

· 经济 · 管理 · 发展 ·

中国石油消费和经济增长存在因果关系吗？

—— 一个基于长、短期 Granger 因果检验的分析

庞晓波¹ 刘刚¹ 王健男^{2*}

(1. 吉林大学商学院 吉林 长春 130012 2. 中国石油吉林分公司 吉林 长春 130000)

【内容摘要】在过去的20年中,国内外学者进行了大量有关能源和经济增长关系的研究,界定石油消费和经济增长之间因果关系及方向,具有重要的理论和实践意义。但目前学术界针对石油消费是否与经济增长存在一定的因果关系这一问题,至今仍未达成一致结论。缺乏对短期动态和长期均衡的区分研究,是导致经验结论不一致的重要原因。本文拟利用中国1980年—2006年的有关数据,检验得出增长模式的改变,是导致了石油消费和经济增长的长期的均衡关系的改变的诱因。长期来看,石油消费与经济增长存在着双向因果关系。在1993年—2006年,石油消费和经济增长存在短期 Granger 因果关系。

【关键词】石油消费 经济增长 长、短期 Granger 因果检验

中图分类号: F124.5

文献标识码: A

文章编号: 1007-9106(2008)05-0042-03

一、引言

随着经济的高速增长,我国石油消费量十分巨大,2002年已经取代了日本,成为仅次于美国的第二大石油消费国。目前中国正处在实现工业化的关键时期,也是经济结构、城市化水平、居民消费结构发生明显变化的阶段。从石油消费量来看,我国国民经济的快速增长以及产业结构的调整,刺激了石油消费量的迅速增长,从1980年的12477万吨上升到2003年的38091万吨。今后,受国民经济增长等因素的影响,石油消费需求在很长的时期内会呈现持续上升的趋势。石油供需矛盾问题越来越突出,已经成为制约我国经济发展的重要因素。

界定石油消费和经济增长之间因果关系及方向具有重要的理论和实践意义。如果存在着由经济增长到石油消费的单向因果关系,这表明可以在不影响经济增长的前提下推行石油节约政策;如果存在着由石油消费到经济增长的单向因果关系,这表明减少石油消费量会对经济增长和就业产生消极影响。

在过去的20年中,国内外学者进行了大量的有关能源和经济增长的关系的研究。马骏涛(2007)和张强(2006)等学者认为,石油消费将会是经济增长的限制因素;而肖强(2006)、王海昌(2006)等学者则倾向于石油消费的“中性假设”,即石油消费对经济增长的影响是中性的,不可能对经济增长产生重要影响。缺乏对短期动态和长期均衡的区分研究,是导致上述经验结论不一致的重要原因。

本文拟利用我国1980年—2006年的有关数据,在向量自回归模型(VAR)和误差修正模型(ECM)的框架下,检验并分析我国石油消费与经济增长是否存在短期或长期的因果关系和协整关系。本文结构安排如下:第二部分对本文拟使用的计量方法及模型的设定进行了分析;第三部分是本文的数据来源和模型的估计及检验结果;第四部分是

本文的结论。

二、现阶段中国石油消费的现状和特点

我国目前石油供需形势严峻,主要表现为储量和产量较少;需求增长过快;对外依存度较高;运输和贮存能力较小;随着未来经济社会持续快速发展,石油消费也将不断上升,而受本国资源制约,我国未来石油产量难以显著增加。因此,我国石油依赖进口已成定局。笔者有必要对我国石油需求增加和进口石油快速增长给予高度关注。1995年我国石油消费1.58亿吨,居世界第三位;2002年我国石油消费2.46亿吨,居世界第二位。2003年全球原油贸易量为20亿吨,我国原油进口0.9亿吨,占世界的4.5%,占我国原油消费总量的34%。假定,今后10—15年中国石油消费增长速度比过去10年的增长速度低1个百分点,即按4%测算,预计2010年、2015年和2020年的原油消费量将分别达到2.96亿吨、3.6亿吨和4.5亿吨,而且需求弹性不大。我国的石油消耗在逐年递增的同时,对进口石油的依赖度也在逐步提高。从1993年成为纯石油进口国以来,进口量逐年增加。预计到2010年,中国石油净进口量将增至1亿吨,2020年将增至2亿吨以上(2020年石油消费量控制在4.5亿吨左右,其中自产1.8亿吨,进口2.7亿吨,对国外石油的依存度达60%)成为仅次于美国的世界第二大石油进口国。我国石油储量接替准备不足,老油田稳产面临严峻形势。在全国已开发的油田中,综合含水率已达82%左右,油井自然递减率达1%左右,可采储量中已有一半以上油田采出程度偏高,这些老油田处于稳产临界状态或开始进入总体递减阶段,保持稳产有很大困难。与此同时,近十年来新区石油储量接替率一直处于较低水平,多数年份新增石油可采储量难以弥补当年采出油量,造成剩余可采储量和储采比下降,直接影响到原油产量的稳定增长。1995年—2006年12年间,我国石油消费呈现明显的

