

基于藤 Copula 的中外原油市场联动性研究

李 洋

(上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要:利用规则藤 Copula 模型对北大西洋布伦特原油(Brent)、西德克萨斯轻质原油(WTI)、迪拜(Dubai)、米纳斯(mns)、辛塔(xt)、大庆(dq)共 6 个原油市场进行建模,将 6 个地区原油市场间的联动性纳入一个模型之中,探讨金融危机前后我国与其他 5 个国际原油市场间的相依结构的变化。结果表明,金融危机的发生加深了国内外原油市场间的联动性;大庆作为藤结构第一棵树的根节点,与其他 5 个原油市场的联系最为紧密且均存在正向联动性,其中与米纳斯和辛塔的联动性最显著;北大西洋布伦特原油比美国西德克萨斯轻质原油对我国原油价格的影响更大。

关键词:原油价格;联动性;金融危机;规则藤 Copula

中图分类号:F733 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2016)05-0071-08

原油被誉为“工业的血液”,是目前世界上最重要的一次性能源之一,它作为一种国家生存和发展不可或缺的战略资源,对保障国家经济以及国防安全有着不可估量的作用。1998 年 6 月 1 日,我国国内原油价格跟随国际市场价格的变化进行浮动,从此石油价格与国际油价接轨;随着中国经济的迅猛发展,石油的消费量和净进口量逐年增加。近年,美国大规模进行页岩革命致使原油进口量逐步减少,直到 2015 年 4 月,中国超越美国成为全球最大原油进口国。国民生产和经济发展都必须依靠大量的原油进口,致使中国的原油进口依存度逐年攀升。直到 2015 年,中国的原油需求达到 5.34 亿吨,原油对外依存度即将突破 60%。原油对外依存度的不断扩大,将使国内原油市场更易受到国际原油价格波动的影响,会给国家的经济安全,特别是能源安全带来越来越大的影响,甚至会成为少数国家要挟和裹挟中国的一种手段与工具。基于此,做好中外石油市场风险联动性分析,对于国内石油市场的健康稳定发展、有效避免国际原油价格波动所带来的风险具有十分重要的意义。

目前,对于各国原油价格间的联动关系。国内外学术界已经进行了大量研究。Shawkat 等利用协整理论、误差修正模型和 GARCH 模型分析了 5 个地区 3 种石油产品(原油,民用燃油和天然气)的现货价格和期货价格之间的 Granger 因果关系和波动溢出效应^[1]。Reboredo J C 通过尝试不同的 Copula 模型组合得出了不同原油市场价格间上下尾之间

的显著对称关系,由此肯定了各国原油市场的同向变动假设^[2]。Tong B 等通过对原油,精炼油市场的相关性分析,运用 13 种含有不同相依结构和相关系数的时变 Copula 模型一次比较,发现了紧密存在于两个市场之间的上下尾部相关性^[3]。国内学者主要从国际原油价格对国内原油价格影响的角度,对国内外原油市场联动性进行了研究。董秀良、张屹山通过构建 VAR(1)-MGARCH 模型对我国与伦敦原油市场的波动溢出效应进行了实证研究,结果显示我国与伦敦原油市场存在显著的双向波动溢出效应^[4]。王成标、李丽红通过协整分析及 Granger 因果关系检验分析出我国大庆原油价格与辛塔、米纳斯原油价格具有双向因果关系和协整关系^[5]。王雪标等利用扩展的 4 维(E)DCC—MGARCH(1,1)模型,分析 4 个原油市场(Brent、WTI、Dubai、China)之间的相互波动溢出效应,结果表明 Brent、WTI 原油市场对我国市场均有显著的单向波动溢出效应,我国原油市场对 Dubai 原油市场有单向的波动溢出效应^[6]。张金良等首次利用 ADLM-GARCH-BEKK 模型,分析了安哥拉、俄罗斯和大庆原油市场间的波动溢出效应与动态相关性^[7]。于文华等采用了 3 种不同类型的时变 Copula 函数模型,对三大石油市场 Brent,WTI,Daq 之间的价格相关性进行分析。研究发现与时变 Clayton-Copula 相比,时变 SJC—Copula 能够有效捕捉市场间的上下尾相依结构关系^[8]。

