

基于产业链视角对原油期货与 PTA 期货价格关联性的分析

马郑玮 琚心然* 姚 瑜 冯异立

(中国石油大学(北京)经济管理学院,北京 102249)

摘要:选取中国 2018 年 3 月 26 日—2019 年 9 月 30 日上海原油期货(INE 原油期货)与精对苯二甲酸(PTA)期货主力合约价格连续数据,采用平滑转换回归模型(STR)对 INE 原油期货与 PTA 期货价格关联性展开研究。结果表明,从顺向联动的视角来看,在不考虑非线性的影响时,原油期货价格与 PTA 期货价格之间的关系是正向的,但非线性关系的加入降低了这种联动效果;从逆向联动的视角来看,无论是否存在非线性的作用,二者都呈正相关。

关键词:石油;原油期货;PTA 期货;STR 模型;能源经济

中图分类号: F062.1

文献标志码: A

文章编号: 0253-4320(2020)S-0006-06

DOI: 10.16606/j.cnki.issn.0253-4320.2020.S.002

Analysis on price relationship between crude oil futures and PTA futures on perspective of industrial chain

MA Zheng-wei, JU Xin-ran*, YAO Yu, FENG Yi-li

(School of Economics and Management, China University of Petroleum-Beijing, Beijing 102249, China)

Abstract: Taking the continuous data of main future contract prices of Shanghai crude oil (INE) futures and purified terephthalic acid (PTA) futures from March 26th 2018 to September 30th 2019 as study objects, the correlation between the prices of INE futures and PTA futures is studied by using smooth transition regression (STR) model. It is found that from the perspective of forward linkage, the relationship between INE futures price and PTA futures price is positive without considering the impact of non-linearity, but the addition of nonlinear relationship reduces the linkage effect. From the perspective of reverse linkage, the relationship between INE futures price and PTA futures price is positive correlation, whether there is nonlinear effect or not.

Key words: petroleum; crude oil futures; PTA futures; STR model; energy economy

2018 年 3 月 26 日,上海原油期货在上海国际能源交易中心(INE)上市交易。从区域角度看,INE 原油期货的发展有利于建立亚太地区的原油定价体系,弥补现有全球原油定价体系不能全面地反映亚太地区供求关系的缺陷,更有望与 WTI 与 Brent 形成全球三足鼎立的原油定价局面。

精对苯二甲酸(PTA)作为原油的下游产品,广泛用于聚酯纤维(涤纶)生产等纺织领域。中国作为全球最大的 PTA 生产、消费以及进口国,早在 2006 年 12 月 18 日就于郑州商品期货交易所全球首发上市了 PTA 期货。现阶段中国境内超过 90% 的 PTA 相关企业都参与到期货交易中,期货价格也成为行业定价的参考标准。2018 年 11 月 30 日,中

国 PTA 期货引入境外交易者,这有效提升了 PTA 期货对全球市场定价的影响力。

从石油化工产业链的角度看,PTA 是从原油—石脑油—对二甲苯(PX)—PTA 3 个环节(如图 1 所示)

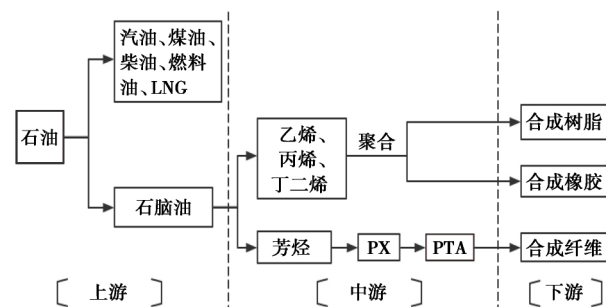


图 1 石油全产业链

收稿日期: 2020-04-11; 修回日期: 2020-08-03

基金项目: 国家社会科学基金项目“低收入群体网络借贷风险识别、评估与防范研究”(18BJY251); 教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于政府视角的网络借贷风险管理体系与管理效率研究”(17YJC790107)

作者简介: 马郑玮(1980-),男,博士,副教授,主要研究方向为金融风险、能源管理、能源金融; 琚心然(1999-),女,本科生,主要研究方向为能源金融、财务与会计,通讯联系人,3434655147@qq.com。

加工而成的末端产品。按照成本推动因素,原油价格的波动将在一定程度上影响下游产品的成本,进而影响价格走势;PTA 产品的市场供需情况也可能反作用于上游原油市场,从而逆向影响原油价格。原油与 PTA 均为中国重要的大宗商品,且从产业链角度看,二者存在显著关联。因此,明确 INE 原油期货与下游化工产品 PTA 期货的价格关联性对于完善期货市场研究、预测和建设价格发现体系及相关企业规避风险等具有重要意义。