* 作者简介:庞晓波,吉林大学商学院教授,博士生导师;刘刚,吉林大学商学院博士研究生;王健男,中国石油吉林分公司精细化学品厂高级工程师。

阶段性特征。从 1995 年成为石油净进口国到 1999 年,石油消费处于中速增长长期,年均增长 830 万吨。从上世纪末开始,石油消费进入了高速增长长期,年均增长 1690 万吨。

三、经验分析结果

1. 数据来源及指标选取

本文选取中国经济增长指标:国内生产总值(GDP 单位:亿元)、石油消费总量(OC 单位:万吨)为研究对象。样本数据为 1980 年—2006 年的年统计值,观测个数共 54 个。相关数据源自中国统计年鉴。在实证分析前,分别对这两组时间序列数据进行取对数处理。

由于我国经济在 1992 年前后出现了新一轮的经济过热,表现为比较典型的粗放型增长。本文将样本区间分为 1980 年—1992 年和 1993 年—2006 年,分别进行研究。

2 单位根检验结果

表 1 是对所研究两组序列—国内生产总值和石油消费总量对数的单位根的检验结果。

表 1 单位根检验结果

1980年—2006年			
原序列	ADF	一阶差分	ADF
1 ^{ln} (GDP)	-1.34	D 1 ^{ln} (GDP)	-4.62*
1 ^{ln} (OC)	-1.95	D 1 ^{ln} (OC)	-4.97*
1980年—1992年			
原序列	ADF	一阶差分	ADF
1 ^{ln} (GDP)	-0.35	D 1 ^{ln} (GDP)	-5.47*
1 ^{ln} (OC)	-1.22	D 1 ^{ln} (OC)	-5.02*
1993年—2006年			
原序列	ADF	一阶差分	ADF
1 ^{ln} (GDP)	-2.41	D 1 ^{ln} (GDP)	-5.41*
1 ^{ln} (OC)	-2.83	D 1 ^{ln} (OC)	-5.86*

注: *代表在 5%的置信水平上显著。

由检验结果可以看到各原序列在 1980 年—2006 年、1980 年—1992 年、1993 年—2006 年的 ADF 绝对值均小于 1%、5%、10% 显著性水平下的临界值,原序列非平稳(有单位根)。再对各一阶差分序列进行平稳性检验,各一阶差分序列在 1% 的置信水平上达到平稳。

3 VAR 模型下的 Granger 因果检验结果

因为 GDP 和石油消费,均是一阶单整序列,并且在 1980 年—2006 年不存在协整关系。所以二者之间的 Granger 因果检验可以在其一阶差分 VAR 的框架下进行。标准的 Wald 检验统计量被用来判定是否存在因果关系。

由检验结果可以看到检验统计量 $F=0.032$ 小于 5% 置信水平下的临界值 4.08 说明了 GDP 不是石油消费的 Granger 因。同样检验统计量 $=6.14$ 大于 5% 置信水平下的临界值 4.08 说明石油消费是经济增长的 Granger 因。

4 误差修正模型 ECM 下的 Granger 因果检验结果

因为 GDP 和石油消费,均是一阶单整序列,并且在两个时间段 1980 年—1992 年和 1993 年—2006 年均存在协整关系。所以二者之间的 Granger 因果检验也可以误差修正模型的框架下进行。标准的 Wald 检验统计量被用来判定二者之间是否存在因果关系。

