

# 中国能源商品贸易与经济增长关系研究

——基于1980~2012年数据的分析

张博<sup>1,3</sup>, 安亚人<sup>2,3</sup>

(1. 东北师范大学经济学院, 吉林 长春 130117; 2. 东北师范大学商学院, 吉林 长春 130117;

3. 东北师范大学人文学院, 吉林 长春 130117)

**[摘要]** 能源不仅是国家经济建设的基础,更涉及到国家经济安全。国家间参与世界能源再分配的主要方式是能源商品贸易。根据中国1980~2012年的相关数据,运用协整、误差修正模型、格兰杰因果关系检验的计量经济方法,对中国能源商品贸易与经济增长关系进行的实证分析表明,中国能源进、出口均与经济增长呈同向变动关系,中国经济的发展会扩大能源进、出口的规模,而能源进、出口对中国经济发展的贡献却不明显。

**[关键词]** 能源商品贸易; 经济增长; 误差修正模型; 格兰杰因果关系

**[中图分类号]** F752.65 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-9339(2014)03-0048-06

能源是人类社会赖以生存和发展的重要物质基础,在一定意义上,人类社会发展的历史也就是能源演进的历史。20世纪初以来,能源已经成为了各个国家对外政治、经济、军事、外交工作的一个重要部分,同时更是各国争夺的重点。在世界范围内,国家间参与能源再分配的主要方式是能源商品贸易,面对能源危机的预测,能源的输入、输出都将关系到国家经济安全。作为战略性的资源,能源在国家经济社会中既发挥着保障和促进作用,同时又制约着经济社会的发展。我国正处于工业化发展中期,经济发展依赖于高投入、高消耗的粗放型能源消费模式。近年来,我国工业化、城市化的进程正在随着经济增长而不断加快,能源便成为约束经济发展的主要瓶颈。石油、天然气、煤等能源的需求压力越来越大,并且已经处于必须以进口来弥补国内供给缺口的困境。中国能源需求的外部依赖性不断增加,使能源商品贸易在国家能源建设中的作用也不断地凸显出来。对我国能源商品贸易与经济发展之间的关系进行定量研究,有利于促进能源政策的合理调整。本文以中国1980~2012年的相关数据作为样本,对中国能源商品贸易与经济增长之间的关系进行研究。

## 一、文献回顾

经济发展从量化的指标看即经济增长,大量研究表明,贸易与经济增长之间存在密不可分的关系。英国古典经济学家亚当·斯密提出了动态生产率理论和“剩余产品出口”(Vent for Surplus)模型,指出对外贸易的扩大一定会使分工深化发展,从而使生产力提高,进而加速经济增长。<sup>[1]</sup>李嘉图的比较成本学说认为,进口廉价的初级产品可以缓解土地收益和利润下降而工资上涨的压力,从而为资本积累和经济增长提供保证。<sup>[2]</sup>20世纪30年代,罗伯逊(D. H. Robertson)提出对外贸易是“经济增长的发动机(engine for growth)”的重要命题。<sup>[3]</sup>Li Hong, Zhang Peidong等(2007)在对1996~2004年实际能源消耗与进出口

**[收稿日期]** 2013-11-10

**[作者简介]** 张博(1984-),女,吉林长春人,东北师范大学经济学院在读博士,东北师范大学人文学院会计系教师; 安亚人(1955-),男,吉林长春人,东北师范大学商学院会计系教授,博士生导师,吉林省首席会计学教授。

情况进行分析时,向具体化的能源变量(embodied energy)中加入了贸易因素,从侧面反映了能源贸易的重要性。<sup>[4]</sup>刘剑峰、余燕春(2008)以中国1986~2005年的年度数据为样本,对中国能源贸易量与经济发展之间的关系进行实证分析,结果显示二者呈线性关系,经济增长可以用进、出口能源贸易的一个线性函数表示,但二者分别对经济有不同程度的影响;相对而言,能源出口对经济增长起更重要的作用。<sup>[5]</sup>张生玲(2009)通过分析能源进口、出口和国内消费与经济增长之间的响应机制,得出了能源贸易对经济增长的影响机理,并指出能源进口与传统意义上的“漏出”行为不同,它与能源出口一样是“注入”行为,都会促进国民经济的增长与国民收入的增加;而二者的不同之处在于,能源进口将通过国民经济活动的传递,在更长的产业链条中使产品的附加值增加,在长期对经济增长所起的作用比能源出口更大。<sup>[6]</sup>本文在上述研究基础上,运用协整、误差修正模型等计量经济方法,对中国1980~2012年能源进口总额、能源出口总额及国内生产总值的年度数据进行分析,来探讨中国能源商品贸易与经济发展之间的关系。