收稿日期:2016-01-12

作者简介:李洋(1992—),女,山西大同人,上海理工大学,硕士研究生,研究方向:金融统计。

综上所述,虽然许多学者已经采用不同的数学模型对原油市场间波动溢出效应进行分析,但以上文献大多数仅着重关注了我国油价与 Brent(北大西洋布伦特原油),WTI(美国西德克萨斯轻质原油)之间的关系,这不一定能够全面概括国际油价的影响。在使用的方方法上由于模型限制,在分析超过 3 个市场时,只能将各个市场割裂开来两两分析多个市场间的相关性,这样很繁琐并且会忽略市场相关性包含的信息。基于此,以 2008 年 7 月金融危机为分界点,利用规则藤 Copula 模型分别对金融危机前和金融危机后两个子样本进行建模,用一个模型体现出多个地区原油市场间的波动溢出效应,最大程度的利用不同市场间相关性包含的所有信息,并对比分析金融危机前后的差异。通过得出的结论,使国内投资者和石油市场管理者做好市场风险的预防和规避,为政策制定者提供切实可行的政策建议和事实依据。

1 研究方法

1.1 Pair copula

一个 N 维随机变量 $X = (X_1, \dots, X_N)$, 其联合密度函数 $f(x_1, x_2, \dots, x_N)$ 可以表示为:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_N) = f_N(x_N) \cdot f(x_{N-1} | x_N) \cdot f(x_{N-2} | x_{N-1}, x_N) \cdots f(x_1 | x_2, \dots, x_N) \quad (1)$$

由上式可知,要求联合密度必须先得到所有条件密度,这在实际应用中很难实现。1959 年,Sklar^[9]通过定理形式将多元分布与 Copula 函数联系起来,提出了 Copula 理论。Sklar 指出,可以将一个联合分布分解为 k 个边缘分布和一个 Copula 函数,这个 Copula 函数描述了变量间的相关性。即:

若 $F(\cdot, \dots, \cdot)$ 为具有边缘分布 $F_1(\cdot), F_2(\cdot), \dots, F_N(\cdot)$ 的联合分布函数,那么存在一个 Copula 函数 $C(\cdot, \dots, \cdot)$, 满足:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_N) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N)) \quad (2)$$

那么, N 元分布函数 $F(x_1, x_2, \dots, x_N)$ 的密度函数可以表示为:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_N) = c(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N)) \prod_{n=1}^N f_n(x_n) \quad (3)$$

其中 $c(u_1, u_2, \dots, u_N) = \frac{\partial C(u_1, u_2, \dots, u_N)}{\partial u_1 \partial u_2 \cdots \partial u_N}$, $f_n(\cdot)$, $n = 1, 2, \dots, N$ 是边缘分布 $F_n(\cdot)$, $n = 1, 2, \dots, N$ 的密度函数。

可见在某种程度上,多元联合密度函数包含两部分内容:边缘密度函数和变量间的相依结构。边缘密

度函数容易得到,而描述多维变量间的相依结构却很复杂。pair copula 分解模型就提供了一种分离高维变量间相依结构的方法,它将多元联合密度函数按照某种逻辑结构分解为一系列的 pair copula 密度函数和边缘密度函数的乘积。

先考虑最简单的当 $n = 2$ 时, $f(x_1, x_2) = c_{12}[F_1(x_1), F_2(x_2)] \cdot f(x_1) \cdot f(x_2)$ 。

$$\text{又因为: } f(x_1 | x_2) = \frac{f(x_1, x_2)}{f(x_2)}$$

所以有: $f(x_1 | x_2) = c_{12}[F_1(x_1), F_2(x_2)] \cdot f_1(x_1)$

其中一个二维的 Copula 函数称为一个 pair copula 函数, $c_{12}[F_1(x_1), F_2(x_2)]$ 为 pair copula 的密度函数。可见,条件概率密度函数 $f(x_1 | x_2)$ 可以分解为 x_1, x_2 的 pair copula 的密度函数 $c_{12}[F_1(x_1), F_2(x_2)]$ 和一个边际密度函数 $f_1(x_1)$ 的乘积。

$N=3$ 时,有:

$$f(x_1 | x_2, x_3) = c_{13|2}[F(x_1 | x_2), F(x_3 | x_2)] \cdot f(x_1 | x_2) \quad (4)$$

$$f(x_1 | x_2, x_3) = c_{12|3}[F(x_1 | x_3), F(x_2 | x_3)] \cdot f(x_1 | x_3) \quad (5)$$

$$\text{所以: } f(x_1 | x_2, x_3) = c_{13|2}[F(x_1 | x_2), F(x_3 | x_2)] \cdot c_{12}[F_1(x_1), F_2(x_2)] \cdot f_1(x_1) \quad (6)$$