表 2 是 1980 年—1992 年间误差修正模型估计结果和 Granger 因果检验结果。

表 2 1980 年—1992 年 ECM 框架下的 Granger 因果检验

被解释变量	解释变量	系数值	值	Granger 因果检验值
D 1 ^{ln} (OC)	常数	-0.1432	-0.7339	$\chi^2(1) = 3.43$
	趋势	0.0003	0.543	
	误差修正项	-0.4332	-2.3264	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₁	0.5622	2.0677	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₂	0.2432	0.9563	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₃	0.0973	0.4231	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₄	0.05327	2.3241	
D 1 ^{ln} (GDP) ₋₁	0.9831	1.8637		
被解释变量	解释变量	系数值	值	Granger 因果检验值
D 1 ^{ln} (OC)	常数	-0.0304	-0.6953	$\chi^2(1) = 3.47$
	趋势	0.0028	1.8634	
	误差修正项	-0.2319	-2.8976	
	D 1 ^{ln} (GDP) ₋₁	0.2774	1.4631	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₁	0.1867	1.6873	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₂	-0.0774	-0.8746	
	趋势	0.0124	2.8437	
	误差修正项	-0.0877	-3.4567	
	D 1 ^{ln} (GDP) ₋₁	0.5224	1.4269	
	D 1 ^{ln} (GDP) ₋₂	-0.4754	-1.0231	
	D 1 ^{ln} (GDP) ₋₃	-0.3251	-1.5237	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₁	2.2346	2.9385	
	D 1 ^{ln} (OC) ₊₂	1.4637	2.3562	
D 1 ^{ln} (OC) ₊₃	0.8947	2.0634		

由检验结果可以看到检验统计量 $\chi^2(1) = 3.43$ 小于 5% 置信水平下的临界值 3.84 说明了在短期 GDP 不是石油消费的 Granger 因。同样检验统计量 $\chi^2(2) = 3.47$, 小于 5% 置信水平下的临界值 5.99 说明在短期石油消费也不是经济增长的 Granger 因。但也注意到两个误差修正项均显示出了统计的显著性,说明了在长期来看,石油消费与经济增长存在着双向因果关系。

由检验结果可以看到检验统计量 $\chi^2(1) = 0.28$ 小于 5% 置信水平下的临界值 3.84 说明了在短期 GDP 不是石油消费的 Granger 因。同样检验统计量 $\chi^2 = 9.02$ 大于 5% 置信水平下的临界值 7.81 说明在短期石油消费是经济增长的 Granger 因。但也注意到两个误差修正项均显示出了统计的显著性,说明了在长期来看,石油消费与经济增长存在着双向因果关系。

四、结论

学术界针对石油消费是否与经济增长存在一定的因果关系这一问题,至今仍未达成一致结论。本文利用我国 1980 年—2006 年的相关数据,在向量自回归模型(VAR)和误差修正模型(ECM)的框架下,检验并分析我国石油消费与经济增长是否存在短期或长期的因果关系和协整关系,

得到如下结论。

第一,在 1980 年—2006 年检验表明石油消费和经济增长不存在长期的均衡关系。而在两个时间段 1980 年—1992 年和 1993 年—2006 年,石油消费和经济增长均存在着长期的均衡关系。增长模式的改变,是导致了石油消费和经济增长的长期的均衡关系的改变的诱因。

第二,在 1980 年—2006 年基于 VAR 的框架下的 Grange 因果检验表明石油消费和经济增长不存在 Granger 因果关系。而基于 ECM 的框架下的 Grange 因果检验表明在 1980 年—1992 年间短期中石油消费与经济增长互不存在因果影响。而长期来看,石油消费与经济增长存在着双向因果关系。在 1993 年—2006 年,短期中石油消费是经济增长的 Grange 因,并且在长期来看,石油消费与经济增长存在着双向因果关系。

参考文献:

[1] Toda H Phillips P 1993 Vector autoregression and causality Econometrica 61(6), 1367—1394

[2] Toda H Phillips P 1994 Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study Econometric Reviews 13(2), 259—285

[3] Wei W X 2002 Study On the detemjants Of energy demand in China Journal Of Systems Engineering and Electronics 13(3), 259—285

[4] Zhu K F 2003 Rethinking Of oil proportion in China's energy consumption and structure in 2020 Oil & Petrochemical Today 11(6), 15—17