1 文献综述

在现有的研究中,学界研究对象主要集中在国际原油期货价格与 PTA 期货价格上,而涉及 INE 原油期货价格的研究相对较少。

在中国有关原油期货价格与 PTA 价格方面的研究中,花小伟^[1]认为,PTA 期价与 WTI 现价存在正相关性,且 PTA 期价波动有着明显的滞后效应;刘映琳等^[2]则基于多重相关性结构断点的分析指出,中国商品期货价格与国际原油价格之间的相关性呈现某种“周期性”;王海滨等^[3]认为,中国 PTA 与 PX 价格具有较高相关性;戴文群等^[4]指出,中国原油期货价格与国际原油期货价格之间互为显著的 Granger 因果关系;梁仁方等^[5]运用 Copula-CoVaR 模型测算了 Brent 原油期货和 PTA 期货之间的溢出效应,表明原油期货会对 PTA 期货产生正向溢出效应,而 PTA 期货会对原油期货产生反向溢出效应;而申林^[6]却指出,PTA 期货价格和原油期货价格长期存在一定的相关性,但是两者也有明显不相关的情况和完全相关的情况。原油价格对 PTA 价格存在着从成本到市场心理上的支撑,但是原油价格并不能完全主宰 PTA 的行情。

而在其他国家,有相关学者研究了影响原油价格的相关因素。Siok^[7]在《揭示影响全球大宗商品价格的石油与非石油来源因素:阈值与非对称建模方法的结合》一文中说,石油需求是导致石油冲击的主要驱动力,石油冲击可能是不对称的;针对这些问题,此研究将石油来源量化为石油需求来源和石油供应来源,并运用非线性模型比较石油来源和非石油来源对全球各部门大宗商品价格的影响程度;非对称性和石油资源的门槛效应表明油价变动引发了宏观变量的制度变迁;石油资源对全球大宗商品价格上涨的影响相对较小;然而,石油的阈值效应是显著的。研究结果表明,全球的需求和供应是决定

商品价格上涨的主要因素。Huang 等^[8]在《从时间尺度重新审视油价震荡的驱动因素》中发现,只有石油供求能够影响原始时间范围内的石油价格冲击,而期货市场是所有分解时间范围内的一个重要因素,政治不稳定和石油库存影响了中短期内的石油价格,而世界经济和石油生产只在中长期范围内对油价产生影响。这些结果表明,油价的长期驱动因素决定了油价的基本走势,而中短期因素则加剧了油价的波动。Josué 等^[9]在《原油与成品油价格动态关系的多分辨率多元分析》中分析了 7 种商品价格之间的关系:西德克萨斯中质原油和 6 种蒸馏产品(常规汽油、普通汽油、热油、柴油、煤油和丙烷),结果表明,小波相关系数在整个周期内都很强。2013—2015 年,相关值有很强的衰减,这种衰退的最合理解释是美国致密油生产过剩和全球石油需求放缓。这为能源研究和其他领域的应用提供了新的机遇。

综上所述,学界普遍认为原油产业链中产品价格间存在关联性,但关联紧密程度却因为在不同时期受不同因素的影响而表现不同(如图 2 所示)。从研究内容上看,由于 INE 原油期货上市时间短、数据量少,学者多采用国际原油期货价格进行研究,因此进行产业链视角下的 INE 原油期货与 PTA 期货的价格关联性研究具有一定的意义。从研究方法上看,平滑转换自回归(STR)模型多数应用于电力电子系统中反映输入和输出的变量关系,其在经济领域主要应用于经济政策分析评价,对于原油产业链价格关联性的分析则鲜有涉及。但 STR 模型作为目前应用最为广泛的一类非线性时间序列模型,能够刻画所研究变量处于不同的机制以及机制间的非线性转换。因此,本文采用 STR 模型来研究 INE 原油期货和 PTA 期货市场间的价格关联性。

