

doi: 10. 3969/j. issn. 1008-6439. 2009. 06. 008

能源消费与经济增长因果关系研究^{*}

——基于中国省级面板数据的实证分析

许广月

(华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要:运用面板单位根检验、异质面板协整检验和面板因果检验方法,检验中国 30 个省市区 1986—2006 年能源消费与经济增长的因果关系,结论表明:(1)从长期来看,东部沿海和西部地区存在能源消费与经济增长的双向因果关系,中部和东北地区存在从能源消费到经济增长的单向因果关系;(2)从短期来看,东部沿海和西部地区存在能源消费与经济增长的双向因果关系,中部地区存在从经济增长到能源消费的单向因果关系,东北地区存在从能源消费到经济增长的单向因果关系。该结论为制定合理的能源消费长期战略与短期政策提供了科学依据。

关键词:能源消费;经济增长;面板因果检验;东部地区;中部地区;西部地区;东北地区

中图分类号: F224. 0; F061. 2; F127 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-6439(2009)06-0045-08

Research on the Granger Causality between Energy Consumption and Economic Growth

—Empirical Analysis Based on the Provincial Panel Data of China

XU Guang-yue

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Hubei Wuhan 430074, China)

Abstract: This paper applies the panel unit root, heterogeneous panel co-integration and panel causality test to survey the causal relationship between energy consumption and economic growth. The empirical results show that there is long-term bi-directional causality between energy consumption and economic growth in east and west of China, while there is just long-term unidirectional causality running from energy consumption to economic growth in central and north-east area. Moreover, there is short-term bi-directional causality between energy consumption and economic growth in east and west area, while there is just short-term unidirectional causality running from energy consumption to economic growth in north-east area, but the central area is on the contrary. These results provide a scientific basis for long-term strategy and short-term policy of energy consumption.

Key words: energy consumption; economic growth; panel causality test; east area; middle area; west area; northeast area

引言

中国现在不仅是一个发展中大国,而且是能源生产和能源消费第二大国,因此能源问题是中国经济社会发展、现代化建设和和平崛起的焦点、热点

和难点问题。自从 2003 年中国成为仅次于美国的第二大能源消费国后,近几年中国煤、电、油供应全面紧张,能源对外依存度,特别是石油对外依存度不断提升,已由 1993 年的 7% 提高到 2005 年的

* 收稿日期: 2009-08-11

作者简介:许广月(1982—),男,山东聊城人;博士研究生,在华中科技大学经济学院学习,主要从事发展经济学和资源环境经济学研究。

44%,能源消费弹性系数已连续几年超过 1。

面对国际市场能源供求关系的紧张局势,中国能源问题变得日益严重,于是提出了“节能减排”的战略。“节能”在减少能源消费的同时,是否会阻碍经济增长,这是一个值得关注和研究的课题。这个问题和能源消费与经济增长的因果关系有很大关联。如果存在从能源消费到经济增长的因果关系,则说明节约总量型能源消费政策不可取;如果存在从经济增长到能源消费的因果关系,则节约总量型能源消费政策无关紧要;如果两者独立,则说明能源消费增加或减少不会影响经济增长。

自从 20 世纪 70 年代第一次能源危机发生后,经济学家不断把能源引入到经济领域的研究中,很多经济学家对两者间的因果关系进行了实证研究。根据实证分析方法的不同,可分为三个阶段:

第一阶段:20 世纪 70 年代—20 世纪 80 年代末。这个阶段是以传统的 VAR 模型为基础,用年度(季度)数据检验两者的因果关系,而没有对数据的平稳性进行计量检验。较早实证研究两者关系的是 Kraft 和 Kraft (1978),他们利用美国 1947—1974 的年度数据,采用双变量 Sims 因果检验方法进行了开拓性研究,认为美国存在从 GNP 到能源消费的单向因果关系;^[1] Yu 和 Hwang (1984)把上面的样本区间扩展到 1947—1979 年,结果发现能源消费与 GNP 增长之间不存在因果关系;^[2] Yu 和 Choi (1985)认为美国能源消费与经济增长独立,而韩国存在从经济增长到能源消费的因果关系,菲律宾则存在从能源消费到经济增长的因果关系。^[3] 这一阶段的特点是直接利用数据对两者间的关系进行检验,没有考虑数据的平稳性。