[5] 王海昌.石油消费对我国宏观经济的影响[J].宏观经济研究,2006(4):52—60

[6] 马骏涛.石油消费和石油安全的再分析[J].商业研究,2007(2):18—30

[7] 张强.我国石油安全性问题[J].资源科学,2006(7):44—59

[8] 肖强.石油消费与中国经济增长[J].发展研究,2006(4):33—45

(上接第 38 页)为家族势力的影响,候选人是本家族的成员,他们希望通过投票来为家族谋利,这是完全从功利主义的角度出发的。

三、几点建议

流动不仅改变了农民工的政治认知、政治态度等政治特征,也使其利益诉求发生了变化,这种变化必然会在农民工的政治参与的动机、目标指向上得到体现。因此,如何将一个为数庞大的阶层的变化的了的政治参与意愿通过制度化的办法予以满足,是政府必然考虑和解决的问题。否则,农民工就会通过非制度化的渠道来表达和维护自己的利益,从而造成政治不稳定,城市社会治安状况的恶化就是一例。

当然,由于农民工是我国体制转轨过程中的产物,有着其特殊性。因此,随着体制转轨的完成,这一特殊的阶层必然向其他阶层转化而趋于消亡,农民工的政治参与问题也就随之不复存在。但是,转轨过程需要一个较长的时间,在这些期间通过技术层面的创新,化解农民工政治参与中存在的问题,对于政治稳定和政治发展都具有十分重要的意义。

(1)修订有关法规,为农民工参与城市政治生活开辟途径。农民工因受传统的户籍制度限制很难参与到城市社区的管理当中,然而农民工却给流入地的经济做出了不可磨灭的贡献,自从他们进城务工开始便要接受当地相关部门的管理,便已经与当地政治系统发生了相互关系,因此,农民工理应纳入到当地的政治系统当中,应当有权参与当地的政治生活。所以,建议有关部门尽快修订有关法规,完善对选民资格的确认,并不一定非得得户籍所在地为标准,也可以居住时间作为标准之一。通过完善法制建设,将农民工的政治参与纳入制度化轨道,给农民工的政治参与创造更多的体制空间。

(2)提高农民工的组织化程度。在农民工比较集中的地方,可以通过当地政府和农民工协商的办法,建立农民工组织。这既有利于对农民工的管理,又有利于农民工意愿的表达,实现农民工有序化的政治参与。具体做法:一是,可以在农民工流入比较集中的社区建立农民工自治组织。二是,充分利用农民工中现有的自组织。这样做,既有利于表达和保护农民工的权益,又方便政府对农民工的管理。

(3)充分发挥媒介作用,加强宣传工作。以上两个建

议主要是针对长期在外务工,并且有固定的工作地点和工作岗位的农民工而言的。那么,针对流动性较强的农民工又怎样呢?根据前面的调查分析可以知道,对于候选人和选举时间不了解是造成农民工没有参与选举的原因之一。由于农民工外出后都经常性地与家里保持联系,所以政府应该充分把握好家庭这一媒介的宣传作用,加强选举工作的宣传力度。另外,在农民工组织建立起来的地方,可以在相关政府部门的引导下有效发挥农民工组织的作用,对农民工进行集中宣传,这样可以让广大农民工获得更多的政治信息,加强自身与政治系统的接触。

总之,农民工基于其身份的特殊性以及制度的缺失等原因,农民工处于农村和城市政治参与的边缘人状态,其政治参与逐渐陷入了主要体现在农村的制度参与虚置和体现在城区的非制度参与扩张的困境之中。这一趋势继续发展,必将严重破坏法律的严肃性,威胁到社会的稳定和整合,因此农民工的政治参与应特别引起人们的重视。

参考文献:

[1] 亨廷顿·纳尔逊.难以抉择——发展中国家的政治参与[M].华夏出版社,1988

[2] 刘应杰.中国城乡关系与中国农民工人[M].中国社会科学出版社,2000

[3] 陶东明,陈明明.当代中国政治参与[M].浙江人民出版社,1998

[4] 方江山.非制度政治参与——以转型期中国农民为对象分析[M].北京:人民出版社,2000

[5] 廖芝萍.农民工政治参与的困境与出路——基于和谐社会视角的分析[J].探索,2006(1).

[6] 郑传贵.流动人口政治参与边缘性的社会学研究[J].南京人口管理干部学院学报,2004(3).

[7] 安乐尼·奥罗姆.政治社会学[M].上海:上海人民出版社,1989

[8] 王学栋,梁栋.我国现阶段农民工政治参与的困境及其对策[J].湖南公安专科学校学报,2006(6).

[9] 习近平.以建设和谐社会的理念,有效解决好农民工问题[J].学习时报,2005—09—19