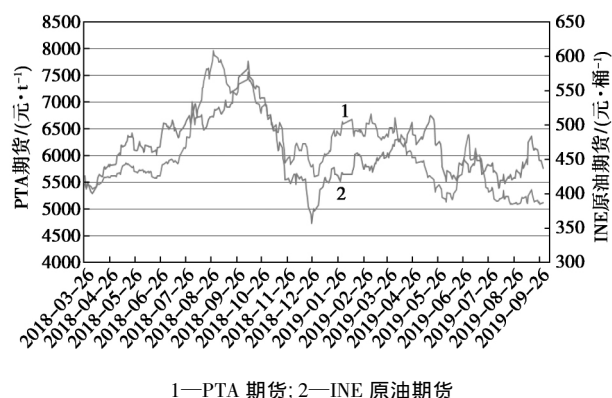


图 2 PTA 与 INE 原油期货价格走势

2 模型简介及设定过程

STR 模型同时考虑了线性和非线性两种体制,并通过对非线性模型的估计与分析,研究两种体制之间的过渡特征。STR 模型在体制之间的转换是由一个连续的转换函数决定的,其取值范围为 $[0, 1]$ 。根据转换函数的不同,STR 模型可分为对数 STR 模型(LSTR)和指数 STR 模型(ESTR)。LSTR 模型为单调增加的转换函数(LSTR1 模型),而 ESTR 模型则为关于门限值点对称的转换函数(LSTR2 与 ESTR 模型类似)。

2.1 模型设定

标准 STR 模型如式(1)所示:

$$y_t = \phi'z_t + \theta'z_t G(\gamma; c, s_t) + u_t \quad (1)$$

式中: z_t 为解释变量,包含自变量与转换变量; $G(\gamma, c, s_t)$ 为转换函数; s_t 为转换变量; γ 为平滑参数或斜率参数,表明了机制转换的速度; c 为位置参数,即门槛值或阈值。

其中 LSTR 或 LSTR1 表示为式(2):

$$G(\gamma; c, s_t) = 1 + \exp[-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)^2] \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

ESTR 或 LSTR2 表示为式(3):

$$G(\gamma; c, s_t) = 1 - \exp[-\gamma (s_t - c_k)^2] \quad \gamma > 0 \quad (3)$$

2.2 线性检验

假定 s_t 是 z_t 中的一个元素,可得到辅助回归方程,即式(4):

$$y_t = \beta_0'z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j'z_t s_t^j + u_t^* \quad (4)$$

式中: $z_t = (1, z_t)$; u_t^* 为 u_t 的函数,且 $u_t^* = u_t + R_3(\gamma, c, s_t) \theta'z_t$, 余项为 $R_3(\gamma, c, s_t)$ 。

零假设: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 。

原假设表明模型是线性的,如果拒绝原假设表明模型是非线性的。

当样本较小时,卡方统计量(T 检验)会受到严重扭曲,这时建议使用 F 统计量。在本研究中采用 F 检验统计量。

2.3 选择模型类型

当判定模型是非线性后,就需要选择模型类型 LSTR1 或 LSTR2。

假设: $H_{02}: \beta_3 = 0$; $H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$; $H_{04}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ 。

如果对 H_{03} 的检验以 p 值来衡量最强烈拒绝,就选择 LSTR2 模型;如果最强烈拒绝 H_{04} ,就选择 LSTR1 模型。

2.4 估计初始值

初始值的确定是使用格点搜索法设定。格点搜索法是根据线性参数的特点,确定 γ 和 c 参数存在的可能区间,分别在最大值与最小值中间等间距取 30 个值构造二元网格,构造出 900 个二维网格,将所有组合得到的开关函数带入到原模型中,计算每一参数组合下的残差平方和 SSR,并依次求出整个二维参数空间下使得残差平方和最小时所对应的 γ 和 c ,以其中的最小值对应的参数组合为模型的初始值,确定最优结果,当组合同时使得残差平方和达到最小时,取转换速度 γ 最大的为宜。

2.5 模型稳健性检验

2.5.1 无残差自相关检验

零假设: 残差不存在自相关。备择假设: 残差在最大阶 q 时存在自相关。检验统计量为式(5):

$$F_{LM} = [(\text{SSR}_0 - \text{SSR}_1) / q] / [\text{SSR}_1 / (T - n - q)] \quad (5)$$

式中: SSR_0 为线性模型 $y_t = z_t \phi' + e_t$ 的残差平方和; SSR_1 为式(4)的残差平方和。

2.5.2 异方差检验

对残差项是否存在异方差的检验采用的是 ARCH 模型。检验一个模型的残差是否含有 ARCH 效应的两种方法为 ARCH-LM 检验和残差平方图检验。本文研究的样本是 INE 原油期货上市一年来的数据,样本容量相对较小,所以对残差序列的自相关检验采用 F 检验。然后运用 JB 检验、ARCH-LM 检验分别对模型进行正态性检验和异方差检验。