## 二、数据来源与变量的选择

数据来源方面,本文选取的数据是1980~2012年的中国年度数据。原始数据来源于中经网统计数据库和《中国贸易外经统计年鉴》(2008)。能源商品贸易数据为按SITC分类的矿物燃料、润滑油及有关原料进、出口总额。实证分析使用的计量经济分析软件为Eviews6.0。图1反映的是我国1980~2012年能源进、出口总额及国内生产总值的变化趋势。

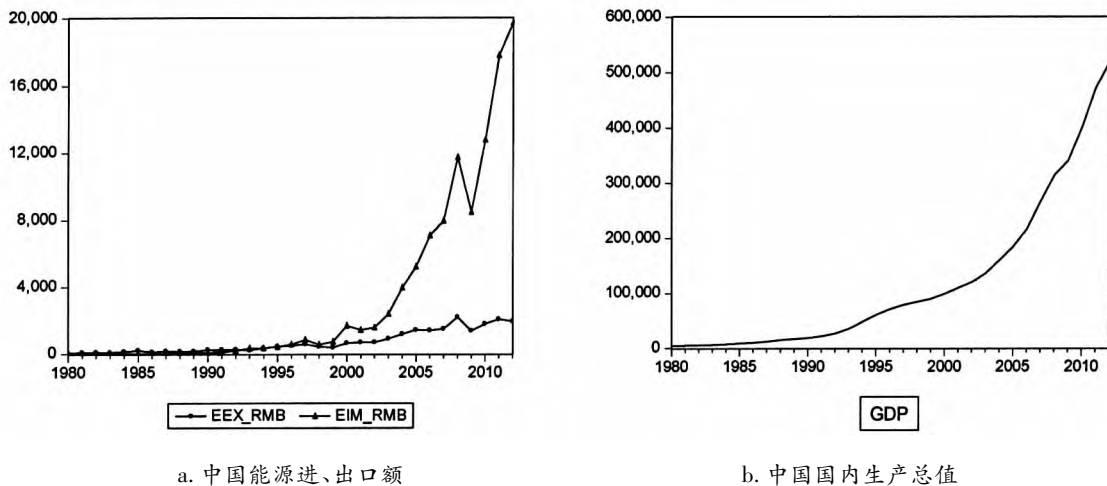


图1 1980~2012年中国能源进、出口额及国内生产总值变化趋势图 单位:亿元

由图1a可知,20世纪90年代以前我国能源进出口保持相对平衡状态,能源出口略大于能源进口;1992年开始出现进口大于出口的情况,到1998年以后这种逆差越来越大;2009年受到全球金融危机的影响,进出口的差距略有缩小,但此后能源进口额似乎在以不可逆转的趋势高速上升。从图1b可以看出,20世纪90年代以前我国国内生产总值以比较平稳的速度逐渐增加;1992年开始经济增速加快,2003年以后国民经济开始高速发展。从两图的趋势上看,能源进口与国民经济几乎是同步增长的。

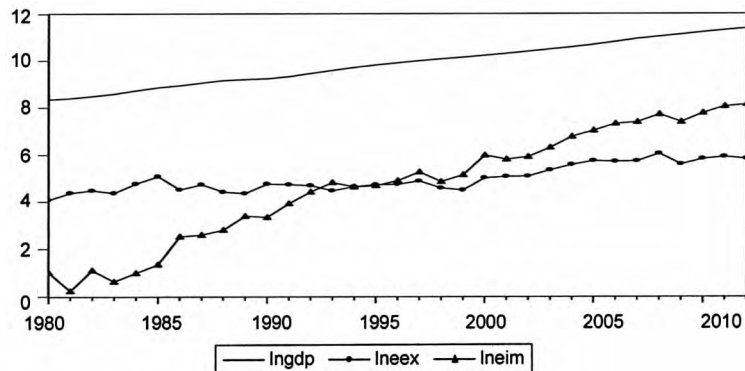


图2 lngdp, lneex, lneim的时间序列图

变量选择方面,本文以中国实际国内生产总值作为衡量经济增长的指标,记为  $gdp$ 。实际国内生产总值是剔除价格变动影响因素后的数据,即对各年的国内生产总值运用 GDP 平减指数(1978 = 100)处理后的数据。中国能源贸易出口总额、进口总额分别记为  $eex$ 、 $eim$ ,为了消除通货膨胀的影响,对二者运用居民消费价格指数(CPI)进行处理。为了消除序列的相关性和异方差性,对上述变量做取对数处理,分别记为:  $lngdp$ 、 $lneex$ 、 $lneim$  图 2 为各对数变量的趋势图。从图 2 可以看出,三个变量的对数序列表现出明显的不平稳特征。