推广到一般情形:

$$f(x | v) = c_{x_j | v_{-j}}[F(x | v_{-j}), F(v_j | v_{-j})] \cdot f(x | v_{-j}) \quad (7)$$

其中 v 表示 d 维向量, v_j 是 d 维向量 v 中任一分量,而 v_{-j} 是向量 v 中除去 v_j 后的 $d-1$ 维向量。

因此,对于一个 n 维向量的联合密度函数,式(1)中的每一个条件密度都可以分解为一个 pair copula 密度函数乘以一个条件边缘密度。也就是说,在合适的分解规则下,多变量的联合密度函数可以表示为一系列的 pair-copula 密度函数与边缘条件概率密度函数的乘积。

$$F(x | v) = \frac{\partial C_{x_j | v_{-j}}[F(x | v_{-j}), F(v_j | v_{-j})]}{\partial F(v_j | v_{-j})} \quad (8)$$

v 是一元时:

$$F(x | v) = \frac{\partial C_{xv}[F(x), F(v)]}{\partial F(v)} \quad (9)$$

当 x, v 是均匀分布时:

$$h(x, v, \Theta) = F(x | v) = \frac{\partial C_{x,v}(x, v, \Theta)}{\partial v} \quad (10)$$

其中 v 始终对应条件变量, Θ 表示 copula 函数的参数集。

1.2 规则藤

对于高维分布,存在许多种可能的 pair copula 结构组合, Bedford 和 cooke^[10] 引入了一种叫做规则藤的图形建模工具,通过设计多棵有序排列的树,用图形方式把所有 pair copula 表示出来。其中,他们定义了规则藤的两个子类,称之为 C 藤和 D 藤。 Kurowicka 和 Cooke^[11] 对这两类藤进行了详细的描述,但藤中选择的 pair copula 只有 Gaussian copula 一种。 Aas et al^[12] 对藤结构进行了更深入的研究,对之前的研究做了拓展,允许藤结构中的 pair copula 具有不同的种类。这种由不同双变量 copula 构成的藤称为混合 C 藤和混合 D 藤。

藤由树、结点和边组成,每棵树上若有若干个结点,每个结点的元素都对应一个 pair copula 密度函数。图 1 为 C 藤对应的结构,图 2 为 D 藤对应结构。

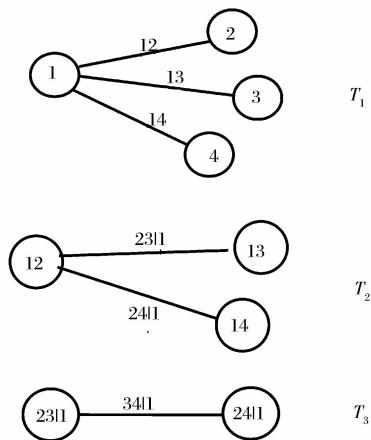


图 1 C 藤结构图

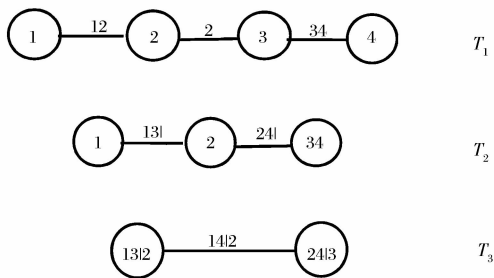


图 2 D 藤结构图

如图 1 所示,4 维 C 藤,共包含 3 颗树 $T_j, j = 1, 2, 3$, 树 T_j 有 $5-j$ 个节点, $4-j$ 条边, 每条边对应一个 pair copula, 树 T_{j+1} 的节点由树 T_j 的边决定。D 藤同理。

C 藤的 n 维分布密度函数:

$$\prod_{k=1}^n f(x_k) \prod_{j=1}^{n-1} \prod_{i=1}^{n-j} c_{i, i+j|1, \dots, i+j-1} [F(x_i | x_{i+1}, \dots,$$

$$x_{i+j-1}), F(x_{i+j} | x_{i+1}, \dots, x_{i+j-1})] \quad (11)$$

D 藤的 n 维分布密度函数:

$$\prod_{k=1}^n f(x_k) \prod_{j=1}^{n-1} \prod_{i=1}^{n-j} c_{j, j+i|1, \dots, j-1} [F(x_i | x_1, \dots, x_{j-1}), F(x_{j+i} | x_1, \dots, x_{j-1})] \quad (12)$$