3 变量的选择与样本数据说明

为了分析中国原油期货上市以来原油期货价格与 PTA 期货价格之间的关联性,本文选取 2018 年 3 月 26 日—2019 年 9 月 30 日为研究区间。以 INE 原油期货与 PTA 期货的活跃合约价格与 1 月交割连续价格共 4 组数据进行分析。鉴于期货市场的交易时间会受到节假日的影响,将交易日期不匹配的数据剔除,从而获取匹配度更高的现货与期货价格数据,最终得到 372 组数据。同时,为了消除原始数据可能存在的异方差,分别对原油期货价格序列、PTA 期货价格序列、原油现货价格序列与 PTA 现货价格序列取对数,记作 $\ln\text{FO}$ 、 $\ln\text{FPTA}$ 、 $\ln\text{AO}$ 、 $\ln\text{APTA}$,对应的一阶差分序列分别记作 $d\ln\text{FO}$ 、 $d\ln\text{FPTA}$ 、 $d\ln\text{AO}$ 、 $d\ln\text{APTA}$ 。样本数据均来自 Wind 数据库。

4 产业链顺向联动实证分析

4.1 非线性检验

运用 JMulTi 软件进行非线性检验,选择不同的转换变量,根据其显著性大小选择合适的转换变量及转换形式,结果如表 1 所示。由检验结果可以看出,当转换变量为 $\text{dlnFPTA}(t-2)$ 、 $\text{dlnFO}(t)$ 、

$\text{dlnFO}(t-1)$ 、 $\text{dlnAPTA}(t-1)$ 、 $\text{dlnAPTA}(t-2)$ 时模型均存在非线性函数关系,这在一定程度上表明了原油价格与 PTA 价格之间存在着非线性的依从关系。当以 $\text{dlnAPTA}(t-1)$ 作为转换变量时, F_3 统计量的 p 值最小,接受线性假设的伴随概率最低,所以本文选择 $\text{dlnAPTA}(t-1)$ 作为转换变量,确定转换函数的形式为 LSTR2,进行下一步的参数估计操作。

表 1 转换变量及模型形式的选择

转换变量	F	F_4	F_3	F_2	模型形式
$\text{dlnFPTA}(t-1)$	—	9.6032×10^{-7}	3.1641×10^{-14}	9.7172×10^{-3}	线性
$\text{dlnFPTA}(t-2)$	1.0007×10^{-3}	4.9163×10^{-2}	1.1654×10^{-2}	4.2859×10^{-2}	LSTR2
$\text{dlnFO}(t)$	1.7690×10^{-8}	1.7725	2.3709×10^{-6}	6.5359×10^{-1}	LSTR2
$\text{dlnFO}(t-1)$	3.3411×10^{-2}	6.4396×10^{-4}	8.8737×10^{-1}	5.5815×10^{-1}	LSTR1
$\text{dlnFO}(t-2)$	1.0088×10^{-1}	1.1125×10^{-1}	3.5504×10^{-1}	1.8821×10^{-1}	线性
$\text{dlnAPTA}(t)$	—	3.8227×10^{-1}	1.1448×10^{-2}	2.6423×10^{-14}	线性
$\text{dlnAPTA}(t-1)$	7.6947×10^{-7}	1.2248×10^{-1}	8.7796×10^{-7}	2.6151×10^{-2}	LSTR2
$\text{dlnAPTA}(t-2)$	4.4997×10^{-3}	4.5244×10^{-2}	1.5981×10^{-1}	1.8501×10^{-2}	LSTR1

注: F 统计量为上文所述检验线性假设统计量;表中数值为相应统计量的 p 值,即相伴概率。

4.2 模型的参数估计

在确定了转换变量及模型形式后,对转化函数的参数 c 和 γ 的初始值进行估计。采用二维网格点搜索法,构造位置参数 c 的区间为 $[-0.087, 0.0316]$,平滑参数 γ 的区间为 $[0.50, 10.00]$ 。得到模型的平滑参数 γ 和位置参数 c_1 、 c_2 初始值分别为 10.000 0、-0.087 0 和 0.019 4,此时回归方程的残差平方和达到最小,为 0.024 4。上述 3 个参数都落在了构造区间内部,可以用其作为进一步优化的初始值。之后,运用牛顿-拉夫森迭代算法得到模型中其他参数的估计值,将条件似然函数对参数求偏导,即可获得 LSTR2 模型参数的最终估计值,结果见表 2。

表 2 参数估计结果

	变量	初始值	估计值	t 值
线性部分	$\text{dlnFPTA}(t-1)$	0.13545	0.13100	$3.5382^{***}(0.0005)$
	$\text{dlnFO}(t)$	0.08733	0.09017	$2.8825^{***}(0.0042)$
	$\text{dlnAPTA}(t)$	0.81381	0.80715	$19.7905^{***}(0.0000)$
	$\text{dlnFO}(t-1)$	-0.07632	-0.07424	$-2.4606^{**}(0.0143)$
	$\text{dlnFO}(t-2)$	0.03674	0.04506	$1.5603(0.1196)$
非线性部分	CONST	0.04975	0.02718	$2.2032^{**}(0.0282)$
	$\text{dlnFPTA}(t-1)$	-2.13208	-2.04825	$-7.5691^{***}(0.0000)$
	$\text{dlnFPTA}(t-2)$	0.70019	0.62775	$4.0976^{***}(0.0001)$

