国内外原油市场与汇率市场的交互相关性分析

王　刚,王宏勇

(南京财经大学 应用数学学院,江苏 南京 210023)

摘要:原油市场与外汇市场的平稳运行对一个国家的经济安全和社会发展具有重要的影响,这两大市场的波动特征及相互关系已引起了人们的高度重视。以大庆原油和西德克萨斯轻质原油分别作为国内和国外原油市场的代表,以美元兑人民币作为汇率市场的代表,运用多重分形统计分析法研究三个市场的波动特征及市场间的交互相关关系,同时使用分形特征统计量度量三个市场的风险大小。实证结果发现,这三个市场之间存在显著的非线性交互相关关系,且这种关系具有多重分形性特征。汇率市场所隐含的风险最大,国内原油市场的风险比国外原油市场的风险大。此外,发现小波动与大波动的长程相关性和序列的胖尾分布都是形成多重分形性的原因。

关键词:原油市场;汇率市场;交互相关性;多重分形分析

中图分类号:F224.9;F830.9　　文献标识码:A　　文章编号:1672-6049(2018)05-0049-09

一、引言与文献综述

原油作为世界上主要能源之一,是一个国家经济社会发展不可或缺的"工业血液"。原油价格不仅受市场供求关系的影响,也受地缘政治、重大经济事件和外汇货币市场等其他因素的影响。2016 年中国已成为继美国以后的全球第二大石油消费国,油价的波动对我国经济平稳发展有着重要的影响。因此,政府、企业和投资者均密切关注油价的变化。与我国油价波动密切相关的人民币汇率在 2005 年 7 月宣布改革,这对我国进出口商品市场的定价有巨大的影响。因此,研究国内外原油价格的波动与汇率变化之间的内在联系,对揭示原油市场和汇率市场隐含的金融风险,为政府和投资者提供决策参考,从而保证我国经济社会的健康平稳发展具有重要意义。

自 Peters[1] 提出分形市场理论以来,已有文献表明原油市场和汇率市场是一个具有分形与混沌结构的非线性复杂系统,且不符合有效市场假说[2-5]。这使得一些传统的统计分析方法难以描述市场的波动特征,而基于分形和混沌理论的分形统计分析法可以很好地刻画市场的非线性本质特征。常用的分形统计方法包括重标极差(R/S)[6] 分析法、刻画单个时间序列的长程自相关性的消除趋势波动分析(DFA)[7]、以及在 DFA 基础上发展起来的多重分形消除趋势波动分析法(MF-DFA)[8]。为了研究两个非平稳时间序列之间的交互关系,Podobnik *et al.*[9] 提出了消除趋势交互相关性分析方法(DCCA)。Zhou[10] 结合 MF-DFA 和 DCCA 提出了多重分形消除趋势交互相关分析法(MF-DCCA)。Zebende[11] 基于 DCCA 提出了量化两个非平稳时间序列交互相关关系的系数。另外,分形统计参数和

收稿日期:2018-05-15

基金项目:南京财经大学现代服务业协同创新中心资助项目(ZWFXT14001);江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX17_1203)

作者简介:王刚(1992—),男,河南信阳人,南京财经大学应用数学学院硕士研究生,研究方向为分形理论与金融应用;通讯作者:王宏勇(1963—),男,江苏扬州人,南京财经大学应用数学学院教授,博士,研究方向为分形理论与金融应用。

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

多重分形谱分析法，在研究不同市场之间复杂的相关关系中也有着重要的应用[12-13]。

基于上述分形统计方法，一些学者研究了国际原油市场和汇率市场之间相关问题。Wang *et al.*[14]运用 DFA 和 DCCA，比较了西德克萨斯轻质(WTI)原油现货和期货收益率序列的自相关关系和交互相关关系。Debdatta *et al.*[15]运用 DCCA 研究了原油市场和世界粮食价格在金融危机前后之间交互关系的变化。Jose Alvarez-Ramirez *et al.*[16]运用 Hurst 指数和 DFA 研究了原油市场价格的短期预测问题。Li *et al.*[17]运用 MF-DCCA 研究了原油市场和五个汇率市场之间的关系，发现原油市场和汇率市场之间在短期和长期都存在着多重分形交互相关关系。Lu *et al.*[18]运用小波分析的方法研究了原油价格对原油出口国和进口国汇率的影响。Pal *et al.*[19]运用了 MF-DCCA 研究了黄金、WTI 原油市场和印度汇率市场之间的交互相关关系，发现 WTI 原油市场和印度汇率市场之间的交互相关关系具有多重分形特征。

本文主要运用多重分形分析法研究国内外原油现货市场和汇率市场价格波动之间的交互相关关系，并且讨论三个市场存在风险的大小。国内市场选取大庆原油市场的现价为研究对象，国外市场选取 WTI 原油现价为研究对象，汇率市场选取美元/人民币的汇率为研究对象。首先运用相关性检验统计量定性描述三个市场之间的交互相关关系，指出这种关系具有多重分形性特征。然后，运用交互相关指数和多重分形谱宽度等统计量来度量三个市场蕴藏的风险大小。最后研究原油市场和汇率市场之间交互相关关系具有多重分形性的原因。本文的研究可以为市场的监管者和投资者进一步理解国内外原油市场和汇率市场价格波动的复杂特征，为投资者更合理地进行投资，也为政府和机构更有效地防范市场风险，出台相关监管政策提供建设性的意见。

二、多重分形统计方法描述

给定两个长度为 N 的时间序列 $x(i)$，$y(i)$，$i=1,2,\ldots,N$，MF-DDCA 的方法和步骤如下：

第一步：计算两个序列的累积离差，

$$X(i)=\sum_{k=1}^{i}(x(k)-\bar{x}),\ Y(i)=\sum_{k=1}^{i}(y(k)-\bar{y}),$$

其中，$\bar{x}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}x(i)$，$\bar{y}=\sum_{i=1}^{N}y(i)$.