第二阶段:20 世纪 90 年代初—2004 年左右。这一阶段突破了上一阶段的致命缺陷,把协整理论和误差纠正模型应用于两者间关系的检验。Yu 和 Jin (1992)认为美国并不存在能源消费与经济增长之间的长期协整关系;^[4] Soytas 和 Sari (2003)发现阿根廷存在双向因果关系,韩国存在从经济增长到能源消费的单向因果关系,印尼和波兰则不存在任何方向的因果关系;^[5] Oh 和 Lee (2004)认为韩国存在能源消费与经济增长的双向因果关系。^[6] 这一阶段的特征是:利用协整和误差纠正模型,实证分析了能源消费与经济增长的关系。虽然在因果关系检验前,用现代计量经济学处理技术检验了数据的平稳性,但是主要的缺点是样本数据较少,单位根

和协整的“检验势”低。

第三阶段:2005 年至今。这个阶段的基本特征是应用面板单位根、协整和因果关系的方法,对两者间的关系进行检验。首先应用这一方法的是 Lee (2005),他以 18 个发展中国家(不包括中国)的 1975—2001 的年度数据为样本数据,构建了三变量(包括 GDP、能源消费 EC 和资本存量 K)的模型,利用 Pedroni (1999)提出的异质面板协整和因果检验方法,研究结果表明:18 个发展中国家无论是长期还是短期都存在从能源消费到经济增长的单向因果关系。^[7]

A F Iriani (2006)发现 6 个 GCC 国家(包括科威特、巴林、阿曼、卡塔尔、沙特阿拉伯、阿拉伯联合酋长国)的两变量间存在长期协整关系,在短期内存在从经济增长到能源消费的单向因果关系。^[8]

Mahadevan 和 Asafu-Adjaye (2007)认为能源出口的发达国家无论长期还是短期都存在能源消费与经济增长的双向因果关系,而发展中国家在短期存在从能源消费到经济增长的单向因果关系;能源进口的发达国家长期和短期都存在双向因果关系,而发展中国家在短期则存在从能源消费到经济增长的单向因果关系。^[9]

这一阶段突破了传统单位根和协整检验方法的缺陷,在面板单位根、面板协整和因果关系检验的基本逻辑框架下,分析了能源消费与经济增长的因果关系。面板数据扩充了样本容量,提高了自由度,同时减轻了共线性、异方差,从而增强了估计的有效性,提高了检验势。

国内学者对能源消费与经济增长关系的实证研究开始于赵丽霞和魏巍贤 (1998)。^[10] 他们把能源因素加入到柯布-道格拉斯函数,构造了三变量的 VAR 模型,但是他们并没有考虑变量的平稳性;林伯强 (2003)^[11] 构造了三变量的协整和误差纠正模型,研究了电力消费和经济增长的因果关系;吴巧生等 (2008)^[12] 利用面板单位根、协整和因果关系检验方法,但是模型仅涉及 GDP 和能源消费两个变量。

本文利用最近发展的面板单位根、异质面板协整和因果关系检验方法,与吴巧生等 (2008)学者的方法有四点区别:第一,本文模型不仅包括能源消费、GDP,而且还包括资本(用固定投资表示)和劳动力(用三次产业就业人数表征);第二,本文充分考虑了中国区域的“门槛效应”,在全国面板数据

下,细分为四个子面板,分别是东北、东部沿海、中部和西部;第三,本文的时间跨度是从1986年到2006年,从而有别于吴巧生等(2008)学者的模型;第四,因为以上三点的差别,所以本文结论和吴巧生(2008)分析结果不同,详细见本文的第三部分。

一、模型、方法和数据

1. 模型设定

现代经济增长理论通过构建合意的生产函数,研究现代经济增长的作用机制和平衡增长路径。无论是新古典增长模型,还是新增长模型,都是建立在合意的生产函数的基础上,因此,生产函数的构建是现代经济增长存在“卡尔多稳态”的关键所在。

本文根据现代经济增长理论,构建包括能源消费的四变量生产函数: $Y_t = f(K_t, L_t, E_t)$ 。其中, Y_t 为实际GDP, K_t 是资本存量, L_t 为总劳动力人数, E_t 表示能源消费总量。

为了避免异方差和便于以后的实证分析,本文采取以下自然对数形式的面板计量模型:

$$\ln(Y_{it}) = \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 \ln(E_{it}) + u_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示横截面, $i = 1, 2, \dots, 30$; t 表示时间, $t = 1986, 1987, \dots, 2006$ 。 u_{it} 是包括个体效应的残差。