$\text{dlnFO}(t)$	-0.66455	-0.61788	$-4.8030^{***}(0.0000)$
$\text{dlnAPTA}(t-1)$	0.56012	1.38223	$2.9949^{***}(0.0029)$
$\text{dlnAPTA}(t-2)$	-1.72001	-1.62375	$-6.0946^{***}(0.0000)$
γ	10.00000	54.85299	0.9798
c_1	-0.08704	-0.08733	0
c_2	0.01935	0.01883	0.0002

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下的显著性;括号中的数值为 t 值所对应的 p 值。

如表 2 所示, γ 参数为 54.852 99,说明模型的体制转换速度很大,当选择 PTA 现货的一阶滞后为转换变量时,存在两个位置参数,说明该模型有 3 种体制,当转换变量 $\text{dlnAPTA}(t-1) = -0.034 25$ 时,转换函数 $G = 0$,非线性部分消失,模型表现为完全的线性模式,此时可以看到 $\text{dlnFO}(t)$ 、 $\text{dlnFO}(t-1)$ 和 $\text{dlnFO}(t-2)$ 对 $\text{dlnFPTA}(t)$ 的影响都很显著,需要注意的是 $\text{dlnFO}(t)$ 和 $\text{dlnFO}(t-2)$ 对 PTA 价格的影响是正向的,而 $\text{dlnFO}(t-1)$ 对 PTA 价格的影响是负向的,不过 $\text{dlnFO}(t)$ 和 $\text{dlnFO}(t-2)$ 的影响要比 $\text{dlnFO}(t-1)$ 的影响更强。由此可知,原油期货价格对 PTA 期货价格有较为明显的正向联动效果。当转换变量 $\text{dlnAPTA}(t-1)$ 位于区间 $[-0.087 33, 0.018 83]$ 时,转换函数 $G = 0.5$,原油期货对 PTA 价

格产生非线性影响。当转换变量 $\text{dlnAPTA}(t-1)$ 小于 -0.08733 或大于 0.01883 时,转换函数向 1 转换,模型中的非线性部分逐渐发挥作用。由以上分析得出,当转换函数为 0 时,原油期货价格对 PTA 期货价格有正向影响,而原油期货价格对 PTA 期货价格的非线性影响降低了两种期货价格间的联动效果。结果显示,各解释变量对 PTA 期货存在长期效应,各变量对 PTA 价格的影响形式不同。

4.3 稳健性检验

为了保证所估计的原油期货价格与 PTA 期货价格之间的非线性动态模型具有良好的统计性质,接下来对模型进行稳健性检验。对残差序列进行检验的结果如表 3 所示。

表 3 稳健性检验

残差无序列自相关检验				
滞后阶数	F 统计量值	df1	df2	p 值
1	3.0776	1	354	0.0802
2	1.6204	2	352	0.1993
3	1.1431	3	350	0.3324
4	1.6433	4	348	0.1629
5	1.4511	5	346	0.2054
6	1.3308	6	344	0.2426
7	1.1669	7	342	0.3212
8	1.2167	8	340	0.2881
ARCH-LM 检验 滞后阶数 1~8				
T 检验	11.3167	p 值	0.1844	无 ARCH 效应
F 检验	1.4602	p 值	0.1705	无 ARCH 效应

从残差的检验结果可看出,误差项的滞后阶数取值在 1~8 之间时,残差无序列自相关检验的 F 统计量的 p 值在 5% 的水平下显著,所以接受残差无序

列相关的假设;由 ARCH 效应检验的结果来看, T 统计量的 p 值为 0.1844, F 统计量的 p 值为 0.1705,也就是说在 5% 的显著性水平下不存在 ARCH 效应,表明能以较大的概率接受误差项服从正态分布的假定。

5 产业链逆向联动实证分析

在逆向联动分析中,以 PTA 价格作为自变量,而原油价格作为因变量,即分析下游产品的价格变化对上游产品价格的反向推动作用。

本研究遵循 STR 模型构建步骤,用 VAR 模型确定模型的线性部分。根据 AIC 法则确定了模型中线性部分的最优滞后期为 2,参考检验结果,依据变量的显著程度,剔除了参数不显著的部分,确定了模型的线性形式如式 (6):

$$\begin{aligned} \text{dlnFO} = & 0.176\text{dlnFPTA}(t) + 0.685\text{dlnAO}(t) + \\ & (0.039) \quad (0.036) \\ & 0.149\text{dlnAO}(t-1) + 0.086\text{dlnAO}(t-2) + u \quad (6) \\ & (0.035) \quad (0.050) \end{aligned}$$