第二步：将两个新的序列 $X(i)$ 和 $Y(i)$ 分割成长度均为 s 的 $N_s=\mathrm{int}(\frac{N}{s})$ 个不重合的子区间。由于长度 N 通常不是 s 的整数倍，为了使序列的所有数据都能得到利用，从序列的尾部再重复这一分割过程，这样，就得到 $2N_s$ 个子区间。

第三步：使用最小二乘法对每一个子区间进行多项式拟合，得到去趋势协方差：

当 $v=1,2,\ldots,N_s$ 时，

$$F(s,v)=\frac{1}{s}\sum_{i=1}^{s}|X((v-1)s+i)-\tilde{X}_v(i)|\cdot|Y((v-1)s+i)-\tilde{Y}_v(i)|;$$

当 $v=N_s+1,N_s+2,\ldots,2N_s$ 时，

$$F(s,v)=\frac{1}{s}\sum_{i=1}^{s}|X(N-(v-N_s)s+i)-\tilde{X}_v(i)|\cdot|Y(N-(v-N_s)s+i)-\tilde{Y}_v(i)|;$$ 这里 $\tilde{X}_v(i)$ 和 $\tilde{Y}_v(i)$ 分别代表 $X(i)$ 和 $Y(i)$ 在区间 v 中的拟合多项式。

第四步：计算 q 阶去趋势波动函数：

$$F_{xy}(q,s)=\left(\frac{1}{2N_s}\sum_{v=1}^{2N_s}(F(s,v))^{\frac{q}{2}}\right)^{\frac{1}{q}},\quad q\neq 0,$$

$$F_{xy}(0,s)=\exp\left(\frac{1}{4N_s}\sum_{v=1}^{2N_s}\ln F(s,v)\right),\quad q=0.$$

第五步：对每一个固定的 q，考察 $F_{xy}(q,s)$ 对 s 的双对数图，确定协方差函数的标度指数。如果两个序列 $\{X(i)\}$ 和 $\{Y(i)\}$ 存在长程幂律交互关系，则随着 s 的增加，有

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$F_{xy}(q,s) \sim s^{h_{xy}(q)}$，

其中 $h_{xy}(q)$ 称为交互相关指数，它的值可以通过计算 $F_{xy}(q,s)$ 对 s 的双对数图的斜率得到。

如果交互相关指数 $h_{xy}(q)$ 随着 q 的变化而变化，则两个序列间的交互相关关系就是多重分形的，否则是单分形。当 $h_{xy}(q) > 0.5$ 时，两个序列之间的交互相关关系是长程持续性的，意味着一个价格的上升很可能紧跟着另一个价格上升。当 $h_{xy}(q) < 0.5$ 时，两个序列之间的交互相关关系是反持续性的，隐含着一个上升的价格伴随着另一个价格的下降。当 $h_{xy}(q) = 0.5$ 时，序列之间不存在交互关系或至多短程交互相关。此外，对于 $q > 0$，$h_{xy}(q)$ 描述的是大波动的标度行为，而对于 $q < 0$，$h_{xy}(q)$ 描述的是小波动标度行为。

多重分形强度 $\Delta h = h_{\max}(q) - h_{\min}(q)$，$\Delta h$ 越大，说明多重分形强度越大，市场所存在的不确定因素更多，所隐藏的风险越大。

Shadkhoo *et al.*[20] 给出了两个交互相关序列的质量指数 $_{xy}(q)$ 与 q 的关系；

$_{xy}(q) = qh_{xy}(q) - 1.$

如果 $_{xy}(q)$ 对 q 是线性的，则两个序列的交互相关性是单分形的，否则是多重分形的。通过 Legendre 变换，可以得到以下关系；

$$\alpha = h_{xy}(q) + qh'_{xy}(q),\ f_{xy}(\alpha) = q(\alpha - h_{xy}(q)) + 1.$$

其中 α 是奇异性指数，用于刻画时间序列的奇异性程度，而多重分形谱 $f_{xy}(\alpha)$ 表示具有相同奇异指数 α 的分形子集的分形维数。此外，多重分形谱宽度 $\Delta\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ 可以反映多重分形性的大小。$\Delta\alpha$ 越大，表明时间序列的多重分形性越大。

三、数据处理和描述

由于国内原油市场被政府垄断，大庆原油责任有限公司作为中石油的全资子公司，拥有国内的第一大石油生产基地，大庆原油市场的价格很好地代表了国内原油行情变化趋势。在国外原油市场上，由于 WTI 原油被国际广泛认为是全球原油定价的基准，可以很好地反应国外原油市场交易情况。因此本文选取大庆原油市场的收盘价和 WTI 原油市场的收盘价分别代表国内外原油市场。此外，由于 WTI 原油是按美元/桶计价的，要研究国内原油市场和国外原油市场以及汇率市场之间的交互关系，我们选取美元/人民币的汇率为汇率市场的代表。由于 2005 年 7 月 21 日，中国人民银行宣布人民币汇率改革，自此，人民币汇率不再盯住单一美元，而是参考一篮子主要货币计算人民币多边汇率指数。因此，本文选取的数据区间为 2005 年 7 月 22 日到 2017 年 11 月 4 日，这样得到大庆原油、WTI 原油和汇率市场的日收盘价数据的个数分别为 3 037，3 058 和 3 128（数据来自 Wind 资讯）。为了研究需要，我们去掉不匹配的数据，将三个序列的长度统一为 3037。