2 检验方法

本文采取异质面板协整、因果方法来分析能源消费与经济增长的因果关系,基本思路包括三步:第一,面板单位根检验,分析面板数据的稳定性,为协整分析奠定基础。第二,异质面板的协整分析,检验能源消费是否与经济增长存在长期均衡关系。第三,如果能源消费和经济增长存在长期均衡关系,应用面板误差纠正模型进行短期和长期的能源消费与经济增长的因果关系检验。

为了避免“伪回归”,首先对数据进行单位根检验。发展至今,在能源经济文献中常用的面板单位根检验主要有 LLC 检验和 IPS 检验。但是 LLC 单位根检验是针对同质面板而言的,而在现实中,由于每一个体存在差异,因此,本文采用 LPS 检验方法。^[13]

IPS 检验是把 ADF 原理应用到面板数据的产品,它允许面板数据中的每个个体的不同,其检验式为:

$$y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} y_{it-j} + \delta_i' + u_{it} \quad (2)$$

$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$

其中 u_{it} 服从 $ID(0, \sigma^2)$ 。

它的原假设为: $\alpha_i = 0, i = 1, 2, \dots, N$,即存在单位根,备择假设至少一个 α_i 不为零。其核心思想是利用(2)式对 N 个个体估计出 N 个 α_i 和计算出相应的 t 。构造 IPS 检验统计量 \bar{t} 作出判断。

$$\bar{t} = \frac{[\bar{t} - E(\bar{t})]}{\sqrt{\text{Var}(\bar{t})}/N} \sim N(0, 1)$$

其中, $\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i$, $\bar{\cdot}$ 表示均值。

利用其给定的临界值,判断变量是否存在单位根。如果 IPS 检验统计量大于临界值,则存在单位根,反之不存在。

第二步是利用异质面板协整检验分析能源消费与经济增长的长期均衡关系。考虑到中国能源消费和经济增长的“门槛效应”,本文采用 Pedroni (1999)提出的异质面板协整的检验方法,^[14]模型如下:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + e_{it} \quad (3)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T; N$ 表示样本单位数目, T 表示样本的时间跨度; y_{it} 和 x_{it} 分别是观测到的 NT 行 1 列的向量和 NT 行 M 列的向量。Pedroni 在原假设(没有协整关系)条件下构造了七个统计量,其中 4 个“联合组内”尺度的统计量,用“Panel”表示;另外 3 个“组间”尺度的统计量,用“Group”表示。Pedroni 证明这七个统计量均渐进服从 $(0, 1)$ 的正态分布,并且给出了临界值。如果计算出来的统计量大于临界值,则拒绝原假设,表明存在长期协整关系;反之,则不存在协整关系。

长期协整关系只表明变量间至少存在一个方向的因果关系,但是,变量间因果关系的具体方向是不明确的。为此,为了判断能源消费与经济增长的因果关系,需在前两步的基础上采用 E - G 两步法程序进行面板因果关系检验。第一,根据上一步建立的长期协整模型估计出残差;第二,依据 Holtz-Eakin 等(1988)的分析,^[15]把长期协整模型估计出的残差作为自变量,构建面板误差纠正模型,进行短期和长期因果关系检验。

3 数据

本文利用中国 30 个省市区(不包括港、澳、

台;由于西藏数据缺失,故未对西藏进行分析)的 GDP、能源消费、固定投资总额(代表资本存量)、劳动力就业人数(用三产从业人数表示)共 630 个数据,样本区间为 1986—2006 年。数据来源为 1987 年到 2007 年的《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》以及中国自然资源数据库网(www.naturalresources.csdb.cn)等。其中 GDP 数据为实际 GDP,即用当期 GDP 除以当期价格表示,资本存量用固定投资总额表示,劳动力人数用三产就业人数表征。30 个省市区 2006 年三次产业的就业人数有的没有(除了北京、山西和湖南)数据,没有数据的省份本文利用其预测值。

考虑到“门槛效应”,本文把中国细分为东北、东部沿海、中部和西部地区四大区域。其中东北包括辽宁、吉林和黑龙江;东部沿海包括北京、天津、

河北、上海、山东、江苏、浙江、福建、广东和海南;中部包括山西、安徽、河南、江西、湖北和湖南;西部包括陕西、内蒙古、新疆、甘肃、青海、宁夏、广西、四川、重庆、云南和贵州。