5.1 非线性检验

确定模型线性形式后,进行模型的非线性检验。通过 JMulTi 软件得到了模型非线性检验结果,如表 4 所示。由检验结果可以看出,当转换变量为 dlnAO 、 dlnFPTA 、 $\text{dlnAO}(t-1)$ 、 $\text{dlnFPTA}(t-1)$ 、 $\text{dlnFO}(t-2)$ 、 $\text{dlnFPTA}(t-2)$ 时模型均存在非线性函数关系。当以 $\text{dlnAO}(t-1)$ 为转换变量时,接受线性假设的概率为远小于 1%,因此在 1% 的显著性水平下,拒绝了原油期货价格与 PTA 期货价格之间线性关系的假设,接受两者之间存在非线性关系的备择假设。之后在检验结果 F_4 、 F_3 、 F_2 的值中,根据 F_3 统计量的 p 值最小,确定转换变量,如表 4 所示,选定 dlnAO 为转换变量,因此确定转换函数 G 的形式为 LSTR2。

表 4 转换变量及模型形式的选择

转换变量	F	F_4	F_3	F_2	模型形式
dlnAO^*	7.7599×10^{-8}	4.6466×10^{-3}	1.9193×10^{-4}	6.8403×10^{-4}	LSTR2
dlnFPTA^*	8.1567×10^{-4}	3.4445×10^{-2}	3.3191×10^{-1}	9.1250×10^{-4}	LSTR1
$\text{dlnFO}(t-1)^*$	6.0383×10^{-2}	1.3765×10^{-1}	8.8049×10^{-2}	3.0778×10^{-1}	线性
$\text{dlnAO}(t-1)^*$	7.4281×10^{-3}	1.0433×10^{-1}	1.4111×10^{-2}	1.6489×10^{-1}	LSTR2
$\text{dlnFPTA}(t-1)^*$	4.3198×10^{-3}	3.4274×10^{-1}	1.4856×10^{-1}	1.3212×10^{-3}	LSTR1
$\text{dlnFO}(t-2)^*$	4.4660×10^{-2}	4.7645×10^{-1}	2.4339×10^{-2}	1.5883×10^{-1}	LSTR2
$\text{dlnAO}(t-2)^*$	1.2968×10^{-1}	6.8809×10^{-1}	1.5295×10^{-1}	6.9562×10^{-2}	线性
$\text{dlnFPTA}(t-2)^*$	7.1568×10^{-3}	3.9670×10^{-1}	2.4709×10^{-2}	1.7618×10^{-2}	LSTR1
TREND [*]	3.4050×10^{-3}	9.4045×10^{-5}	5.2220×10^{-1}	4.9109×10^{-1}	LSTR1

5.2 模型的参数

在拒绝了模型的线性设定并确定了模型的转换变量与函数形式后,对转化函数的参数 c 和 γ 初始值进行估计,在此基础上估计方程的系数。采用二维网格点搜索法,对位置参数 c 构造区间为 $[-0.087\ 0, 0.031\ 6]$,转换速度参数 γ 的构造在 $[0.50, 10.00]$ 区间。模型的平滑参数 γ 和位置参数 c_1 、 c_2 分别为 $10.000\ 0$ 、 $-0.061\ 0$ 、 $0.022\ 6$,此时回归方程的残差平方和达到最小,为 $0.031\ 7$ 。上述 3 个参数都落在了构造区间内部,可以用其作为进一步优化的初始值。在 JMulTi 软件中,对 STR 模型进行参数估计使用牛顿-拉夫森算法,获得 LSTR2 模型参数的最终估计值,结果见表 5。

表 5 参数估计结果

	变量	初始值	估计值	t 值
线性部分	$\text{dlnFO}(t-2)$	-0.1093	-0.10928	-2.2174^{**}(0.0272)
	$\text{dlnFPTA}(t)$	0.15415	0.15414	3.9278^{***}(0.0001)
	$\text{dlnAO}(t)$	1.07889	1.07795	0.0000^{***}(0.0001)
	$\text{dlnFPTA}(t-1)$	-0.49943	-0.49803	0
	$\text{dlnAO}(t-1)$	0.59745	0.59630	0.0000^{*}(0.0768)
非线性部分	CONST	0.00212	0.00213	2.6329^{***}(0.0088)
	$\text{dlnFO}(t-1)$	-0.17793	-0.17835	-0.0000^{***}(0.0000)
	$\text{dlnAO}(t)$	-0.76946	-0.76859	-0.0000^{***}(0.0000)
	$\text{dlnFPTA}(t-1)$	1.33069	1.32962	2.9142^{***}(0.0038)
	$\text{dlnAO}(t-1)$	-1.12000	-1.11911	-0.1626016
	$\text{dlnFPTA}(t-2)$	-0.19657	-0.19698	-0.0000^{***}(0.0001)
	$\text{dlnAO}(t-2)$	0.23152	0.23195	3.6936^{***}(0.0003)
	γ	0.12000	0.12013	0.0000^{***}(0.0000)
	c_1	-0.06096	-0.06103	-0.0000^{***}(0.0000)
	c_2	0.02263	0.02270	0.0000^{***}(0.0602)

