

doi:12.3969/j.issn.1672-0598.2015.03.003

# 金融发展与能源消费互动关系研究

——基于 ARDL-ECM 模型的实证分析\*

刘剑锋

(浙江财经大学 金融学院, 杭州 310018)

**摘要:** 本论文研究金融发展与能源消费之间的相互关系。论文先从经济增长与金融发展、经济增长与能源消费两个研究领域逐步引出金融发展与能源消费研究的理论依据及其研究的必要性。然后在 Cobb-Douglas 生产函数的基础上推导出实证研究模型,利用 ARDL-ECM 模型对金融发展和能源消费的长期相互关系和短期动态关系进行研究。研究认为,长期来看金融发展与能源消费之间存在正向的长期均衡关系,即金融发展与能源消费存在相互促进的关系;但是结果还显示能源消费对金融发展的影响程度更大。从变量之间短期动态关系来看,当期的金融发展会促进当期的能源消费,但是会降低随后1年和2年的能源消费增长;而当期的能源消费只会影响当期的金融发展,并且没有滞后效应。论文为更好地认识金融发展与能源消费提供了新的思路和研究依据。

**关键词:** 能源消费;金融发展;ARDL-ECM 模型

**中图分类号:** F224.0 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-0598(2015)03-0019-11

## 引言

国际能源署报告(2009)指出,发达国家曾经是全球温室气体排放的主要来源,而目前越来越多的发展中国家逐步成为温室气体的主要排放国。中国和印度作为发展中国家中最主要的两个国家,已经成为温室气体的排放大国。报告还预测在2005年到2030年期间,全球能源需求将以1.8%的速度增长,而增长中的74%来自发展中国家,而且仅仅中国和印度两个国家就占到了新增全球能源消费量的45%。在2005年到2030年期间,能源消费的年平均增长率分别为3.2%和3.6%(IEA,2007)。中国现在已经成了最大的碳排放国,占到了2009年全球排放量的24.2%,而其中能源消费相关的碳排放

又占到61.4%(BP,2010)。所以能源消费问题会直接关系到我国节能减排计划的顺利实施。

目前关于能源消费的研究很多,主要包括经济结构、对外开放等结构性变量对能源效率的影响以及经济增长与能源消费总量关系研究等,得到了很多有意义的研究结论。但是关于金融发展与能源消费的研究依然很少。现代经济中,金融是经济的血液和加速器,会从很多路径影响能源消费基本特征,进而影响我国节能减排计划。比如 Tamazian 的研究就认为西方发达国家高效的金融系统有助于降低 CO<sub>2</sub> 的排放(Tamazian, 2010)。另外也有国外论文研究认为金融发展显著影响了中国 CO<sub>2</sub> 的排放,并认为金融发展是中国环境恶化的显著因素

\* [收稿日期]2015-01-14

[基金项目]教育部人文社科青年基金项目(12YJC79015)“金融发展对能源消费的影响研究”

[作者简介]刘剑锋(1977—),浙江人;浙江财经大学金融学院副教授;主要从事金融市场研究。

(Zhang, Fan, Chang, 2011; Jalil, Feridun, Ma, 2010)。

因此从金融的角度来思考能源消费,是进一步加深对能源消费问题认识的需要。从理论角度来看,金融发展通过更快捷、更低成本的融资促进企业技术进步,可能会促使能源效率的提升,进而降低能源消费总量;但是由于能源消费中的回弹效应(rebound effects)以及消费信贷的发展又可能会促进能源消费总量的提升,即金融发展会从正反两个方向影响能源消费总量。目前能源经济研究中金融因素的缺失,导致我们不清楚金融发展对能源消费的影响,也不了解能源消费是否会影响到金融发展。这使得在能源政策、金融政策制定的时候,可能遗漏重要的影响因素,或者说被隐藏在经济增长变量中而不能得到精确的体现。这显然会影响我国能源政策、金融政策的科学性与合理性。

## 一、文献回顾

现有能源消费总量的研究文献中,主要关注能源消费与经济增长、经济结构和对外贸易等方面的长期协整关系。其中又以能源消费与经济增长为最核心的研究内容,其主要研究内容可以归纳为4个主要方面:增长假说、保护假说、回馈假说和中性假说。增长假说认为能源消费是经济增长的关键因素,能源消费的降低会导致国内生产总值的下降(陈首丽,马立平,2010;齐绍洲,云波,李锴,2009)。而保护假说认为,经济增长与能源消费之间只存在单向因果关系,即经济增长是能源消费的原因,所以旨在降低能源消费的能源政策并不会影响经济增长(林伯强,魏巍贤,李丕东,2007)。回馈假说则认为能源消费与经济增长之间是相互因果的关系(胡军峰,赵晓丽,欧阳超,2011)。中性假说则认为经济增长与能源消费之间不存在显著的因果关系,所以经济增长不会导致能源消费的增长,反之亦然(Belke, Dobnik, Dreger, 2011)。

近年来随着金融发展研究的深入,已经从过去的金融发展与经济增长的研究局限中逐步拓展到能源消费、教育、企业家精神和收入差异等方面。金融发展包括股票市场、债券市场的发展,银行机构等金融中介机构的扩张,还包括国外直接投资(FDI)等。关于金融发展与能源消费的研究,可以