利用公式 $r_t = \log P_t - \log P_{t-1}$（$P_t$ 表示第 t 日的现价），可以得到三个日收盘价数据序列的日对数收益率序列。

图 1 呈现了研究时间内三个市场收盘价数据序列的走势。从图 1 可见，大庆原油和 WTI 原油的价格走势基本相同，由此表明国内油价与国际油价的变化趋势基本一致。油价从 2005 年 7 月到 2008 年 6 月一直平稳上升，到 2008 年 9 月达到顶峰，但随着金融危机的爆发，油价在 2009 年 2 月激剧下降到最低点。接下来随着全球经济的逐渐回暖，油价又在 2014 年 6 月上涨到一个高点。由于 2015 年 7 月中国股市暴跌，又导致油价剧烈下降，随后油价开始小幅上升。从美元/人民币汇率走势来看，自从人民币汇率改革以来，人民币在不断地升值，至 2014 年 1 月达到顶点。接下来随着美联储采取加息政策，美元开始不断地升值，在 2014 年 2 月到 2017 年 4 月期间，美元兑人民币的汇率稳步上升，随后开始小幅下降。

图 2 展示了三个市场的对数收益率序列的波动状态。显见，WTI 原油的收益率波动幅度小于大庆原油的收益率波动幅度。汇率市场的波动趋势也比较明显。实际上，汇率市场的价格波动均是由中美两国所采取不同的汇率政策所导致的结果。这说明汇率市场更容易受金融政策调整影响。

从图 1 和图 2 大庆原油和 WTI 原油市场收益率的整体变化趋势来看，国内油价与国际油价的变

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

化趋势基本一致。这是由于国内油价不仅受亚洲的新加坡交易所的影响，更受美国纽约交易所 WTI 原油定价的影响。而国际油价是以美元计价的，因此，国内原油和国际原油以及美元兑人民币汇率三个市场联系紧密，相互影响。

