 ECM,如式(4)、式(5)、式(6)所示。

$$ECM_1 = LWG - 7.9658 - 0.3729LED; \quad (4)$$

$$ECM_2 = LEC - 8.3929 - 0.3376LED; \quad (5)$$

$$ECM_3 = LID - 3.5252 - 0.0959LED. \quad (6)$$

由协整方程(1)、(2)、(3)可知,总的 GDP 每增加 1%,工业废气的排放量增加 0.37%,能源消费量增加 0.33%,第二、第三产业国内生产总值之和占总 GDP 的比重增加 0.09%。

1.4 Granger 因果关系检验

Granger 和 Sims 提出了两变量单方程线性因果关系的数学模型。Granger 因果性检验的主要思想是:在序列 *X_t* 和 *Y_t* 消除了趋势之后,如果利用过去的 *X_t* 和 *Y_t* 的值一起对 *Y_t* 进行预测,比单用 *Y_t* 的过去值预测的效果更好的话,那么序列 *X_t* 和 *Y_t* 存在因果关系,这种关系称为格兰杰(Granger)因果

关系。LEC、LWG、LID、LED 的 Grange 因果关系检验结果如表 3 所示。

表 3 格兰杰因果关系检验结果

原假设	样本数	F 统计值	接受原假设的概率
LWG 不是 LID 因果关系	18	0.95711	0.41380
LID 不是 LWG 因果关系	18	3.55367	0.06449
LEC 不是 LID 因果关系	18	0.3945	0.68318
LID 不是 LEC 因果关系	18	3.07554	0.08691
LEC 不是 LWG 因果关系	18	3.29394	0.07568
LWG 不是 LEC 因果关系	18	14.4601	0.00083
LED 不是 LID 因果关系	18	12.5653	0.00144
LID 不是 LED 因果关系	18	2.79279	0.10451
LED 不是 LWG 因果关系	18	2.46438	0.13051
LWG 不是 LED 因果关系	18	0.87792	0.44285
LED 不是 LEC 因果关系	18	4.06964	0.04754
LEC 不是 LED 因果关系	18	0.06041	0.94169

由表 3 可知,工业废气排放量和工业化水平存在单方向的格兰杰因果关系,工业化水平是工业废气排放量的格兰杰原因(概率为 $99.94\% = 1 - 0.06\%$),这说明随着第二、第三产业比重的增加,工业废气的排放量也在增加。能源消费量和工业化水平也存在单方向的格兰杰因果关系,工业化水平是能源消费的格兰杰原因(概率为 $99.92\% = 1 - 0.08\%$),说明随着工业化进程的加快,能源消耗量在增加。同样,经济增长和能源消费量、工业废气的排放量之间也存在单方向的格兰杰因果关系,随着 GDP 的增长,能源消费量和工业废气的排放量也在增长(概率分别为 $99.96\% = 1 - 0.04\%$ 、 $99.87\% = 1 - 0.13\%$)。GDP 和工业化水平存在双向的格兰杰因果关系,说明随着经济增长,第二、第三产业所占的比重在增加;同时,由于第二、第三产业的比重在增加,因此 GDP 也在逐步增加;二者相互影响。

1.5 向量误差修正模型

误差修正模型的最初使用主要是为了建立短期的动态模型,以弥补长期静态模型的不足,它既能反映不同时间序列间的长期均衡关系,又能反映短期偏离向长期均衡修正的机制。首先对序列进行协整分析,以发现序列之间的协整关系,即长期均衡关系。其次,求出协整系数并以这种关系构成误差修正项,然后将误差修正项看作是一个解释变量,连同其他反映短期波动的解释变量一起建立短期模型,即误差修正模型(ECM)^[7-8]。误差修正模型是短期动态模型。

当变量序列不平稳的时候,采用 ECM 可以避免伪回归的问题。分析上面所建立的能源消费、工业废气排放量和工业化水平及经济增长的长期均衡方程,结果表明存在误差修正模型。根据 Hendry

等提出的从一般到特殊的建模方法,将不显著的变量逐步排除,从而得到最终较为简洁的误差修正模型,如方程(7)、(8)、(9)、(10)所示,其中括号内数值为 t 统计值。

$$DLWG_t = -9.689 \times DLID_{t-1} + (-5.09)$$

$$1.7227 \times DLED_{t-1} - 0.7593 \times ECM_{2t-1} \quad (7)$$

$$(6.77) \quad (-4.68)$$

$$\text{其中, } R^2 = 0.62, \text{ Adj } R^2 = 0.57, SE = 0.035998,$$

$$D.W. = 2.19, LM(1) = 0.2635(0.6169).$$

$$DLEC_t = -0.053 + 0.7992 \times LEC_{t-1} - (-1.68) \quad (3.96)$$

$$4.5218 \times DLID_{t-1} + 1.2142 \times DLED_{t-1} - 0.47 \times ECM_{2t-1} \quad (8)$$

$$(-2.33) \quad (2.30) \quad (-3.77)$$

$$\text{其中, } R^2 = 0.74, \text{ Adj } R^2 = 0.64, SE = 0.021976,$$

$$D.W. = 1.38, LM(1) = 0.9344(0.3565).$$

$$DLID_t = -0.0195 - 0.8118 \times DLID_{t-1} + (-3.29) \quad (-2.58)$$

$$0.416 \times DLED_{t-1} - 1.0188 \times ECM_{3t-1} \quad (9)$$

$$(4.34) \quad (-5.53)$$

$$\text{其中, } R^2 = 0.76, \text{ Adj } R^2 = 0.70, SE = 0.004106,$$

$$D.W. = 1.66, LM(1) = 0.3469(0.5677).$$

$$DLED_t = 1.2272 \times DLED_{t-1} - 2.0529 \times DLID_{t-1} - (8.98) \quad (-2.02)$$