简单地描述为,金融发展会导致更多还是更少的能源消费,同时能源消费又会对金融发展带来什么影响。从理论上来说,金融发展存在影响能源消费的多种传导路径,而且不同路径对能源消费影响的方向是不同的。在生产领域,金融能发展有助于提升生产领域的能源效率。金融机构帮助生产企业进行风险规避,金融市场促进企业的投资效率,金融市场给企业研究和技术更新提供巨大的资金支持。这都有利于能源效率的提升,降低生产领域的能源需求。但是从整体和长期来看,更高的能源效率并不一定会带来能源消费总量的下降。随着能源效率的提高,生产领域和消费领域的能源消费总量反而增加,就是能源研究中的回弹效应(rebound effect)。查冬兰的研究认为我国煤炭、石油和电力部门存在显著的回弹效应(查冬兰,周德群,2010)。史红亮、陈凯的研究计算了我国钢铁行业能源消费回弹效应,得出其回弹效应高达130.47%(史红亮,陈凯,2012)。在消费领域,金融发展通过提供消费信贷等金融服务促进大宗商品的消费,这会直接影响我国能源消费总量。快捷、便利的金融服务,使得消费者可以更加轻松地购买大宗消费品,从而拉动国内消费品市场的需求。比如汽车、房子、冰箱和空调等消费品市场在最近十几年里取得了快速的发展。而这些大宗消费品的生产过程会消耗大量的能源,同时消费者在使用过程中也会消耗大量的能源。

国外已经有研究文献关注金融发展与能源消费,研究认为金融发展会刺激经济增长,从而影响到能源消费的需求(Shahbaz, Lean, Farooq, 2013; Sadorsky, 2010);并进一步指出金融发展使得企业更方便快捷地获取融资服务,从而刺激企业对大宗货物的需求以及投资的冲动,进而导致能源需求的增加(Sadorsky, 2011)。目前国内关于这方面的研究文献还非常少。

## 二、系统与方法

为了研究能源消费与金融发展的相互关系,我们采用Cobb-Douglas生产函数:

$$G = AE^{\alpha_1} K^{\alpha_2} L^{\alpha_3} e^{\mu} \quad (1)$$

这里的 $G$ 是国内生产总值(GDP), $E$ 、 $K$ 、 $L$ 分别表示能源、资本和劳动力, $A$ 表示技术, $e$ 表示误差项

并满足正态分布。能源、资本和劳动力的产出弹性用  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  来表示。我们设定生产函数满足规模报酬不变的特性,即  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$ 。然后在 Cobb-Douglas 生产函数的基础上进行扩展,设定技术是由于金融发展、国际贸易内生得来的。金融发展通过提升资本效率,吸引国外直接投资和技术溢出等方式促进了技术进步。在自由市场中,企业家是市场的主要组成部分。他们出于自身利益的追求而开展的国际贸易也是技术扩散的推动力。所以设定技术发展函数:

$$A(t) = \varphi tra(t)^\beta fin(t)^\gamma \quad (2)$$

这里的  $\varphi$  是不随时间变化的常量,  $tra(t)$  是贸易发展变量,  $fin(t)$  是金融发展变量。把式(2)带入式(1)中,可以得到:

$$G = \varphi tra(t)^\beta fin(t)^\gamma E^{\alpha_1} K^{\alpha_2} L^{\alpha_3} e^u \quad (3)$$

两边同时除以劳动力变量  $L$ , 同时考虑到规模报酬不变的假设,可以得到:

$$gdp(t) = \varphi tra(t)^\beta \hat{fin}(t)^\gamma energy(t)^{\alpha_1} k(t)^{\alpha_2} e^u \quad (4)$$

然后对两边同时取对数,可得:

$$\ln gdp(t) = \gamma + \beta \ln tra(t) + \gamma \ln fin(t) + \alpha_1 \ln ene(t) + \alpha_2 \ln cap(t) + u_t \quad (5)$$

这里的  $gdp(t)$ 、 $ene(t)$  和  $cap(t)$  分别采用人均国内生产总值、人均能源消费和人均固定资本存量表示,  $tra(t)$  和  $fin(t)$  分别用人均贸易额和人均新增人民币贷款表示。其中,人均国内生产总值、人均能源消费、人均贸易额和人均新增人民币贷款的数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》和《中国统计年鉴 2009—2012》;人均资本存量来源于社会资本存量与当年全国总人口的比值,社会资本存量用固定资本存量  $K_{it}$  代替,并使用永续盘存法计算。具体方法参考单豪杰的论文(单豪杰, 2008), 并扩展到 2011 年(该方法按照统一的 10.96% 进行估算)。其中,投资值  $I_{it}$  根据《中国统计年鉴》的“固定资产投资价格指数”将年度新投资值调整为 1990 年不变价,假设固定资本折旧率为 10%。

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \eta) K_{it-1} \quad (6)$$

在进行变量之间的相关性研究之前,需要对每个变量进行平稳性检验。因为研究的时间是从 1978 年到 2011 年,这期间存在重大的社会经济体制转变,所以在常规的 ADF 检验基础上,还采用