注: 括号内的数值表示 t 统计量; ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下的显著性。

结果显示,各解释变量对原油期货存在长期效应,而各变量显示出的影响形式不同。由于平滑参数为 $0.120\ 130$,说明模型的体制转换速度很小,模型较为平滑。当选择原油现货的一阶差分为转换变量时,存在两个位置参数 c_1 和 c_2 。当转换变量 dlnAO 属于 $-0.061\ 03 \sim 0.022\ 70$ 时,转换函数 $G=0$,非线性部分消失,此时 PTA 期货对原油期货存在显著的反向线性影响。当 $\text{dlnAO}(t-1)$ 小于 $-0.061\ 03$ 或大于 $0.022\ 70$ 时,转换函数迅速向 1 转换,模型中非线性部分逐渐产生作用。

由以上分析可以看出,无论转换函数是否为 0,PTA 期货对原油期货都存在显著的反向推动作用。

5.3 稳健性检验

为了保证所估计的原油期货价格与 PTA 期货价格之间的非线性动态模型具有良好的统计性质,接下来对模型进行稳健性检验。

对残差序列进行检验的结果如表 6 所示。

表 6 模型稳健性检验

残差无序列自相关检验				
滞后阶数	F 统计量值	df1	df2	p 值
1	6.7456	1	353	0.0098
2	4.0292	2	351	0.0186
3	3.6148	3	349	0.0135
4	2.8281	4	347	0.0248
5	2.2904	5	345	0.0455
6	2.6711	6	343	0.0151
7	2.6922	7	341	0.0100
8	2.2484	8	339	0.0238
ARCH-LM 检测 滞后阶数 1~8				
T 检验	6.5644	p 值	0.5843	无 ARCH 效应
F 检验	0.8357	p 值	0.5716	无 ARCH 效应

从残差的检验结果可以看出,误差项的滞后阶数取值在 $1 \sim 8$ 之间时,残差无序列自相关检验的 F 统计量的 p 值在 5% 的水平下显著,所以接受残差无序列相关的假设;由 ARCH 效应检验的结果来看,卡方统计量的 p 值为 $0.584\ 3$, F 统计量的 p 值为 $0.571\ 6$,也就是说在 5% 的显著性水平下不存在 ARCH 效应,表明能以较大的概率接受误差项服从正态分布的假定。本文构建的 LSTR2 模型误差项不存在异方差问题,并且服从正态分布。

6 结论

基于产业链的视角出发,从非线性的角度,构建 STR 模型,研究原油期货价格与 PTA 期货价格的顺向联动与逆向联动关系。在顺向联动中,模型的系数说明当期 PTA 期货价格与前 $1 \sim 2$ 期的原油期货价格都存在相关性,这种相关性达到 $0.863\ 2$;而在逆向联动中,当期的原油期货价格与前 1 期的 PTA 期货价格相关性较强。同时,PTA 期价波动有着明显的滞后效应。从顺向联动的分析结果来看,根据成本驱动因素,在不考虑非线性的影响时,PTA 价

(下转第 15 页)

表 3 基于 PageRank 算法的关键风险因素排名

节点编号	风险因素	PR 值
18	监督检查不到位	0.053815
11	设备设施工具组件缺陷	0.05189
23	劳动组织不严密	0.05155
19	安全教育培训未落实	0.051388
1	违规作业	0.049215
7	安全意识淡薄	0.049123
21	操作规程不健全	0.047671
8	应急处置不当	0.045273
20	生产资质不达标	0.04499
16	作业方案不健全	0.043054

由表 3 可以得出,人的因素包括违规作业、安全意识淡薄、应急处置不当,与管理因素的安全教育培训未落实构成因果关系,故落实企业教育培训与达到教育培训的实际目的成为企业管理的重点之一。监督检查不到位与人、物的因素均构成并联关系,大部分事故的发生是可以通过监督检查提前预防的,企业应加强安全生产监督检查力度。在设备设施工具组件缺陷方面,企业应从设计、选型、采购、验收、安装、使用运行、改造更新直到报废整个生命周期进行监管,切断由设备设施工具组件缺陷导致的化工事故的发生。其余管理因素方面,企业均应采取对应有效的措施加强管理,在日常生产中也应作为企业管理的重点。