### 三、实证分析

#### 1. 平稳性检验。

为了避免建模过程中出现“伪回归”问题,需要消除变量中不平稳趋势的影响,于是笔者对上述对数变量进行一阶差分处理,分别记为  $dlngdp$ 、 $dlneex$ 、 $dlneim$  图 3 为各对数变量一阶差分后的趋势图。从图 3 中可以看出,各对数变量的一阶差分表现出平稳的特征。

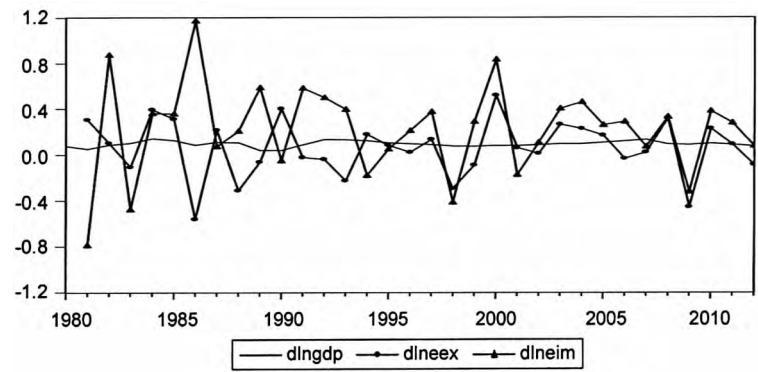


图 3  $dlngdp$ 、 $dlneex$ 、 $dlneim$  的时间序列图

为了进一步确定数据的平稳性,笔者对变量  $lngdp$ 、 $lneex$ 、 $lneim$  进行 ADF 检验,检验过程中滞后阶数的选择采用 SIC 准则。检验结果如表 1 所示。

表 1 单位根检验结果

| 变量       | 检验类型<br>(c,t,p) | ADF 检验值   | 1% 显著性<br>水平临界值 | 5% 显著性<br>水平临界值 | 10% 显著性<br>水平临界值 | 结论  |
|----------|-----------------|-----------|-----------------|-----------------|------------------|-----|
| $lngdp$  | (c,0,4)         | 0.489370  | -3.689194       | -2.971853       | -2.625121        | 不平稳 |
| $lneex$  | (c,0,0)         | -1.355255 | -3.653730       | -2.957110       | -2.617434        | 不平稳 |
| $lneim$  | (c,0,1)         | -1.450069 | -3.661661       | -2.960411       | -2.619160        | 不平稳 |
| $dlngdp$ | (c,0,3)         | -4.003285 | -3.689194       | -2.971853       | -2.625121        | 平稳  |
| $dlneex$ | (c,0,0)         | -7.316463 | -3.661661       | -2.960411       | -2.619160        | 平稳  |
| $dlneim$ | (c,0,0)         | -8.809504 | -3.661661       | -2.960411       | -2.619160        | 平稳  |

注:检验类型中的 c 为带有常数项,t 为趋势项,p 为所采用的滞后阶数。

由表 1 可知,在 10% 的显著性水平下,上述变量均存在单位根,变量序列为非平稳时间序列。于是继续对各变量的一阶差分序列进行检验,检验结果表明,在 1% 的显著性水平下,三个差分序列均拒绝存在单位根的原假设,所以上述变量均为一阶单整时间序列。

#### 2. 协整检验。

根据协整理论,如果变量为同阶单整,那么为了确定这些变量之间是否存在长期均衡关系,可以对其进行协整关系检验。本文使用 Engle-Granger 方法,对  $I(1)$  的变量序列  $lngdp$ 、 $lneex$  和  $lneim$  之间的协整关系进行检验。