Zivot-Andrews 的方法来识别其中的结构断点 (Zivot, Andrews, 1992)。

然后进行变量之间的协整关系研究,论文采用 ARDL 模型 (Autoregressive Distributed Lag Model) 进行协整关系研究。ARDL 模型具有如下优点:首先是 ARDL 模型的应用比较灵活,时间序列变量并不需要同阶协整,如果是一阶协整也是可以的。其次在小样本情况下,该方法获得的检验结果仍然具有一致性。最重要的是,在 ARDL 模型的基础上可以推导出动态无约束误差模型 (Dynamic Unrestricted Error Correction Model)。动态无约束误差模型在长期均衡的基础上,考虑了变量之间的短期效应,同时包含了变量之间的短期信息和长期信息。

基于 ARDL 模型,采用更加稳健的边限协整检验识别金融发展与能源消费的长期关系,同时利用 ECM (Errors Correction Model) 模型分析金融发展水平与能源消费的短期动态关系。具体的 ARDL-ECM 模型表达式如下:

$$\begin{aligned} \Delta \log(gdp)_t = & \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_g \log(gdp)_{t-1} + \alpha_e \log(fin)_{t-1} + \alpha_e \log(ene)_{t-1} + \alpha_t \log(tra)_{t-1} + \\ & \alpha_k \log(k)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \log(gdp)_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j \Delta \log(fin)_{t-j} + \\ & \sum_{k=0}^r \alpha_k \Delta \log(ene)_{t-k} + \sum_{l=0}^s \alpha_l \Delta \log(tra)_{t-l} + \\ & \sum_{m=0}^t \alpha_m \Delta \log(k)_{t-m} + \mu_t \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta \log(fin)_t = & \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_g \log(gdp)_{t-1} + \alpha_e \log(fin)_{t-1} + \alpha_e \log(ene)_{t-1} + \alpha_t \log(tra)_{t-1} + \\ & \alpha_k \log(k)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \log(gdp)_{t-i} + \\ & \sum_{j=0}^q \alpha_j \Delta \log(fin)_{t-j} + \sum_{k=0}^r \alpha_k \Delta \log(ene)_{t-k} + \\ & \sum_{l=0}^s \alpha_l \Delta \log(tra)_{t-l} + \sum_{m=0}^t \alpha_m \Delta \log(k)_{t-m} + \mu_t \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta \log(ene)_t = & \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_g \log(gdp)_{t-1} + \alpha_e \log(fin)_{t-1} + \alpha_e \log(ene)_{t-1} + \alpha_t \log(tra)_{t-1} + \\ & \alpha_k \log(k)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \log(gdp)_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j \Delta \log(fin)_{t-j} + \\ & \sum_{k=0}^r \alpha_k \Delta \log(ene)_{t-k} + \sum_{l=0}^s \alpha_l \Delta \log(tra)_{t-l} + \\ & \sum_{m=0}^t \alpha_m \Delta \log(k)_{t-m} + \mu_t \end{aligned} \quad (9)$$

$$\Delta \log(tra)_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_g \log(gdp)_{t-1} +$$

$$\alpha_e \log(fin)_{t-1} + \alpha_e \log(ene)_{t-1} + \alpha_t \log(tra)_{t-1} + \alpha_k \log(k)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \log(gdp)_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j \Delta \log(fin)_{t-j} + \sum_{k=0}^r \alpha_k \Delta \log(ene)_{t-k} + \sum_{l=0}^s \alpha_l \Delta \log(tra)_{t-l} + \sum_{m=0}^t \alpha_m \Delta \log(k)_{t-m} + \mu_t \quad (10)$$

$$\Delta \log(k)_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_g \log(gdp)_{t-1} + \alpha_e \log(fin)_{t-1} + \alpha_e \log(ene)_{t-1} + \alpha_t \log(tra)_{t-1} + \alpha_k \log(k)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \log(gdp)_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j \Delta \log(fin)_{t-j} + \sum_{k=0}^r \alpha_k \Delta \log(ene)_{t-k} + \sum_{l=0}^s \alpha_l \Delta \log(tra)_{t-l} + \sum_{m=0}^t \alpha_m \Delta \log(k)_{t-m} + \mu_t \quad (11)$$

### 三、数据和实证研究

#### (一) 描述性统计与数据平稳性

在协整研究之前,需要对主要变量进行基本统计特征提取和时间序列稳定性检验。变量基本统

计特征包括均值、中间值、最大值、最小值和正态分布检验等。数据的平稳性对于政府等相关决策部门来说是非常重要的,比如能源消费时间序列是平稳的,那就意味能源消费的波动只具有短期效应,一段时间之后时间序列会重新回到原来的趋势上;如果能源消费时间序列是一阶平稳,那说明能源消费波动效应是长期的。同样,如果金融发展时间序列是水平平稳的,那么用于提升金融效率的金融政策对金融发展的影响是短期的;如果金融发展时间序列是一阶平稳,那么这种影响是长期的。在经济增长时间序列方面也一样,如果经济增长时间序列是水平平稳的,那么经济政策产生的冲击效应是短期的;如果经济增长时间序列是一阶平稳,财政政策、货币政策或者别的稳定性政策对经济增长的影响是长期的。在协整研究中,对研究数据进行平稳性检验可以避免出现伪回归的情况,同时也是 ARDL 模型进行检验的前提条件,因为其前提假设就是变量是水平协整或者一阶协整。