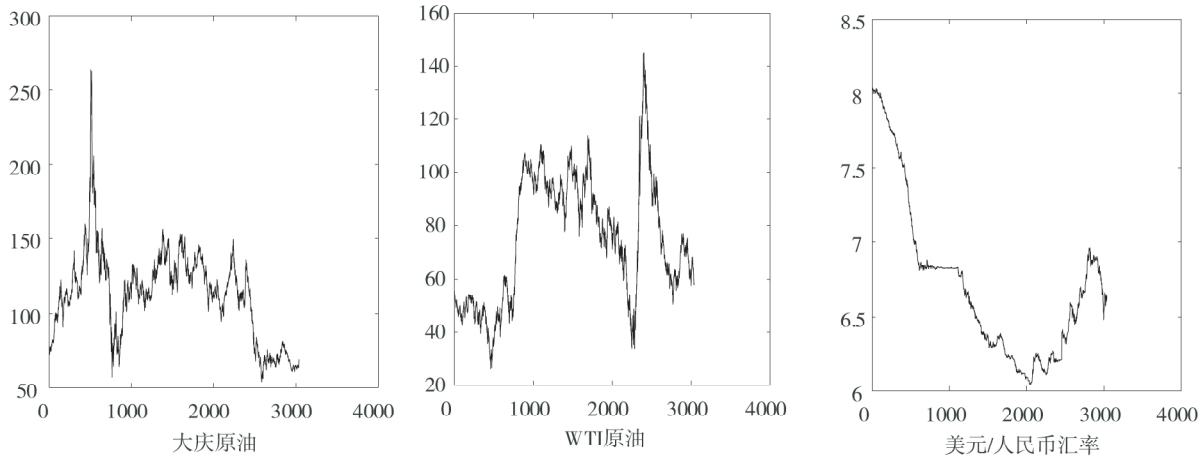


图 1　大庆原油、WTI 原油和美元兑人民币汇率的每日收盘价走势图

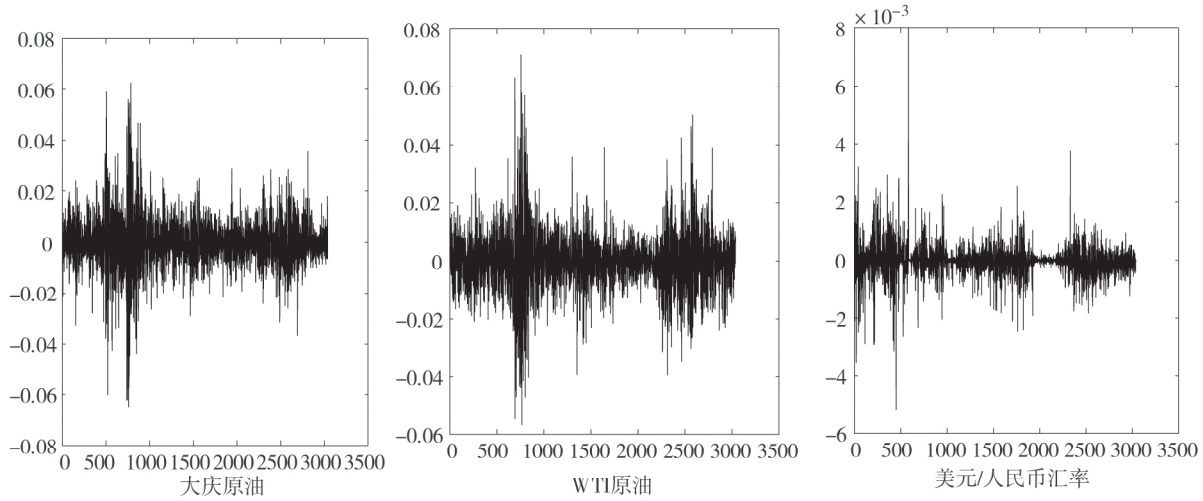


图 2　大庆原油、WTI 原油和美元兑人民币汇率的对数收益率图

表 1 给出了三个市场的价格收益序列的基本统计量。从表 1 可见，大庆原油和 WTI 原油的标准差相差无几，说明随着全球化程度越来越高，我国的原油市场和国际原油市场的联系更为紧密，国外油价对国内油价的影响越来越大。此外，汇率市场的标准差较小，说明随着中国成为美国最大的贸易伙伴，两国的经贸关系联系密切，汇率波动幅度较小。三个市场的均值都非常接近 0，说明三个市场都有均值自我回归的功能。大庆原油的偏度小于 0，而 WTI 原油和汇率市场的偏度均大于 0。此外，三个市场的收益序列的峰度都大于 3，说明它们均不服从正态分布，具有非对称尖峰胖尾特征。

表 1　大庆原油、WTI 原油和美元兑人民币汇率市场价格收益率序列的基本统计量

基本统计量	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
大庆原油	-2.2E-05	0.062 60	-0.064	0.000 18	-0.034 9	5.919 3
WTI 原油	6.14E-05	0.071 26	-0.056	0.000 17	0.141 4	4.125 3
美元/人民币	-2.7E-05	0.007 98	-0.005	1.030 24	0.776 6	20.954 6

下面我们运用 Podobnik *et al.* [21] 提出的一种交互相关性检验法，来验证汇率市场和国内外原油市

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

场之间是否存在交互相关关系。

设 $\{x_i\}$ 和 $\{y_i\}$ 是两个长度 N 的随机时间序列，分别定义交互相关函数和交互相关统计量如下：

$$C_i = \frac{\sum_{k=i+1}^{N} x_k y_{k-i}}{\sqrt{\sum_{k=1}^{N} x_k^2 \sum_{k=1}^{N} y_k^2}},\ Q_{cc}(m) = N^2 \sum_{i=1}^{m} \frac{C_i^2}{N-i}.$$

如果交互相关统计量 $Q_{cc}(m)$ 与自由度为 m 的 χ^2 分布吻合，则两个时间序列之间不存在交互相关性；如果 $Q_{cc}(m)$ 大于 χ^2 分布的临界值，表明两个序列之间具有显著交互相关关系。

图 3 给出了三对收益率序列的检验统计量 $Q_{cc}(m)$ 的双对数图，其中自由度 m 从 1 到 1000，在图 3 中实线是在 95% 置信水平下 χ^2 分布的临界值。从图 3 可以看到，随着 m 的增大，这三对收益率序列的交互相关统计量 $Q_{cc}(m)$ 都大于自由度为 m 的 χ^2 分布的临界值，说明这三对收益率序列之间存在着显著的交互相关关系。

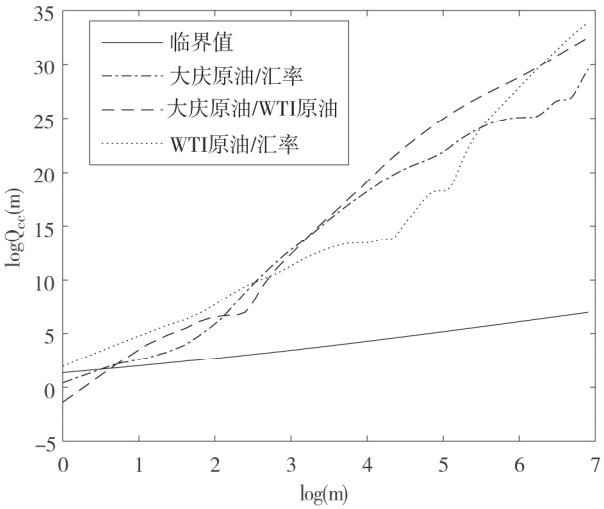
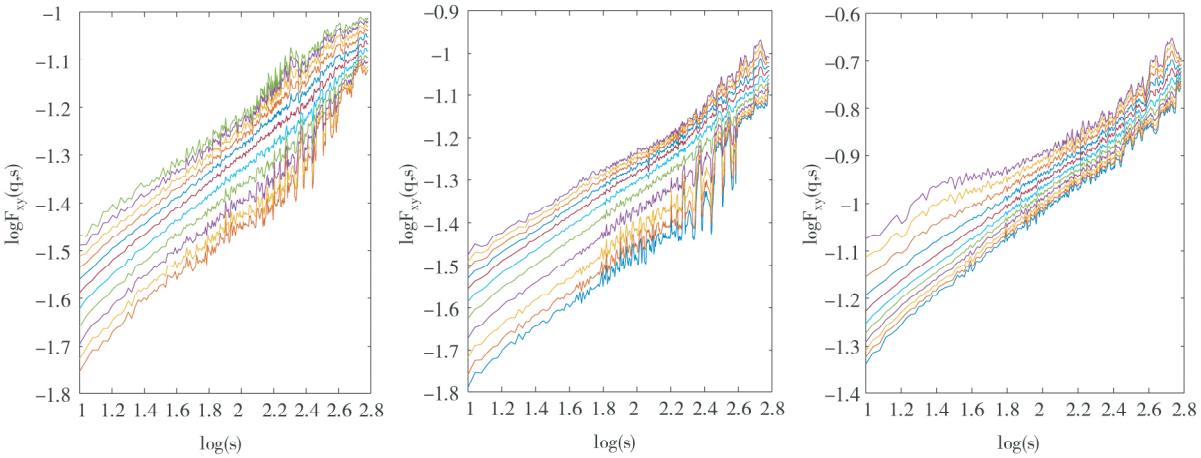