4 结论

(1) 通过对化工事故调查报告的筛选与统计分析得出化工事故的 26 类子风险因素,基于复杂网络理论提出将化工事故看作复杂系统,利用 Gephi 软件构建化工事故致因网络模型。

(上接第 11 页)

格与原油价格呈正相关;而在非线性关系存在时,降低了这种联动效果。从逆向联动的视角来看,无论是否存在非线性的作用,二者都是正相关。

参考文献

- [1] 花小伟.浅析 PTA 期价与原油现价计量关系[J].纺织服装周刊, 2011 (13): 24.
- [2] 刘映琳,刘永辉,鞠卓.国际原油价格波动对中国商品期货的影响—基于多重相关性结构断点的分析[J].中国管理科学, 2019, 27(2): 31-40.
- [3] 王海滨,王龙,岳东平.PTA 与 PX 价格相关性的浅析[J].聚酯工业, 2009, 22(4): 8-10.
- [4] 戴文群,段江娇.中国原油期货融入国际市场了吗?—基于国内

(2) 对网络的规模与密度、聚类系数分析表明,该网络密度偏高、聚类性较好,风险因素间影响较快,及时切断事故连锁才能有效避免事故发生。

(3) 对网络的加权重、边权、PR 值进行统计分析,得出化工事故关联程度深的节点与关键节点,通过制定相应控制措施切断关联程度深的节点与关键节点可以降低化工事故风险。

参考文献

- [1] 戚萌,朱常龙.2013—2017 年中国石化及化工行业安全生产现状及展望[J].现代化工, 2019, 39(2): 1-6.
- [2] 胡万吉.2009—2018 年我国化工事故统计与分析[J].今日消防, 2019, 4(2): 3-7.
- [3] Zhou S L. Emergence of high clustering in random evolving networks [C]//Proceedings of 2013 International Conference on Computer, Networks and Communication Engineering, 2013: 272-276.
- [4] Nancy L. A new accident model for engineering safer systems [J]. Safety Science, 2004, 42(4): 237-270.
- [5] 汪送.复杂系统安全事故致因网络建模分析[J].中国安全科学学报, 2013, 23(2): 109-116.
- [6] 花玲玲,郝伟.基于复杂网络理论的铁路事故致因分析[J].中国安全科学学报, 2019, 29(S1): 114-119.
- [7] 宋志光.基于复杂网络的生产安全事故致因研究[D].北京:首都经济贸易大学, 2018.
- [8] Raphael M, Michael B, Edoardo P, et al. Learning from major accidents to improve system design [J]. Safety Science, 2016, 84: 37-45.
- [9] 周琳,傅贵,刘希扬.基于行为安全理论的化工事故统计及分析[J].中国安全生产科学技术, 2016, 12(1): 148-153.
- [10] 汪送.一种事故致因系统论模型: 认知-约束模型[J].安全与环境工程, 2014, 21(6): 140-143.
- [11] 何大韧,刘宗华,汪秉宏.复杂系统与复杂网络[M].北京:高等教育出版社, 2009: 36.
- [12] Newman M E J. The structure and function of complex networks [J]. SIAM Review, 2003, 45(2): 167-256.
- [13] Langville A, Meyer C. Deeper inside PageRank [J]. Internet Mathematics, 2004, 1(3): 335-380.
- [14] 外原油期货价格联动实证研究[J].资本观察, 2019, 4(7): 49-55.
- [15] 梁仁方,靳明,沈丹薇.原油期货与 PTA 期货的风险溢出效应—基于 Copula-CoVaR 模型的研究[J].财经问题研究, 2016, 4(7): 54-59.
- [16] 申林.浅析 PTA 期货和 PTA 现货及原油期货价格的相关性[J].现代商业, 2010, 4(8): 76-78.
- [17] Siok K S. Unveiling the factors of oil versus non-oil sources in affecting the global commodity prices: A combination of threshold and asymmetric modeling approach [J]. Energy, 2019, 176: 272-280.
- [18] Huang S P, An H Z, Wen S B, et al. Revisiting driving factors of oil price shocks across time scales [J]. Energy, 2017, 139: 617-629.
- [19] Josué M P M, Luis M A, Fernández-Macho J A. Multi-resolution and multivariate analysis of the dynamic relationships between crude oil and petroleum-product prices [J]. Applied Energy, 2018, 228: 1550-1560.