表 1 变量基本统计特征

变量	均值	中位数	最大值	最小值	偏度	峰度	Jarque-Bera
Log( <i>gdp</i> )	8.16	8.42	10.47	5.94	-0.06	1.70	2.42
Log( <i>energy</i> )	6.98	6.96	7.86	6.39	0.48	2.16	2.28
Log( <i>k</i> )	7.83	7.70	9.82	6.40	0.38	2.03	2.12
Log( <i>fin</i> )	6.09	6.36	8.88	2.98	-0.30	2.20	1.42
Log( <i>trade</i> )	5.39	5.37	7.90	3.07	0.25	1.94	1.95

在稳定性检验中,本文同时用 ADF 检验和 Ng-Perron 检验来研究相关变量的时间序列平稳性。具体结果见表 2 和表 3。

ADF 检验结果显示,在 5% 显著性水平上除了人均能源消费量是二阶平稳,其他 4 个变量都是一阶平稳。Ng-Perron 检验结果中显示,除了人均资本存量是水平平稳的,其余都是一阶平稳的。

综合两者的结果,判断人均能源消费量是一阶平稳时间序列。所以可以认为研究中的五个时间序列变量,既有水平平稳的,也有一阶平稳的。因此传统的 E-G 协整检验方法和 Johansen 方法都不适合。

#### (二) ARDL-ECM 模型协整检验与分析

在变量平稳性检验的基础上,利用 ARDL 模型对研究变量进行协整检验。ARDL 模型对于滞后阶数非常敏感,如果选择了错误的滞后阶数会导致结果是有偏的。目前主流的处理方法是,滞后阶数的选择主要参考 AIC 信息准则(Akaike Information Criterion)。即按照式(7)、式(8)、式(9)、式(10)、式(11)中各差分变量进行回归之后,按照 AIC 信息准则选择最佳滞后期。同时考虑到研究的这些宏观变量存在平稳上升的趋势,因此在进行方程估计的时候加入了趋势项,由趋势项系数的显著性来决定是否保留趋势项。在综合考虑 AIC 信息准则与

趋势项系数显著性的基础上选出最优滞后阶数,然后计算出构成式(7)、式(8)、式(9)、式(10)和式(11)中滞后水平变量联合显著的F统计量。并把这个变量与Pesaran计算的边限临界值进行比较,判断水平变量之间是否存在长期协整关系( $H_0: \alpha_{GDP} = \alpha_{TRA} = \alpha_{FIN} = \alpha_{ENE} = \alpha_K = 0$ ) (Pesaran, Shin, Smith, 2001)。如果计算出来的F统计量落在了上临界值之上,可以拒绝不存在协整关系的原假设;如果计算出来的F统计量落在了下临界值之下,则不能拒

绝原假设;如果落在上下临界值之间,那么认为结论无法判断。

在协整研究中,如果样本滞后期越长,残差序列的相关性就越严重。考虑本次研究的时间序列长度并不长,因此选择差分变量的最大滞后阶数为3。根据一阶差分变量的不同滞后期得到AIC信息、1阶及2阶残差序列相关性的LM检验统计量、边界检验的F统计量以及时间趋势项系数,具体结果见表4。

表2 ADF 检验结果

变量	截距	时间趋势	T.statistic	滞后阶数	P 值	结论
Log( <i>gdp</i> )	有	有	-3.220 1*	1	0.098 5	不平稳
$\Delta$ Log( <i>gdp</i> )	有	无	-3.872 4***	3	0.006 3	平稳
Log( <i>fin</i> )	有	有	-3.230 4	1	0.096 6	不稳定
$\Delta$ Log( <i>fin</i> )	有	有	-5.656 3***	0	0.000 0	稳定
Log( <i>energy</i> )	有	有	-2.102 9	1	0.524 8	不平稳
$\Delta$ Log( <i>energy</i> )	有	无	-2.742 7**	1	0.078 4	平稳
Log( <i>tra</i> )	有	有	-0.323 6	0	0.976 1	不稳定
$\Delta$ Log( <i>tra</i> )	有	无	-5.049 9***	0	0.000 3	稳定
Log( <i>k</i> )	有	有	0.521 2	3	0.998 9	不稳定
$\Delta$ Log( <i>k</i> )	有	有	-4.326 6***	2	0.009 3	稳定

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%,稳定性结论是在5%的显著性水平得到的。

表3 Ng-Perron 检验

变量	MZa	MZt	MSB	MPT	滞后阶数	结论
Log( <i>gdp</i> )	-6.648 9	-1.600 5	0.240 7	4.398 3	1	不平稳
$\Delta$ log( <i>gdp</i> )	-44.322.7***	-148.867	0.003 36	0.000 58	3	平稳
Log( <i>energy</i> )	-3.232 78	-0.938 45	0.290 29	7.221 55	1	不平稳
$\Delta$ log( <i>energy</i> )	-12.936 2**	-2.514 25	0.194 36	2.004 86	1	平稳
Log( <i>k</i> )	-81.107 3***	-6.260 02	0.077 18	0.520 72	1	稳定
Log( <i>fin</i> )	0.906 69	0.713 29	0.786 69	44.744 5	0	不稳定
$\Delta$ log( <i>fin</i> )	-15.961 7***	-2.806 52	0.175 83	1.603 59	0	稳定
Log( <i>tra</i> )	1.112 73	0.693 05	0.622 84	31.668 4	3	不稳定
$\Delta$ Log( <i>tra</i> )	-13.303 2***	-2.578 5	0.193 83	1.843 84	0	稳定