图 3　三个收益率序列的检验统计量 $Q_{cc}(m)$ 的双对数图

四、交互相关关系的多重分形特征分析

上一节运用了交互相关统计量 $Q_{cc}(m)$ 定性分析了三对收益率序列之间的交互相关关系。本节我们运用 MF-DCCA 和多重分形谱分析法定量地研究三对收益率序列之间的交互相关关系的特征和强度。

按照 MF-DCCA 方法的步骤，我们在图 4 中绘制了三对收益率序列的波动函数 $F_{xy}(q,s)$ 对时间标度 s 的双对数图。从图 4 可看出，当 $q = -5, -4, \ldots, 4, 5$ 时，所有波动函数 $F_{xy}(q,s)$ 对 s 的双对数曲线在不同标度下基本呈线性，从而说明每对收益率序列之间都存在幂律交互相关关系。



（a）大庆原油/汇率　（b）WTI原油/汇率　(c) 大庆原油/WTI 原油

图 4　三对收益率序列波动函数的 $\log(F_{xy}(q,s)) \sim \log(s)$ 图

表 2 给出了 q 从 -5 到 5 取值时三对收益率序列的交互相关指数 $h_{xy}(q)$ 值的变化情况。从表 2 可见，$h_{xy}(q)$ 随着 q 值的变化而变化，说明这三个市场之间的交互相关关系是非线性的，具有多重分形特征。当 $q \leqslant 2$ 时，三对收益率序列的交互相关指数都大于 0.5，表明这三对组合收益率序列在小波动下的交互相关关系是正持续性的。当 $q \geqslant 3$ 时，大庆原油/汇率组合收益序列的交互相关指数比 0.5

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

稍小，表明大庆原油/汇率组合收益序列在大波动情形下，它们之间的交互相关关系具有较弱的反持续性。而对于全部 $q = -5, -4, \cdots, 4, 5$，WTI 原油/汇率和大庆原油/WTI 原油这两对组合收益率序列的交互相关性 $h_{xy}(q)$ 的值均大于 0.5，表明这两对组合收益率序列的交互相关关系是正持续性的。即当 WTI 原油价格上涨，接下来大庆原油价格也会紧接上涨。

表 2　交互相关指数 $h_{xy}(q)$ 值

q	大庆原油/汇率	WTI 原油/汇率	大庆原油/WTI 原油
−5	0.623	0.654	1.053
−4	0.606	0.575	1.021
−3	0.586	0.566	0.970
−2	0.568	0.560	0.890
−1	0.554	0.559	0.784
0	0.542	0.563	0.700
1	0.530	0.570	0.649
2	0.514	0.574	0.605
3	0.493	0.568	0.558
4	0.468	0.555	0.543
5	0.445	0.539	0.541
$\Delta h_{xy}(q)$	0.178	0.115	0.512

从三对组合收益率序列的多重分形强度 $\Delta h_{xy}(q)$ 来看，大庆原油/WTI 原油组合收益率序列的分形强度达 0.512，是三组收益率序列中最大值。说明大庆原油/WTI 原油组合蕴藏的市场风险最大，WTI 原油/汇率组合收益率序列的多重分形强度最小，说明 WTI 原油/汇率组合隐含的市场风险最小。大庆原油/汇率组合收益率序列的多重分形强度稍大于 WTI 原油/汇率组合收益率序列的多重分形强度，说明这些年来随着人民币汇率改革，使得国内原油市场和国外原油市场联动性进一步加强，但短期内国内原油市场的风险仍将大于国外原油市场的风险。这和我国原油市场没有西方原油市场发展的成熟有一定的关系，市场越成熟，抵抗外部风险能力越强，市场风险越小。

图 5 是三组收益率序列的交互相关指数 $h_{xy}(q)$ 随 q 的变化图。从图 5 可见，三个市场之间的交互相关指数 $h_{xy}(q)$ 均随着 q 的变化而非线性递减，进一步说明了原油市场和汇率市场之间的交互相关关系具有多重分形特征。