二、实证分析

1. 面板单位根检验

利用 IPS 检验方法,对数据的平稳性进行检验,结果见表。由表 1~5 可知,东北、东部沿海、中部和西部四个子面板以及中国整个面板中 LnY 、 LnE 、 LnK 和 LnL 的水平值有单位根,而它们的一阶差分(无论是含有截距项还是同时含有截距项和趋势项)大多数在 5% 的显著水平上拒绝单位根假设,意味着四个子面板和全国面板中 LnY 、 LnE 、 LnK 和 LnL 是一阶差分平稳的,为 $I(1)$ 。

表 1 东北子面板单位根检验

变量	水平值			一阶差分		
	T 统计量	P 值	检验式	T 统计量	P 值	检验式
LnY	-0.11	0.46	含截距项	-2.19	0.01*	含截距项
LnY	-0.03	0.49	含趋势和截距项	-1.31	0.09***	含趋势和截距项
LnE	3.37	1.00	含截距项	-2.28	0.01*	含截距项
LnE	1.07	0.86	含趋势和截距项	-1.66	0.04**	含趋势和截距项
LnK	3.53	1.00	含截距项	-1.67	0.04**	含截距项
LnK	-0.96	0.17	含趋势和截距项	-3.20	0.00*	含趋势和截距项
LnL	-0.44	0.32	含截距项	-3.25	0.00*	含截距项
LnL	0.80	0.79	含趋势和截距项	-2.29	0.01*	含趋势和截距项

注: *、**、*** 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著,下同。

表 2 东部沿海子面板单位根检验

变量	水平值			一阶差分		
	T 统计量	P 值	检验式	T 统计量	P 值	检验式
LnY	1.23	0.89	含截距项	-2.20	0.01*	含截距项
LnY	-1.15	0.99	含趋势和截距项	-2.72	0.00*	含趋势和截距项
LnE	8.59	1.00	含截距项	-6.43	0.00*	含截距项
LnE	0.76	0.78	含趋势和截距项	-6.56	0.00*	含趋势和截距项
LnK	0.48	0.68	含截距项	-2.56	0.00*	含截距项
LnK	-1.23	0.99	含趋势和截距项	-3.89	0.00*	含趋势和截距项
LnL	2.62	1.00	含截距项	-3.35	0.00*	含截距项
LnL	0.73	0.77	含趋势和截距项	-1.64	0.05**	含趋势和截距项

表 3 中部子面板单位根检验

变量	水平值			一阶差分		
	T统计量	P值	检验式	T统计量	P值	检验式
LnY	0.33	0.37	含截距项	-2.36	0.01*	含截距项
LnY	-1.22	0.11	含趋势和截距项	-2.39	0.01*	含趋势和截距项
LnE	6.68	1.00	含截距项	-3.28	0.00*	含截距项
LnE	0.40	0.65	含趋势和截距项	-3.02	0.00*	含趋势和截距项
LnK	3.42	1.00	含截距项	-5.19	0.00*	含截距项
LnK	-1.57	0.95	含趋势和截距项	-4.12	0.00*	含趋势和截距项
LnL	0.65	0.74	含截距项	-2.59	0.00*	含截距项
LnL	-1.69	0.91	含趋势和截距项	-2.36	0.05**	含趋势和截距项

表 4 西部子面板单位根检验

变量	水平值			一阶差分		
	T统计量	P值	检验式	T统计量	P值	检验式
LnY	2.68	1.00	含截距项	-4.22	0.00*	含截距项
LnY	3.33	1.00	含趋势和截距项	-2.76	0.01*	含趋势和截距项
LnE	7.68	1.00	含截距项	-2.42	0.01*	含截距项
LnE	5.18	1.00	含趋势和截距项	-2.39	0.01*	含趋势和截距项
LnK	5.49	1.00	含截距项	-5.11	0.00*	含截距项
LnK	-1.75	0.95	含趋势和截距项	-2.90	0.00*	含趋势和截距项
LnL	1.65	0.95	含截距项	-2.89	0.01*	含截距项
LnL	0.59	0.72	含趋势和截距项	-3.01	0.01*	含趋势和截距项