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%,稳定性结论是在5%的显著性水平得到的。

表 4 ARDL 模型不同之后阶数 AIC、SBC 信息标准及其序列相关 LM 统计量

	LAG	AIC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(2)$	F 值	趋势项
Log( <i>gdp</i> )	1	46.652 4	3.793 7*	3.795 9**	0.322 39	
	1	45.654	3.649 2*	3.650 0**	2.283 4	0.069 554***
	2	47.324 2	0.779 66	1.212 5	0.725 41	
	2	46.555 9	0.339 56	1.317 6	1.405 5	0.130 44*
	3	49.337 1	0.728 90	0.558 08	1.779 6	
	3	49.262	0.001 4	0.862 04	1.431 1	0.004 8
Log( <i>fin</i> )	1	-16.877 7	0.211 11	0.835 64	3.346 7	
	1	-17.684 4	0.413 57	0.511 19	4.169 2	0.283 03
	2	-17.811 8	0.206 36	0.102 82	5.341 8	
	2	-18.773 2	0.114 49	0.071 901	5.868 6	0.563 78
	3	-17.623 7	1.886 7	1.471 7	7.229 0	
	3	-18.485 9	1.525 1	1.193 0	6.392 3	-0.160 15
Log( <i>energy</i> )	1	67.263 6	0.683 22	1.168 4	3.779 1	
	1	66.270 8	0.801 58	1.123 4	4.578 9	0.015 578
	2	65.137 5	0.339 87	1.455 2	7.585 7	
	2	64.584 8	0.396 24	1.395 2	7.396 6	0.023 96
	3	67.294 3	2.636 5	1.416 6	3.509 6	
	3	69.497 8	4.615 7*	3.340 4*	2.325 7	-0.029 7
Log( <i>tra</i> )	1	24.855 0	0.021 0	0.793 76	2.195 6	
	1	24.440 9	0.235 94	1.072 5	4.130 9	0.111 43**
	2	26.633 2	1.108 1	0.536 0	2.275 4	
	2	28.879 7	0.015 92	0.519 32	1.607 7	0.153 45
	3	24.659 8	0.184 98	0.098 68	4.380 0	
	3	25.881 4	0.002 7	0.259 36	3.493 0	0.177 11
Log( <i>k</i> )	1	64.138 7	0.478 29	0.233 05	2.511 8	
	1	65.344 7	0.011 97	0.102 42	1.627 6	0.006 1
	2	59.850 1	1.616 2	0.870 55	3.275 7	
	2	60.803 0	3.043 2*	1.610 0	3.898 3	0.072 23*
	3	61.420 9	0.009 2	0.640 05	7.983 8	
	3	66.940 8	0.020 27	0.122 50	5.137 5	0.063 38

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

最佳滞后阶数选择,要根据 AIC 信息准则,同时考虑 LM 统计量和时间趋势项系数的显著性。综合考虑后,认为式(7)(国民经济增长方程)的最佳滞后阶数为 2,存在时间趋势项;式(8)(金融发展方程)的最佳滞后阶数为 2,不存在时间趋势项;式(9)(能源方程)的最佳滞后阶数为 2,不存在时间趋势项;式(10)(贸易发展方程)的最佳滞后阶数为 1,存在时间趋势项;式(10)(资本结构方程)的最佳滞后阶数为 2,不存在时间趋势项。F 统计量服从一个非标准的分布,而不管变量是水平平稳还是一阶平稳。参考 Pesaran 计算出了该检验的临界范围表,其中自变量个数  $K=5$ 。

从 F 值的显著性可以知道,式(8)中  $\text{Log}(gdp)$ 、 $\text{log}(ene)$ 、 $\text{log}(tra)$  和  $\text{log}(k)$  对  $\text{log}(fin)$  有长期的影响;式(9)中  $\text{log}(gdp)$ 、 $\text{log}(fin)$ 、 $\text{log}(tra)$  和  $\text{log}(k)$  对  $\text{log}(ene)$  有长期的影响;式(10)中  $\text{log}(gdp)$ 、 $\text{log}(ene)$ 、 $\text{log}(fin)$  和  $\text{log}(k)$  对  $\text{log}(tra)$  有长期的影响。结合表 4 和表 5 的结果,可以知道在金融发展方程、能源消费方程和贸易发展方程中的水平变量之间存在长期协整关系。

然后在此基础上,采用 ARDL-ECM 方法对水平变量之间的长期关系和差分变量之间的短期动态关系进行估计。按照常规的步骤,依据 AIC 信息准则对各个变量所有不同阶数的估计方程(共 5 的

次方 125 个)进行分析处理,找出 AIC 值最小的阶数的 ARDL 估计方程,力求模型的简洁化。最后得到 ARDL 模型以及相应的 ECM 模型,从而估计出变量之间的长期和短期动态关系。式(8)(金融发展方程)的最优阶数为 ARDL(3,3,3,2,3),式(9)(能源消费方程)的最优阶数为 ARDL(2,3,3,3,0),式(10)(贸易发展方程)的最优阶数为(3,3,3,1,2),具体结果见表 6 和表 7。