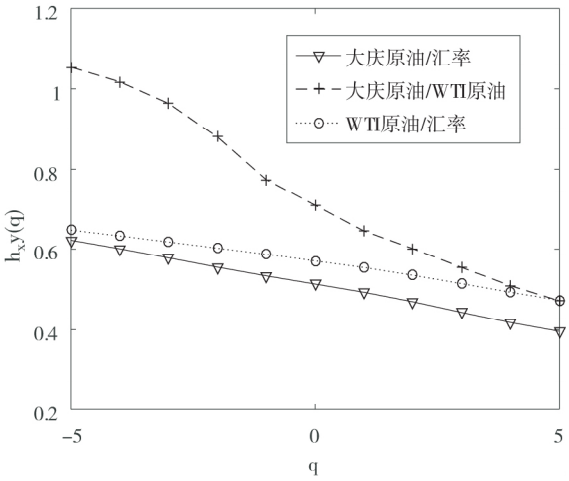


图 5　三组收益率序列的 $h_{xy}(q) \sim q$ 图

图 6 绘制了三对组合收益率序列的质量指数 $_{xy}(q)$ 对 q 关系变化图。我们发现，这三条曲线都是非线性变化的。这表明三对组合收益率序列之间具有多重分形特征的交互相关关系。从曲线的凹凸性可以看到，大庆原油/WTI 原油的交互相关性的多重分形强度最大，这与表 2 中所示的多重分形强度 Δh_{xy} 的结论相吻合。

图 7 和表 3 分别给出了三个和三对收益率序列的多重分形谱图及相关参数。从图 7 可见，这些多重分形谱曲线均呈钟形，其宽度 $\Delta\alpha = \alpha_{max} - \alpha_{min}$ 均大于 0，说明这三个和三对收益率序列的自相关关系和交互相关关系均具有多重分形特征。

表 3　收益率序列多重分形谱的参数

	α_{min}	α_{max}	$\Delta\alpha$
大庆原油	0.700 8	0.351 8	0.349 0
WTI 原油	0.623 5	0.473 4	0.150 1
汇率	1.198 2	0.322 2	0.876 0
大庆原油/汇率	0.569 1	0.349 5	0.219 6
WTI 原油/汇率	0.721 3	0.522 8	0.198 5
大庆原油/WTI 原油	0.713 5	0.315 8	0.397 7

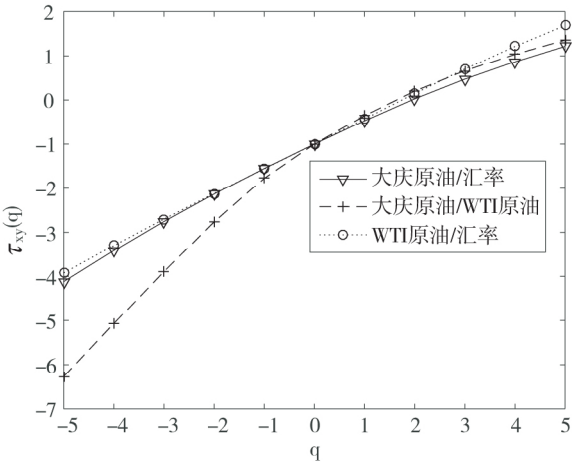
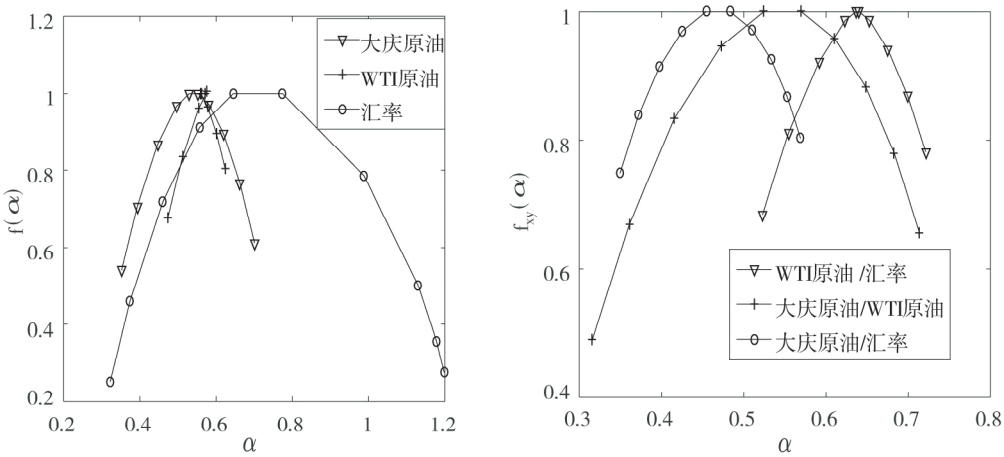


图 6　三组收益率序列的质量指数 $_{xy}(q) \sim q$ 图

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

从表 3 中多重分形谱的宽度来看，汇率市场收益率序列的多重分形谱宽度最大，说明汇率市场存在的风险最大，提醒投资者需要密切关注汇率市场的变化，注意规避风险。汇率市场存在的风险主要是由于中美两国为了应对国内经济状况而采取不同的货币政策，导致汇率市场多重分形强度最大。WTI 原油收益率序列的多重分形谱宽度小于大庆原油收益率序列的多重分形谱宽度，说明国内原油市场的多重分形强度大于国外原油市场的多重分形强度，意味着国内市场的风险更大、不确定性因素更多。三对组合序列中，大庆原油/WTI 原油组合的多重分形谱宽度最大，大庆原油/汇率的次之，WTI 原油/汇率的最小，这些结果与表 2 中多重分形强度 Δh_{xy} 和图 6 中质量指数 $_{xy}(q)$ 所呈现的结论是一致的。