表 5 全国面板单位根检验

变量	水平值			一阶差分		
	T统计量	P值	检验式	T统计量	P值	检验式
LnY	3.69	0.99	含截距项	-8.09	0.00*	含截距项
LnY	-1.68	0.09***	含趋势和截距项	-5.27	0.00*	含趋势和截距项
LnE	13.88	1.00	含截距项	-10.32	0.00*	含截距项
LnE	0.84	0.80	含趋势和截距项	-9.90	0.00*	含趋势和截距项
LnK	5.65	1.00	含截距项	-8.99	0.00*	含截距项
LnK	-3.55	0.10*	含趋势和截距项	-6.47	0.00*	含趋势和截距项
LnL	2.25	0.98	含截距项	-7.58	0.00*	含截距项
LnL	-0.56	0.29	含趋势和截距项	-2.08	0.01*	含趋势和截距项

2 异质面板协整检验

利用异质面板协整检验方法,检验它们之间的长期协整关系,结果见表 6。

由上面的分析可知, LnY 、 LnE 、 LnK 和 LnL 是 $I(1)$ 过程,所以这四变量可能存在长期协整关系。

表 6 四个子面板以及全国面板协整检验结果

统计量	全国	东北	东部沿海	中部	西部
Panel -	- 9.39(0.00 [*])	1.61(0.10 ^{***})	3.92(0.00 [*])	1.86(0.07 ^{***})	1.98(0.06 ^{***})
Panel -	10.35(0.00 [*])	2.00(0.05 ^{**})	2.14(0.04 ^{**})	2.03(0.05 ^{**})	2.03(0.05 ^{**})
Panel - PP	1.69(0.10 ^{***})	1.99(0.05 ^{**})	1.63(0.10 ^{***})	1.62(0.10 ^{***})	1.84(0.10 ^{***})
Panel - ADF	1.93(0.06 ^{***})	1.61(0.10 ^{***})	1.78(0.06 ^{***})	1.91(0.03 ^{**})	1.88(0.09 ^{***})
Group -	12.57(0.00 [*])	2.59(0.01 [*])	3.22(0.00 [*])	2.63(0.01 [*])	3.73(0.00 [*])
Group - PP	1.56(0.12)	2.43(0.02 ^{**})	1.32(0.15)	1.32(0.13)	2.62(0.01 [*])
Group - ADF	2.69(0.03 ^{**})	1.86(0.07 ^{***})	1.81(0.07 ^{***})	2.13(0.04 ^{**})	3.04(0.00 [*])

注:括号内为相应统计量对应的 P值(下同);滞后项根据 Schwarz最小信息原则确定。

根据表 6,无论是从全部样本数据来看,还是从东北、东部沿海、中部和西部四个子面板来看,大多数变量在 10%的显著水平上通过了显著性检验,尽管 Panel-PP和 Group-PP统计量效果不好,但是在小样本中,这两个统计量不影响这四个变量之间存在长期协整的结论。

3 面板因果分析

协整关系意味着存在至少一个方向的因果关系,但是具体的因果关系方向不得而知。所以,必须在长期协整分析的基础上,构建面板误差纠正模型,分析 LnY 和 LnE 具体的因果关系方向,结果见表 7。

表 7 四个子面板以及全国面板能源消费与经济增长因果关系检验结果

区域	变量	短期		长期	联合检验	
		$LnGDP$	LnE	(-1)	$LnGDP/(-1)$	$LnE/(-1)$
全国	$LnGDP$	F=0.60(0.55)		F=7.17(0.01 [*])	F=2.70(0.05 ^{**})	
	LnE	F=25.89(0.00 [*])		F=3.34(0.07 ^{***})	F=18.37(0.00 [*])	
东北	$LnGDP$	F=2.51(0.09 ^{**})		F=0.007(0.94)	F=1.79(0.19)	
	LnE	F=3.16(0.05 ^{**})		F=3.16(0.08 ^{***})	F=3.14(0.03 ^{**})	
沿海	$LnGDP$	F=4.60(0.01 [*])		F=13.54(p=0.00 [*])	F=6.85(0.00 [*])	
	LnE	F=26.79(0.00 [*])		F=9.33(0.00 [*])	F=20.11(0.00 [*])	
中部	$LnGDP$	F=0.68(0.51)		F=6.53(0.01 [*])	F=2.29(0.08 ^{***})	
	LnE	F=8.51(0.00 [*])		F=0.65(0.42)	F=5.80(0.00 [*])	
西部	$LnGDP$	F=8.22(0.00 [*])		F=18.65(0.00 [*])	F=12.44(0.00 [*])	
	LnE	F=10.89(0.00 [*])		F=4.14(0.04 ^{**})	F=9.71(0.00 [*])	