表 5 ARDL 模型的 F 值及临界标准

变量	滞后阶数	趋势项	F 值
$\text{Log}(gdp)$	2	有	1.4055
$\text{Log}(fin)$	2	无	5.3418***
$\text{Log}(ene)$	2	无	7.5857***
$\text{Log}(tra)$	1	有	4.1309*
$\text{Log}(k)$	2	无	3.2757
1%临界值	含趋势项	3.93	5.23
	不含趋势项	3.06	4.15
5%临界值	含趋势项	3.12	4.25
	不含趋势项	2.39	3.38
10%临界值	含趋势项	2.75	3.79
	不含趋势项	2.08	3.00

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示显著水平为 10%、5% 和 1%。

表 6 长期系数值

变量	$\text{Log}(fin)$		$\text{Log}(ene)$		$\text{Log}(tra)$	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
截距项	-46.802 9***	-5.385 2	5.824 4	36.513 6	-10.217 9	-8.771 2
趋势项					0.024 104	1.122 4
Gdp	1.500 7***	3.389 3	-0.257 95***	-12.900 9	0.470 58***	4.663 6
Fin			0.082 498***	6.623 3	-0.200 69***	-5.577 9
Energy	5.720 8***	3.433 5			1.843 2***	12.754 7
Tra	-4.363 0*	-4.982 1	0.487 34***	15.747 6		
K	3.133 1	1.973 0	0.019 715	0.525 21	-0.047 332	-0.397 89
$\chi^2_{sc}$	0.178 49	0.681	0.304 4	0.37	3.369 4	0.081
$\chi^2_{RAMSEY}$	0.124 86	0.731	0.737 26	0.405	0.000 5	0.982
$\chi^2_N$	0.282 81	0.868	3.482 8	0.175	0.740 5	0.691
$\chi^2_H$	0.656 40	0.424	0.643 96	0.429	0.010 9	0.920
F 值	57.977 0***		3 500.1***		2 224.8***	
R <sup>2</sup>	0.988 63		0.999		0.997	
Adj- R <sup>2</sup>	0.971 58		0.994		0.960	

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示显著水平为 10%、5% 和 1%。

表 7 短期系数值

变量	$\Delta \log(gdp)$		$\Delta \log(ene)$		$\Delta \log(tra)$	
截距项	-67.781 0	-3.215 8	5.616 9	8.773 0	-15.707 8***	-5.223 6
趋势项					0.037 055	1.105 6
$\Delta gdp$	1.179 72	0.564 61	-0.050 861	-0.626 39	0.080 317***	2.571 4
$\Delta gdp_{t-1}$	1.642 3	0.671 15	0.076 746	0.805 68	-0.720 87**	-2.250 7
$\Delta gdp_{t-2}$	4.140 9*	1.765 6	0.163 54**	0.076 497	-0.362 00	-1.034 5
$\Delta fin$	0.525 73*	1.762 6	0.013 63*	1.810 9	-0.005 466	-1.420 2
$\Delta fin_{t-1}$	0.311 54	1.191 1	-0.043 342**	-4.212 0	0.184 99***	5.274 1
$\Delta fin_{t-2}$			-0.029 393**	-2.781 6	0.147 0***	4.411 0
$\Delta ene$	7.379 56*	1.792 7			2.288 9***	5.231 2
$\Delta ene_{t-1}$	-3.699 8	-1.096 0	0.325 34***	2.895 2		
$\Delta ene_{t-2}$	4.504 9	1.603 2				
$\Delta tra$	-2.608 8*	-1.936 7	0.185 22***	4.099 3		
$\Delta tra_{t-1}$	2.281 7*	1.919 8	-0.164 22***	-4.423 1	0.538 23***	4.009 7
$\Delta tra_{t-2}$			-0.139 42***	-4.136 4	0.352 97**	2.571 4
$\Delta k$	3.017 9	0.926 11	0.019 013	0.526 05	-0.712 05	-1.596 2
$\Delta k_{t-1}$	-4.331 3	-1.163 4			0.680 33	1.174 5
$\Delta k_{t-2}$	-13.939 3	-3.160 4				
$ecm_{t-1}$	-1.448 2***	0.003	-0.964 38***	-9.302 8	-1.537 3	-6.153 1
$R^2$	0.813 91		0.959 61		0.951 05	
Adj $R^2$	0.534 78		0.919 22		0.887 05	
CUSUM	稳定		稳定		稳定	
CUSUMSQ	略不稳定		稳定		稳定	

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著水平为10%、5%和1%。

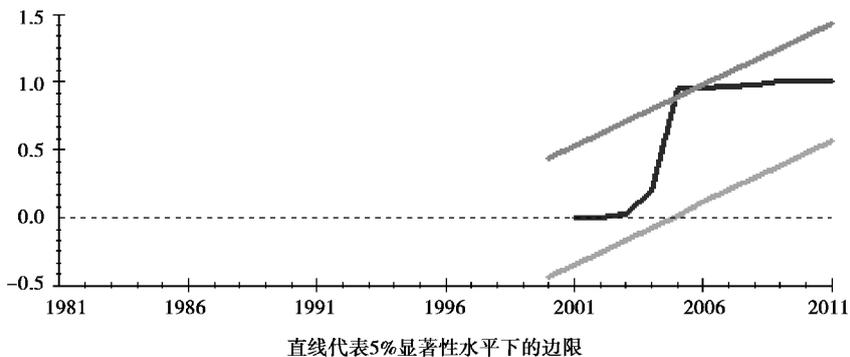


图 1 金融发展方程的递归残差平方累计和图

表7的结果显示,3个方程的误差修正项都显著为负值,这说明 ARDL-ECM 模型拟合效果良好,各个方程均不存在残差序列相关。本文还估计了各个方程的递归残差累计和(CUSUM)以及递归残差平方累计和(CUSUMSQ),对模型结构的参数稳定性进行检验。除了式(8)的递归残差平方累计和略不稳定之外(见图1),其余的检验都显示回归参数是稳定的(此处省略了 CUSUM 图和 CUSUMSQ 图)。因此 ARDL-ECM 模型的结论是可靠的。