$$2.1739 \times ECM_{3t-1} \quad (10)$$

$$(-3.03)$$

$$\text{其中, } R^2 = 0.53, \text{ Adj } R^2 = 0.46, SE = 0.020205,$$

$$D.W. = 1.43, LM(1) = 1.2143(0.2920).$$

从上述各模型的各种统计量来看,模型结果令人满意。各模型拟合优度 R^2 值较大,方程标准差 SE 很小,变量显著性检验的 t 统计值都很高。由 D.W. 统计量可知,各残差序列不存在序列相关,LM(1)为 1 阶序列自相关的 LM 检验,括号内的数值是接受零假设的概率。从方程(7)、(8)、(9)、(10)所示的误差修正模型来看,误差修正项系数为负,符合反向修正机制,而且调整的力度很大。

由方程(7)、(8)可知,工业废气排放量和能源消费的变动在短期内主要受工业化水平和经济增长变动的影 响。工业化水平的变动影响为负,而经济增长的影响为正,这两个误差修正项前的负数表明:能源消费量与总 GDP 的长期均衡会使短期内能源消费量的非均衡状态逐渐向长期均衡状态趋近。工业废气排放量也可做类似的解释。由方程(9)可知,工业化水平的波动在短期主要受其自身和经济增长的影响,经济增长每变动 1%,工业化水平就增加 0.416%;这同时也表明能源消费的变化对其影响在

当期和滞后一期很小,可能在滞后几期以后才会表现出来。方程(10)得到的结果与方程(9)的结果类似。

2 主要结论与建议

1)通过单位根检验,能源消费、工业废气排放、工业化水平、经济增长这4个变量的原序列和一阶差分序列都是非平稳序列,二阶差分序列都是平稳序列,单整阶数相同,符合协整检验的必要条件。经过JJ检验,它们之间存在长期均衡关系。由协整方程(1)、(2)、(3)可知,总GDP每增加1%,工业废气的排放量增加0.37%,能源消费量增加0.33%,第二、三产业的国内生产总值之和占总GDP的比重增加0.09%。

2)在格兰杰因果检验结果中,经济增长和工业化水平是能源消费量、工业废气排放量的格兰杰原因;经济增长和工业化水平互为因果关系,能源消费量和工业废气排放量互为因果关系。随着GDP与第二、第三产业比重的增加,能源消费量、工业废气排放量也在逐步增加,这说明我国的经济增长方式还处于粗放型、数量型增长方式,还没有转到质量型、效益型增长方式上来;能源的使用效率不高,经济增长主要依靠高投入、高消耗带动。工业化水平随着经济增长在提高,这符合产业结构演变的规律。一般来说,随着经济增长,第一产业的比重逐步下降,第二、三产业的比重逐步上升;同样于第二、三产业比重的上升也带动了经济增长,二者相互促进。

3)在向量误差修正模型中,被解释变量波动可以分为两部分:一部分是短期波动,另一部分是长期均衡,各个差分项反映了变量短期波动的影响。根据方程(7)至方程(10)的参数估计量,工业废气排放量的波动在短期主要受经济增长和工业化水平的影响。能源消费量的波动在短期受其自身、工业化水

平和经济增长的影响,其中,经济增长和工业化对能源消费量波动的影响要大些。工业化水平的波动在短期主要受其自身和经济增长的影响。经济增长的波动同样是受其自身和工业化水平的影响。4个方程误差修正项系数均为负值,显著小于零,符合反向修正机制。方程(7)表明:工业废气排放量与经济增长的长期均衡,促使短期内工业废气排放量的非均衡状态逐渐向长期均衡状态趋近。方程(8)表明:能源消费量与经济增长长期均衡,促使短期内能源消费量的非均衡状态逐渐向长期均衡状态趋近。方程(9)和(10)可作类似的解释。

4)为提高能源利用效率、减少环境污染,应该转变经济增长方式,即由数量型向质量型转变,并优化产业结构,逐步提高第三产业的比重,进而保证经济可持续发展和资源可持续利用。

参考文献

- [1] 吴巧生,成金华.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(4):30-37.
- [2] 国涓.我国能源消费与环境污染关系的分析[J].商业经济,2008(11):8-9.
- [3] 蔡风景,李元.我国能源消费和经济增长的因果关系研究[J].统计决策,2008(9):118-120.
- [4] DICKEY D A, FULLER W A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root[J]. Journal of the American Statistical Association, 1979, 74 (366):427-431.
- [5] 易丹辉.数据分析与Eviews应用[M].北京:中国统计出版社,2002.
- [6] JOHANSEN S. Statistical analysis of cointegration vectors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1998 (12):231-254.
- [7] 张晓峒.计量经济分析[M].北京:经济科学出版社,2000.
- [8] 迪博尔德.经济预测[M].2版.张涛,译.北京:中信出版社,2003.

Empirical Analysis on Relationships among Energy, Environment, Industrialization and Economic Growth in China

Zhang Lifeng

(Department of Economics, Northeastern University at Qinhuangdao, Qinhuangdao Hebei 066004, China)

Abstract: Applying the econometric theory and establishing the vector error correction model, this paper analyzes the relationships among economic growth, industrialization, energy consumption and environment pollution through cointegration test and Granger causality test. The results show that: there exist long-term equilibrium relations among economic growth, industrialization, energy consumption and environment pollution; economic growth and industrialization are the Granger causes of energy consumption and environment pollution, and there is the interaction between them; economic growth and industrialization are the main factors influencing energy consumption and environment pollution in a short time.

Key words: energy; environment; industrialization; economic growth; cointegration; vector error correction model