根据表 7,在东北地区短期“能源消费不是经济增长的 Granger原因”的检验中, F值为 2.51,其对应的 P值为 0.09,这说明在 5%的显著水平下,能源

消费不是经济增长的原因;在长期的检验中, F值为 0.007,表明能源消费不是经济增长的原因;在长期和短期的联合检验中, F值为 1.79,说明联合强检验

没有通过。这意味着在东北区域内能源消费对于经济增长无关紧要,不构成经济增长的一个制约因素。因此,能源总量节约型经济增长模式可行,节约能源无论是在长期,还是在短期都不会对经济增长造成影响。

另一方面,在短期“经济增长不是能源消费的 Granger原因”检验中,F值为 3.16,其对应的 P 值为 0.05,说明在 5%的显著水平上拒绝原假设;在长期的检验中,F值也为 3.16,而对应的 P 值为 0.08,说明在 5%的显著性水平上,接受原假设;但是在 10%的显著性水平上,无论在短期还是长期都要拒绝原假设,意味着短期和长期内经济增长是能源消费的 Granger原因。

总体而言,在东北区域内,长期和短期都存在从经济增长到能源消费的单向 Granger原因,这说明节约能源不会对经济增长造成影响。

同理可知,东部沿海地区,无论在长期还是在短期,都存在能源消费与经济增长的双向因果关系。这说明能源消费是经济增长的 Granger原因,同时经济增长也是能源消费的 Granger原因,意味着在东部沿海地区,同时实现节约能源和经济增长是行不通的。因此,能源消费总量节约型经济增长模式在东部不可取,节约能源消费势必阻碍经济增长。

在中部地区中,在短期,经济增长是能源消费的 Granger原因(F值为 8.51),能源消费不是经济增长的 Granger原因(F值为 0.68);而在长期,能源消费是经济增长的原因(F值为 6.53),经济增长不是能源消费的原因(F值为 0.65)。这说明,短期内能源消费减少不会影响经济增长,但是在长期,节约能源势必会影响经济增长。所以,中部地区在实施中部崛起战略时,必须要处理好长期和短期的能源消费与经济增长的关系,制定合适的能源政策。

在西部地区中,无论在长期还是在短期,都存在能源消费与经济增长的双向因果关系,这意味着无论在短期还是长期,能源消费总量节约型政策和战略在西部都不可取,可通过提高能源效率和能源替代率来实施能源结构型节约政策和战略。

从全国来看,在短期,能源消费不是经济增长的原因,而经济增长是能源消费的原因;但是在长期,能源消费与经济增长呈现双向因果关系。这说明节约能源在短期不会对经济增长造成影响,但是在长期,节约能源消费总量势必会阻碍经济增长。

这意味着目前中国建设能源节约型社会的政策是可取的。但是在长期条件下,能源消费总量节约型政策势必对经济增长造成不利影响。因此,中国要调整长期的能源消费战略,重点实施调整能源消费结构、提高能源消费效率和可再生能源与不可再生能源之间替代的战略,同时利用两个“市场”,加大与国际社会合作,保障能源安全。

三、结论与政策含义

本文利用最新发展的面板单位根、异质面板协整和因果关系检验方法,通过构建包括能源消费、资本和劳动力的四变量的面板数据模型,对我国能源消费和经济增长的因果关系进行了检验。分析结果表明:在东北地区,短期和长期都存在从能源消费到经济增长的单向因果关系;在东部沿海地区,无论短期还是长期,都存在能源消费与经济增长的双向因果关系;在中部地区,短期存在经济增长到能源消费的单向因果关系,长期存在从能源消费到经济增长的单向因果关系;西部地区短期和长期都存在能源消费与经济增长的双向因果关系;全国在短期存在从经济增长到能源消费的单向因果关系,长期则存在能源消费与经济增长的双向因果关系。