(a) 三个收益率序列的多重分形谱图　　(b) 三对收益率序列的多重分形谱图

图 7　收益率序列的多重分形谱图

五、多重分形性的成因分析

前面的研究已证实了三个组合收益率序列之间存在多重分形特征的交互相关关系。已有文献指出序列的胖尾分布和长程相关性是造成多重分形性的两个主要原因[22,23]。一般地，通过打乱原始序列来考察长程相关性对多重分形性的贡献，因为打乱序列破坏了原始序列的长程相关关系而保留其分布特征，长程相关性的影响可以通过比较原始序列与打乱序列的多重分形强度来判断。此外，由傅里叶相位随机化产生的替代序列可以削弱原始序列的非高斯性，而保留原始序列的长程相关性。因此，通过比较原始序列和替代序列的多重分形强度可以验证胖尾分布对多重分形性的影响。

我们通过比较图 8 中三对组合收益序列的原始序列，打乱序列和替代序列的交互相关指数 $h_{xy}(q)$ 及多重分形性强度 Δh_{xy}，发现打乱序列和替代序列的 $h_{xy}(q)$ 均随 q 的变化而变化，且它们的多重

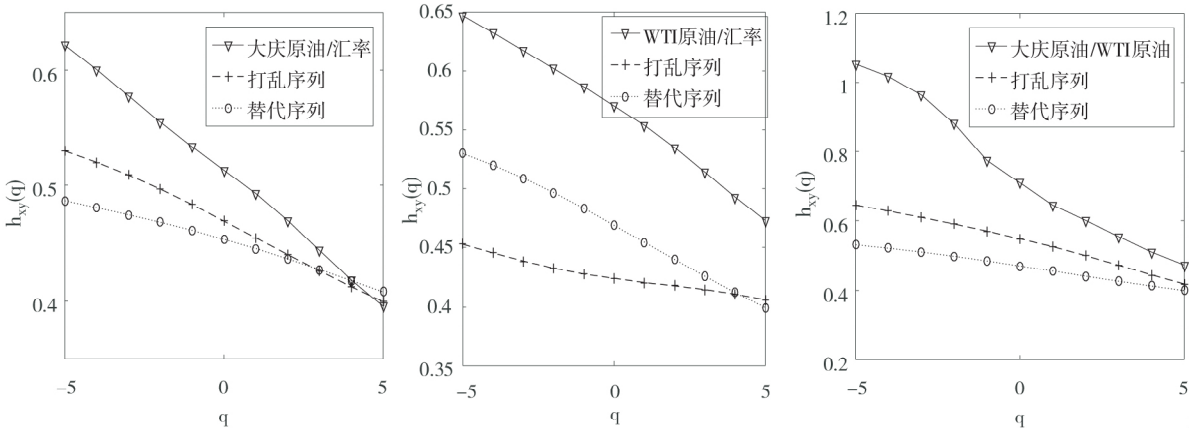


图 8　三对组合收益序列的原始序列、打乱序列和替代序列的 $h_{xy}(q) \sim q$ 图

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

分形强度均弱于原始序列的多重分形强度，说明序列的胖尾分布和长程相关性均是导致交互相关关系具有多重分形性的原因。此外，WTI 原油/汇率的打乱序列的多重分形性强度的小于它的替代序列的多重分形性强度，说明 WTI 原油/汇率的交互相关关系的多重分形性主要是由长程相关性造成的。而大庆原油/汇率和大庆原油/WTI 原油的替代序列的多重分形性强度均比它们的打乱序列的多重分形性强度小，说明大庆原油/汇率和大庆原油/WTI 原油的交互相关关系的多重分形性主要是由胖尾分布造成的。

六、结论与对策建议

本文主要研究了大庆原油和 WTI 原油现货市场价格与美元/人民币汇率市场价格的收益率序列之间的交互相关关系。结果表明，三组收益率序列之间存在显著的具有多重分形特征的交互相关关系，意味着三个市场之间的交互相关关系受到多种因素的影响，是复杂多变的。建议投资者不仅在短期需要关注国内外经济政策和政治事件对原油和汇率市场的影响，而且在长期需要关注欧佩克成员国原油的产销量对世界原油供给的影响。通过比较三个序列多重分形谱的宽度，发现汇率市场隐含的风险最大，国内原油市场的风险大于国外原油市场的风险。建议政府管理部门需要健全国内原油市场交易机制，减低交易成本，促使国内原油市场平稳健康发展。通过研究三对收益率序列多重分形性的形成原因，发现小波动和大波动的长程相关性和序列的胖尾分布都是造成原油市场和汇率市场之间交互相关关系的多重分形性的原因。WTI 原油/汇率的交互相关关系的多重分形性主要是由长程相关性造成的，而大庆原油/汇率和大庆原油/WTI 原油的交互相关关系的多重分形性主要是由胖尾分布造成的。由此提醒投资者在投资国外原油市场时，要重点关注美元/人民币汇率市场的变化，以便做出正确的投资决策。

参考文献:

[1] PETERS E E. Fractal market analysis: applying chaos theory to investment and economics [M]. John Wiley & Sons, 1994.