首先,建立回归方程:

$$lngdp_t = \beta_0 + \beta_1 lneex_t + \beta_2 lneim_t + \mu_t$$

估计后得到:

$$lngdp_t = 6.9155 + 0.2905lneex_t + 0.3223lneim_t + \mu_t \tag{1}$$

T 值 (20.8884) (3.6253) (17.3507)

$R^2 = 0.9784$  D. W. = 1.1448

然后对方程(1)的残差序列  $\mu_t$  进行单位根检验。

由回归方程的估计结果可导出残差序列  $\mu_t$  的方程:

$$\mu_t = \ln gdp_t - (6.9155 + 0.29055 \ln ex_t + 0.3223 \ln im_t) \quad (2)$$

对残差序列  $\mu_t$  进行单位根检验 检验过程中滞后阶数选择由 SIC 准则确定。检验结果如表 2 所示。

表 2 单位根检验结果

| 变量      | 检验类型<br>(c,t,p) | ADF 检验值   | 1% 显著性<br>水平临界值 | 5% 显著性<br>水平临界值 | 10% 显著性<br>水平临界值 | 结论 |
|---------|-----------------|-----------|-----------------|-----------------|------------------|----|
| $\mu_t$ | (0,0,0)         | -3.488238 | -2.639210       | -1.951687       | -1.610579        | 平稳 |

注: 检验类型中的 c 为带有常数项, t 为趋势项, p 为所采用的滞后阶数。

表 2 的检验结果显示, 残差序列  $\mu_t$  在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 接受不存在单位根的结论, 因此可以确定残差序列  $\mu_t$  是不带常数项和趋势项的平稳序列, 即  $\mu_t \sim I(0)$ 。上述结果表明,  $\ln gdp$  与  $\ln ex$ 、 $\ln im$  之间存在协整关系, 即中国的能源商品贸易与经济增长之间存在长期均衡关系。由回归方程可知, 能源进口和出口的增加都对中国经济增长起到积极作用。具体而言, 能源进口贸易弹性系数为 0.3223, 表明长期中能源进口每增加 1%, 中国经济增长 0.3223%; 能源出口贸易弹性系数为 0.29055, 表明长期中能源出口每增加 1%, 中国经济增长 0.29055%。

### 3. 误差修正模型。

根据协整理论, 如果三个变量  $\ln gdp$ 、 $\ln ex$ 、 $\ln im$  之间存在协整关系, 那么一定存在误差修正模型 (ECM)。方程(1)估计了经济增长与能源进出口的协整方程, 方程(2)为该协整方程残差序列  $\mu_t$  的表达式, 令误差修正项  $ecm_t = \mu_t$ , 建立误差修正模型:

$$\Delta \ln gdp_t = \beta_0 + \alpha ecm_{t-1} + \sum \beta_1 \Delta \ln gdp_{t-i} + \sum \beta_2 \Delta \ln ex_{t-i} + \sum \beta_3 \Delta \ln im_{t-i}$$

估计后得到:

$$\Delta \ln gdp_t = 0.0433 - 0.0625 ecm_{t-1} + 0.4961 \Delta \ln gdp_{t-1} + 0.0203 \Delta \ln ex_{t-1} + 0.0141 \Delta \ln im_{t-1} \quad (3)$$

T 值 (2.8137) (-1.8993) (3.1747) (1.2214) (1.3538)

$R^2 = 0.3779$  D. W. = 1.5882

该误差修正模型中, 修正系数是负值, 为 -0.0625, 说明符合反向修正机制。从这一模型中也可以看出, 短期内能源进口每增加 1%, 中国经济增长 0.01%, 能源出口每增加 1%, 中国经济增长 0.02%。综合方程(1)和方程(3)估计的结果, 中国能源商品贸易与经济增长之间存在稳定关系, 当能源商品贸易对中国经济增长影响的短期波动偏离长期均衡水平时, 非均衡误差将以约 6.25% 的力度向长期均衡状态调整。如上所述, 短期内中国能源商品贸易如普通商品贸易一样, 出口对经济的贡献是大于进口的, 但长期的结果恰恰相反, 进口会更加有力地拉动经济增长。