由以上结论可见,不同区域内能源消费与经济增长的短期和长期因果关系有所不同。(1)在东北地区,工业基础较好,能源较为充足,能源是经济增长的促进要素。所以,在该地区经济增长的过程中,首先要保障能源需求,满足经济增长的必要条件。(2)在东部沿海地区,得益于改革开放的宏观政策,该地区成为中国经济发展的第一阶梯,能源对于促进该地区的经济增长发挥着重要的作用;同时,经济增长推动了能源消费的增加,能源安全问题突出。特别是在东部沿海地区的产业结构呈现出“重化工”特征,“重化工”式的产业结构必然导致能源消费大、能源效率不高。所以,在东部沿海地区,调整产业结构是建设“资源节约型”社会的重要举措。(3)在中部地区,短期内经济的快速增长亟需能源支撑,这样就加大了对能源的消费,在长期内能源消费是促进经济增长的重要力量。所以,在短期节约能源不会对中部经济增长造成影响。中部地区要以湖北武汉城市圈和湖南长株潭“两型社会”建设为突破口,探索能源节约的新路径;而在长期则应充分利用丰富的煤炭、水电等资源,促进经

济又好又快发展。(4)在西部地区,经济发展较为落后,经济增长仍然是主要任务,所以,要发挥西部地区能源富集的优势,加快能源基础设施建设,培育新型能源产业,探索新的经济增长点,同时要密切注意能源需求的变化,确保能源安全。

这一结论为中国制定合适的能源消费政策与战略提供了科学依据。中国是一个发展中大国,区域资源禀赋存在显著差异,并且区域经济发展不平衡。所以,中国必须协调区域经济增长与能源消费的关系,依据区域经济发展与能源消费的因果关系,制定合意的区域能源消费政策与战略,确保区域能源消费和经济增长的长期均衡关系,使两者按照长期协整均衡路径进行合适的调整,实现宏观经济平稳、健康和有序的发展。

当前中国进行资源节约型和环境友好型社会建设,能源问题是个重要战略问题。因此,在建设“两型”社会时,必须高度注意能源消费与经济增长的关系,根据区域能源消费与经济增长的因果关系,制定不同的区域能源消费政策;针对长期和短期两者不同的因果关系,制定合适的能源消费的长期战略与短期政策和措施,以期实现“两型”社会建设进程的顺利推进。

参考文献:

- [1] Kraft J, A. Kraft On the Relationship between Energy and GNP[J]. The Journal of Energy and Development, 1978, 113: 401-403.
- [2] Yu E S H, B K Hwang The Relationship between Energy and GNP: Further Results[J]. Energy Economics, 1984, 6: 186-190.
- [3] YU E S H, Choi J Y The Causal Relationship Between Energy and GNP: An International Comparison[J]. Journal of Energy and Development, 1985, 10: 249-272.
- [4] Yu Eden S H, J C Jin Cointegration Tests of Energy Consumption, Income, and Employment[J]. Resource and Energy Economics, 1992, 14: 259-266.
- [5] Sjak S, Michiel N. The impact of energy conservation on technology and economic growth[J]. Resource and Energy Economics, 2003, 25: 59-79.
- [6] Oh W, Lee K Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP Revisited: The Case of Korea 1970 - 1999[J]. Energy Economics, 2004, 26: 51-59.
- [7] Lee C C. Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A Cointegrated Panel Analysis [J]. Energy Economics, 2005, 27: 415-427.
- [8] A F Iriani M. A. Energy-GDP Relationship Revisited: An Example From GCC Countries Using Panel Causality [J]. Energy Economics, 2006, 34: 3342-3350.
- [9] Mahadevan R, J Asafu-Adjaye Energy Consumption, Economic Growth and Prices: A Reassessment Using Panel VECM for Developed and Developing Countries [J]. Energy Policy, 2007, 35: 2481-2490.
- [10] 赵丽霞, 魏巍贤. 能源与经济增长模型研究 [J]. 预测, 1998(6): 32-34.
- [11] 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, (11): 18-27.
- [12] 吴巧生, 等. 中国能源消费与 GDP 关系的再检验——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 数量经济与技术经济研究, 2008(6): 27-40.
- [13] 张晓峒. EVIEWS使用指南与案例 [M]. 北京: 机械工业出版社, 2007.
- [14] Pedroni P. Critical Values For Cointegration Tests in Heterogeneous Panels With Multiple Regressors [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61: 653-670.
- [15] Holtz-Eakin D, Newey W, Rose H. Estimating Vector Autoregression With Panel Data [J]. Econometrica, 1988, 56: 1371-1391.

(编辑:南 北;校对:段文娟)