[2] 郝海，顾培亮，卢奇. 石油价格的系统动力学特征分析 [J]. 系统工程，2002(4): 37 – 43.

[3] ALVAREZ-RAMIRE J, CISNEROS M, IBARRA-VALDZ C, SORIANO A. Multifractal Hurst analysis of crude oil prices [J]. Physica A, 2002, 313(3): 651 – 670.

[4] YOUSEFI A, WJANTO T S. The empirical role of the exchange rate on the crude-oil price formation [J]. Energy econ, 2004, 26(3): 783 – 788.

[5] HUSSAIN M, ZEBENDE G, DONGHONG. Oil price and exchange rate co-movements in Asian countries: Detrended cross-correlation approach [J]. Physica A, 2017, 465(4): 338 – 346.

[6] HURST H E. Long-term storage capacity of reservoirs [J]. Transaction American society of civil engineers, 1951, 116(5): 770 – 808.

[7] PENG C K, BULDYREW S V, HAVLIN S, et al. Mosaic organzation of DNA nucleotides [J]. Physical review E, 1994, 49(2): 1685 – 1689.

[8] KANTELHARD J W, ZSCHIEGNER S A, KOSCIELNY-BUND E, HAVLIN S. Multifactal detrended flunctuation analysis of nonstationary time series [J]. Physica A, 2002, 316(1): 87 – 114.

[9] PODOBNIK B, STANLEY H E. Detrended cross-correlation analysis: a new method for analyzing two non-stationary time series [J]. Physical review letters, 2008, 100(8): 84 – 102.

[10] ZHOU W X. Multifractal detrended cross-correclation analysis for two non-stationary signals [J]. Physical review E, 2008, 77(2): 66 – 211.

[11] ZEBENDE. DCCA cross-correlation coefficient: quantifying level of cross-correlation [J]. Physica A, 2011, 390(4): 614 – 618.

[12] 王宏勇，郭丽娜. 国际黄金期价与美元指数交互关系的多重分形分析 [J]. 数理统计与管理，2015(5): 878 – 889.

[13] 王宏勇，陈晓娜. 国内外原油市场的交互相关性分析——基于多重分形的统计测度 [J]. 统计与信息论坛，2015

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(12):42 – 47.

[14] WANG Y D,WE Y,WU C F. Detrended fluctuation analysis on spot and futures markets of west texas intermediate crude oil [J]. Physica A,2011,390(5):846 – 875.

[15] DEBDATTA PAL,SUBRATA K. Interdependence between crude oil and world food prices: a detrended cross correlation analysis [J]. Physica A,2018,492(3):1032 – 1044.

[16] JOSE ALVAREZ-RAMIREZ,JESUS ALVAREZ,EDUARDORODRIGUEZ. Short-term predictability of crude oil markets: a detrended fluctuation analysis approach [J]. Energy econ,2008,30(5):2645 – 2656.

[17] LI J F, LU X S, ZHOU Y. Cross-correlations between crude oil and exchange markets for selected oil rich economies [J]. Physica A,2016,453(7):131 – 143.

[18] LU Y. Does the crude oil price infuence the exchange rates of oil-importing and oil-exporting countries differently? a wavelet coherence analysis [J]. International review of economics and finance,2017,49(4):536 – 547.

[19] PAL M, RAO P M, MANIMARAN P. Multifractal detrended cross-correlation analysis on gold, crude oil and foreign exchange rate time series [J]. Physica A,2014,416(6):452 – 460.

[20] SHADKHOO S G R. Multifractal detrended cross-correlation analysis of temporal and spatial seismic data [J]. The European physical journal B,2009,72(4):679 – 683.

[21] PODOBNIK B, CROSSE I, HORVATI D,et al. Quantifying cross-correlations using local and global detrending approaches [J]. European physical journal B,2009,71(2):243 – 250.

[22] MATIA K,ASHKENAZY Y,STANLEY H E. Multifractal properties of price fluctuations of stocks and commodities [J]. Europhysics letters,2003,61(3):422 – 428.

[23] KWAPIEN J,OSWIECIMKA P,DROZDZ S. Components of multifractality in high-frequency stock returns [J]. Physica A,2005,350(2):466 – 474.

(责任编辑:黄明晴;英文校对:葛秋颖)

Analysis of Cross-correlation between Domestic and Foreign Crude Oil Markets and Exchange Rate Market

WANG Gang, WANG Hongyong

(School of Applied Mathematics, Nanjing University of Finances and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: The smooth operation of crude oil market and exchange rate market has an important impact on a country's economic security and social development. The fluctuation characteristics and cross-correlation between these two types of markets have attracted great attention. Taking Daqing crude oil and West Texas Intermediate crude oil respectively as the representatives of domestic and foreign crude oil markets, and the USD/RMB as a representative of exchange rate market, this paper uses the multifractal statistical analysis method to investigate the volatility characteristics of the markets and cross-correlation among the three markets. Meanwhile, the fractal characteristic statistics are applied to measure the risk of the three markets. The empirical results show that there is a significant nonlinear cross-correlation behavior among these three markets, and the relationship has multifractal characteristics. The risk of the exchange rate market is the greatest, and the risk of domestic crude oil market is greater than that of the foreign crude oil market. In addition, it has found that both the long-range correlations of small and large fluctuations and the fat-tailed distributions are all the reasons of multifractality.

Key words: crude oil market; exchange rate market; cross-correlation; multifractal analysis

?1994-2019 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net