### 4. 格兰杰因果关系检验。

为检验中国能源的进口、出口与经济增长之间的因果关系, 本文采用格兰杰因果关系检验法对三个变量之间的因果关系进行判别。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 $H_0$                    | F 统计量   | P 统计量  | 结论    |
|------------------------------|---------|--------|-------|
| $\ln ex$ 不是 $\ln gdp$ 的格兰杰原因 | 1.50120 | 0.2481 | 接受原假设 |
| $\ln gdp$ 不是 $\ln ex$ 的格兰杰原因 | 2.30322 | 0.0931 | 拒绝原假设 |
| $\ln im$ 不是 $\ln gdp$ 的格兰杰原因 | 1.41966 | 0.2749 | 接受原假设 |
| $\ln gdp$ 不是 $\ln im$ 的格兰杰原因 | 7.64659 | 0.0009 | 拒绝原假设 |

表 3 的检验结果表明,  $\ln ex$  不是  $\ln gdp$  的格兰杰原因,  $\ln im$  也不是  $\ln gdp$  的格兰杰原因; 在 10% 的显著水平下,  $\ln ex$  与  $\ln gdp$  存在反向的格兰杰关系; 在 5% 的显著水平下,  $\ln im$  与  $\ln gdp$  亦存在反向格兰杰关系, 后者是前者的格兰杰原因。也就是说, 在一定程度上中国的经济增长中并没有能源商品贸易贡献的成分, 而经济增长的波动会迅速地使中国能源进口和出口发生变化。

#### 四、结论与建议

本文通过对中国 1980 ~ 2012 年的能源进口额、出口额及国内生产总值进行协整分析、误差修正模型分析、格兰杰因果关系检验,得出以下结论:第一,中国能源商品贸易与国民经济之间存在长期均衡关系。能源进口与出口的增加都会对国民经济起到积极作用,但二者对国民经济的贡献程度不同。从能源进口和出口的弹性系数可以看出,能源进口对经济的贡献大于出口对经济的贡献,这说明我国经济对能源进口的依赖性超过了对能源出口的依赖性。第二,从短期来看,中国能源进、出口均与国民经济呈同向变动关系,其中出口对经济的贡献大于进口对经济的贡献。这说明我国能源进口并不是在短期内直接拉动经济增长,而是经过国民经济各部门的活动使产业链条变得更长,将在长期对经济增长起更大的作用。当能源进、出口与国民经济的短期波动偏离长期均衡水平时,会逐渐向长期均衡状态调整,但这种调整力度远小于长期弹性的力度。这也侧面反映出我国能源商品贸易对经济的调整能力较弱。第三,中国能源的进、出口均与国民经济之间存在单向格兰杰因果关系,经济增长是中国能源商品贸易的格兰杰原因。经济增长的变化会有效影响能源进、出口的变化,即经济增长会有效地带动能源进口与出口,而能源进口与出口并不会直接有效带动经济增长。

根据上述分析的结论,我国应继续调整能源政策,转变能源发展方式,逐步优化产业结构,以保障我国经济健康发展。第一,要保证我国能源进口来源的多元化,以缓解我国对能源进口依赖过高的压力。根据国家发改委统计的数据,2012 年我国原油对外依存度高达 56.4%<sup>[7]</sup>,天然气对外依存度也上升到了 28.9%。<sup>[8]</sup>据中石油集团经济技术研究院发布的 2012 年行业发展报告预计,2013 年我国的油气对外依存度还将继续上升。<sup>[9]</sup>在这样的形势下,我国一定要进一步实施能源进口多元化战略,巩固现有来源,拓展新渠道,并扩大能源合作领域,尤其要重视与俄罗斯在能源领域的合作。地缘方面,俄罗斯与中国有 4 300 多公里共同边界,能源的输送无需经过别国领域;安全方面,俄罗斯国内局势稳定,是能源最稳定的来源国;互利方面,邢玉升(2009)指出俄罗斯要转变资源型的发展模式,在相当长的时期内还要靠出口能源来获取转型所需巨额资金<sup>[10]</sup>,而中国在能源需求上拥有广大的市场,中俄在能源领域的合作拥有天然的互补性。第二,要增加能源科研投入,提高常规能源效率,同时加快非常规能源的研发与投产。我国的经济增长依赖于能源的消耗,而且在较长的时间内会依然如此。但是我国的能源利用效率比较低,据调查,我国的能源效率仅为 33%,远落后于发达国家的水平<sup>[11]</sup>,这对能源相对缺乏的中国来说形势更加紧迫。因此,我国要提高煤、石油、天然气等常规能源的能效。与此同时,更要加快对非常规能源的研发与投产,逐步调整能源结构,实现以科技带动产业发展。美国页岩气产业的发展正在改变美国的能源格局,李向阳(2013)也指出非常规资源将影响全球能源格局。<sup>[12]</sup>中国拥有丰富的非常规能源资源,页岩油地质资源量居世界第二位,煤层气总资源量居世界第三位,页岩气资源相当于常规天然气资源量的两倍。<sup>[13]</sup>因此,中国在非常规能源的开发方面拥有巨大潜力,应立足国情,积极探索能源发展的新思路。第三,要转变经济增长方式,推进产业转型升级。作为发展中国家,我国的工业部门多为能源密集型与资源密集型企业,生产的产品耗能高而且附加价值较低。这是中国经济发展会引起能源商品贸易额增加,而能源商品贸易对经济发展的贡献却不显著的重要原因。据统计,我国的工业能耗在全社会总能耗中的占比超过了 70%,而其对国内生产总值的贡献只有 40% 左右。要转变这种局面,就必须以高新技术为支撑,促进工业产品的升级和技术的更新,控制工业产品的能耗并提高其附加价值。在产业结构的调整方面,要逐渐提高高附加值新型制造业在工业中的比重,同时要进一步推进第三产业尤其是现代服务业的发展,并以此来带动产业升级,从而促进我国的产业格局逐步向知识技术密集型转变。