按照 ARDL 模型的最终设定形式,对金融发展方程、能源消费方程和贸易发展方程进行了重新估计。表6是利用 ARDL 模型估计的长期系数值,反映了各个变量之间的长期关系。表7是 ECM 模型估计的结果,其利用水平变量之间的长期关系对方程的一阶滞后水平变量进行线性替代后进行估计,以描述各个变量之间短期动态效应。

表6中的F统计量说明三个方程的被解释变量与解释变量之间存在的长期关系是显著的。具体在金融发展方程中,金融发展的能源消费弹性系数为5.7208。即能源消费提高1%会导致金融发展提高5%左右。而在能源消费方程中,能源消费的金融发展弹性系数为0.082498,金融发展提高1%会导致能源消费提升0.08%左右。这表明,从长期来看,金融发展会促进能源消费的增长,而同时能源消费也促进了金融的发展。这一点与理论的预期是相符合的。同时注意到,能源消费对金融发展的影响程度要超过金融发展对能源消费的影响程度。也就是说长期来看,金融业发展与能源消费两者之间会相互影响,但是能源消费对金融发展的影响要更大。作为重要的生产要素,能源的消费是与经济生产、生活消费结合在一起的,能源消费的快速增大会推动生产和消费的快速增大会带来金融发展(商业银行为代表)的快速发展。金融发展的表现就是资产端(银行信贷)和负债端(企业、居民存款)的快速增长。但是反作用却要弱很多,这主要是因为科技发展和中国产业结构的升级。最近几十年全球科技的快速进步以及中国政府积极推动的产业结构升级,带来的一个直接效应就是相同额度的银行信贷会带来更多的经济增长,同时消耗更少的能源。

在短期关系中,可以知道能源消费对金融发展

的影响主要集中在第一期。即当期的能源消费会促进当期的金融发展,但是对随后1年、2年的金融发展没有显著影响。即在短期动态相互关系中,能源消费会促进金融发展,但是不存在滞后效应。这说明能源消费对金融发展(这里主要指银行信贷,下同)有短期刺激作用,但是这种效应是不可持续的。在能源消费方程中,结果表明金融发展会显著影响能源消费,当期的金融发展会促进能源消费的增长,但是当期的金融发展还存在一个负向的滞后效应,即会导致随后1年、2年的能源消费增速的降低。从前面的结果可以知道,金融发展对能源消费的长期影响是正的,但是短期来看当期的金融发展对随后1年、2年的能源消费的影响却是负的。这也印证了使用 ARDL-ECM 模型进行研究的必要性和合理性。金融发展对能源消费的当期正效应和负向的滞后效应,和第2部分文献综述中的理论演绎结果是一致的。即从理论上来说,金融发展同时拥有正向和负向影响能源消费的传导途径,实证结论也很好地证实了这个推论。

控制变量的系数符合理论预期,其中经济增长是金融发展和能源消费的长期显著因素,但是对于金融发展的影响显著为正,而对于能源消费的影响显著为负。前者符合主流研究结果,后者参考库兹涅茨曲线理论,也是符合预期的。即随着经济发展到一定程度,反而导致能源消费的降低。从长期来看,贸易发展对金融发展存在负的显著影响,对能源消费存在正的显著影响。资本存量对金融发展和能源消费的影响都不显著。总体来说,控制变量的估计结果是符合理论预期的,也说明了本次研究结论是可信的。

#### 四、研究结论

无论在金融发展研究领域还是在能源消费研究领域,现有的文献都很少涉及这两者之间可能存在的相互关系。这一方面可能是被忽视了,另一方面是认为金融发展这个因素已经隐含在影响经济增长因素中了。但是金融发展与能源消费的影响机制具有自身的特殊性,如果把金融因素简单地隐含在经济增长因素里面,会把金融发展与能源消费之间的某些特殊性也隐藏起来。本文基于中国1978年至2011年的年度数据,使用 ARDL-ECM 模

型进行了实证研究,结果表明金融发展、能源消费、经济增长、对外贸易和资本投资之间存在长期协整关系,结论是稳健可靠的。此外,本文在研究中也考察了其他控制变量对金融发展、能源消费的影响,其结果也基本符合主流的研究结论。

从长期来看,金融发展与能源消费之间存在显著的相互影响,即能源消费的快速增长会促进金融的发展,而金融的快速发展也会促进能源消费的增长。但是两者相互影响的程度并不相同,能源消费对金融发展的促进作用要明显大于金融发展对能源消费的促进作用。从短期来看,当期能源消费只会影响当期的金融发展,并不会显著影响随后1年、2年的金融发展。从结论可以推测,目前我国靠投资推动经济增长对于金融发展来说也是有益的,因为投资,特别是大规模的工业投资,一定会导致能源消费的快速增长,而能源消费的快速增长会显著地促进当地的金融发展。但是短期来看这种促进关系并不显著,除了能源消费的当期影响是显著的之外。因此政府在推动大型工业投资进而推动能源消费的快速攀升时,会考虑能源消费带来环境污染、排放增长等不利因素,同时也会综合考虑其对当地金融业所带来的长期收益。