#### [参 考 文 献]

- [1] 亚当·斯密. 国民财富的性质和原因的研究[M]. 北京: 商务印书馆, 1974: 19.
- [2] 李嘉图. 政治经济学及赋税原理[M]. 北京: 商务印书馆, 1976.
- [3] 姚曾荫. 国际贸易概论[M]. 北京: 人民出版社, 1987: 56.
- [4] Li Hong, Zhang Pei Dong, He Chunyu, Wang Gang. Evaluating the Effects of Embodied Energy in International Trade on Ecological Footprint in China[J]. Ecological Economics, 2007, 62(1): 136 - 148.

- [5]刘剑峰,余燕春.中国能源贸易与经济增长关系的实证研究[J].浙江统计,2008,(2):32-34.
- [6]张生玲.中国能源贸易研究[M].北京:经济日报出版社,2009:89-123.
- [7]发改委:去年我国原油对外依存度56.4%[EB/OL].[http://news.xinhuanet.com/finance/2013-02/04/c\\_124321012.htm](http://news.xinhuanet.com/finance/2013-02/04/c_124321012.htm) 2013-02-04.
- [8]中国去年天然气对外依存度近29% 同比涨4.6%[EB/OL].<http://finance.china.com.cn/industry/energy/sytrq/20130129/1263202.shtml> 2013-01-29.
- [9]2012年国内外油气行业发展报告分析[EB/OL].<http://www.chinairn.com/news/20130131/111122460.html> 2013-01-31.
- [10]邢玉升.论俄罗斯经济发展模式的转变[J].俄罗斯中亚东欧研究,2009,(2):33-39.
- [11]欧洲专家:中国能源效率仅为33%[EB/OL].<http://www.eeo.com.cn/eeo/jjgcb/2007/04/12/55017.shtml> 2007-04-12.
- [12]李向阳.非常规能源将影响全球能源格局——《BP 2030年世界能源展望》解读[J].国际石油经济,2013,(4):17-24.
- [13]雷群,王红岩,赵群,刘德勋.国内外非常规油气资源勘探开发现状及建议[J].天然气工业,2008,(12):7-10.

责任编辑:武 振

# An Analysis of Relationship Between Energy Commodity Trade and Economic Increase in China ——Based on the Data in the Period of 1980 ~ 2012

Zhang Bo<sup>1 3</sup>, An Ya-ren<sup>2 3</sup>

( 1. School of Economics, Northeast Normal University, Changchun 130117, China;

2. School of Business, Northeast Normal University, Changchun 130117, China;

3. College of Humanities, Northeast Normal University, Changchun 130117, China )

**Abstract:** Energy is not only the foundation of national economic construction, but also involves the national economy safety. Energy commodity trade is the main way for countries to participate in the worldwide energy redistribution. This paper analyses the relationship between energy commodity trade and economic increase with the econometric methods, such as cointegration test, error correct model and Granger-causality test, based on the data in the period of 1980 ~ 2012 in China. The results show that there exists the same direction change between energy import, export and economic increase, the development of Chinese economy can expand the energy import and export trade scale, but the contribution of energy import and export is not obvious.

**Keyword:** energy commodity trade; GDP growth; error correct model; Granger-causality