与此相对应的是,金融发展也会对能源消费产生显著影响,但是这种影响的程度要小于能源消费对金融发展的影响。同时就金融发展对能源消费的影响本身来说,其短期影响和长期影响存在显著的不同。长期来看,金融发展显著地促进了能源消费的增长;而从短期来看,当期金融发展对当期能源消费的影响是正的(即金融快速发展会促进当年的能源消费增长),但是会降低随后1年和2年的能源消费增长。一个合理的解释是,金融发展在促进经济扩大再生产的同时,也通过技术更新、设备升级、企业研发等方式降低了能源消费。金融发展对能源消费的长期促进作用、短期抑制作用,正好与查冬兰和周德群(2010)、史红亮和陈凯(2012)关于能源回弹效应的研究结论相一致。这一方面与中国经济发展阶段有关系,即库兹涅茨曲线中的拐点,只有当中国经济越过了库兹涅茨曲线的拐点,随着社会经济、金融的发展能源消费才会缓慢地降低;另一方面政府、学术界和企业都要积极研究金融发展对能源消费影响的微观机制,从而更好地发

挥金融发展通过技术升级和产业转型等途径实现节能减排的作用,实现金融产业的“绿色发展”。

#### [参考文献]

- [1] BELKE A, DOBNIK F, DREGER C. 2011. Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship [J]. *Energy Economics*, 2011, 33(5): 782-789.
- [2] JALIL A, FERIDUN M, MA Y. 2010. Finance-growth nexus in China revisited: New evidence from principal components and ARDL bounds tests [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2010, 19(2): 189-195.
- [3] PESARAN M H, SHIN Y, SMITH R J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2001, 16(3): 289-326.
- [4] SADORSKY P. 2010. The impact of financial development on energy consumption in emerging economies [J]. *Energy Policy*, 2010, 38(5): 2528-2535.
- [5] SADORSKY P. 2011. Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies [J]. *Energy Policy*, 2011, 39(2): 999-1006.
- [6] SHAHBAZ M, LEAN H H, FAROOQ A. 2013. Natural gas consumption and economic growth in Pakistan [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2013, 18(3): 87-94.
- [7] TAMAZIAN A, BHASKARA R B. 2010. Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies [J]. *Energy Economics*, 2010, 32(1): 137-145.
- [8] ZHANG Y, FAN J, CHANG H. 2011. Impact of China's stock market development on energy consumption: an empirical analysis [J]. *Energy Procedia*, 2011, 5(8): 1927-1931.
- [9] ZIVOT E, ANDREWS D W. 1992. Further evidence on the great crash, the Oil-Price shock, and the Unit-Root hypothesis [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, 10(3): 58-97.
- [10] 查冬兰,周德群.基于CGE模型的中国能源效率回弹效应研究[J].*数量经济技术经济研究*,2010(12):39-53.
- [11] 陈首丽,马立平.我国能源消费与经济增长效应的统计分析[J].*管理世界*,2010(01):167-168.
- [12] 单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952—2006年[J].*数量经济技术经济研究*,2008(10):17-31.

- [13] 胡军峰,赵晓丽,欧阳超.北京市能源消费与经济增长关系研究[J].统计研究,2011(03):79-85.
- [14] 林伯强,魏巍贤,李丕东.中国长期煤炭需求:影响与政策选择[J].经济研究,2007(02):48-58.
- [15] 龚萍,黄德春.水利金融的市场运行机制研究[J].河海大学学报:哲学社会科学版,2014(3):18-21.
- [16] 齐绍洲,云波,李锴.中国经济增长与能源消费强度差异的收敛性及机理分析[J].经济研究,2009(04):56-64.
- [17] 史红亮,陈凯.2012.我国钢铁业能源消耗强度变动及因素分析——基于分解模型的实证分析[J].软科学,2012(01):36-41.

(责任编辑:夏东,朱德东)

## Research on the Interactive Relationship between Financial Development and Energy Consumption Based on the Empirical Analysis ARDL-ECM Model

LIU Jian-feng

(School of Finance, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** This study investigates the dynamic causal relationship between financial development and energy consumption. This paper begins with the researches on economic growth & financial development and economic growth & energy consumption, and then gives theoretic basis and the necessity of the research. Based on Cobb-Douglas production function, empirical research model is deduced. The long-term correlation and short-term dynamic relationship between financial development and energy consumption is studied using ARDL-ECM Model. The study shows that there is long-term, positive, balanced relationship between financial development and energy consumption in the long run, i.e. financial development and energy consumption promote each other. However, energy consumption has greater impact on financial development. From the perspective of the short-term dynamic relationship between variates, present financial development can enhance present energy consumption, but reduces energy consumption growth in following 1 or 2 years; while present energy consumption can affect present financial development only, and there is no delay effect. This paper provides new mindset and research basis for better understanding financial development and energy consumption.

**Key words:** energy consumption; financial development; ARDL-ECM Model