其中, i 表示每棵树中的结点的个数, j 表示树的个数。

C 藤和 D 藤不同的逻辑结构适用于不同类型的变量集合。如果变量之间是引导与被引导的关系,有引导其他变量的关键变量时,适合用 Canonical 藤;当变量间相对独立时,用 D 藤描述。

1.3 参数估计

边缘分布函数参数估计的方法有两种,一种是参数法,另一种是非参数法。参数法,就是预先假定随机变量服从某种含有参数的分布,然后根据样本观测值估计分布中的参数,最后做出检验。非参数法则是基于经验分布和核光滑方法,把样本的经验分布函数作为总体随机变量的分布的近似,也可以根据样本观测数据,利用核密度估计的方法确定总体的分布。然后用对数极大似然法估计 Canonical 藤和 D 藤下的联合密度函数的未知参数。

C 藤对数极大似然函数:

$$\sum_{j=1}^{n-1} \sum_{i=1}^{n-j} \sum_{t=1}^T \log [c_{i, i+j|1, \dots, i+j-1} \{F(x_{i,t} | x_{i+1,t}, \dots, x_{i+j-1,t}), F(x_{i+j,t} | x_{i+1,t}, \dots, x_{i+j-1,t})\}] \quad (13)$$

D 藤对数极大似然函数:

$$\sum_{j=1}^{n-1} \sum_{i=1}^{n-j} \sum_{t=1}^T \log [c_{j, j+i|1, \dots, j-1} \{F(x_{j,t} | x_{1,t}, \dots, x_{j-1,t}), F(x_{j+i,t} | x_{1,t}, \dots, x_{j-1,t})\}] \quad (14)$$

其中, i 表示每棵树中的结点的个数, j 表示树的个数。

1.4 建立藤 copula 模型

1.4.1 Kendall 秩相关系数

考察两个变量的相关性时,最简单直观的方法是考察它们的变化趋势是否一致。若一致,表明变量间存在正相关;若正好相反,表明变量间存在负相关。令 (x_1, y_1) 和 (x_2, y_2) 为随机向量 (X, Y) 的两组独立同分布的观测值,如果 $(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) > 0$, 则称它们是一致的;如果 $(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) < 0$, 则称它们是不一致的。定义:

$$\tau \equiv P[(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) > 0] - P[(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) < 0] \quad (15)$$

为 Kendall 秩相关系数,记为 τ 。

本文采用 kendall 秩相关系数来度量各原油价

格间的相关性。

1.4.2 模型的具体求解步骤

步骤 1 基于原始数据,估计出每个变量的边缘分布,得到服从(0,1)的均匀分布序列。依据新的序列,估计变量间的 Kendall 秩相关系数矩阵,确定 Tree1 的主次变量。然后依次选择主变量与各次变量间的最优 Copula 函数。

步骤 2 根据(10)式,求得以 Tree1 中主变量为条件的 Tree2 上的条件分布函数 $F(x|v)$ 作为观测值。然后再计算 Kendall 秩相关系数矩阵,定 Tree2 的主次变量,依次选择主变量与各次变量间的最优 Copula 函数。

步骤 3 重复第二步,依次求得之后各树的结构。最后根据式(13)、(14),通过令对数极大似然函数值最大化,求得参数估计的终值。

2 实证分析

2.1 数据的选取和描述性统计

WTI(美国西德克萨斯轻质原油)和 Brent(北大

西洋布伦特原油)均是全球原油定价的基准,而大庆原油占同期中国原油总产量的 40%,目前在国际上以大庆原油价格作为中国原油价格的代表。中国近一半的石油进口来自中东地区,原油价价格参照米纳斯、辛塔原油价格。所以本文选择对北大西洋布伦特原油(Brent)、西德克萨斯轻质原油(WTI)、迪拜(Dubai)、米纳斯(mns)、辛塔(xt)、大庆(dq)共 6 个原油市场进行实证分析。

选取 6 大石油市场布伦特(Brent)、西德克萨斯轻质原油(WTI)、迪拜(Dubai)、米纳斯(mns)、辛塔(xt)、大庆(dq)从 2003 年 1 月 3 日至 2015 年 9 月 29 日的每日石油现货价格作为样本数据,并以 2008 年经济危机作为分界点,把样本数据分为危机前(2003 年 1 月 3 日—2008 年 6 月 30 日)和危机后(2008 年 7 月 1 日—2015 年 9 月 30 日)两部分。

通过公式 $R_t = 100[\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})]$,分别计算每日收益率序列 R_t ,用 eviews 软件对收益率序列的样本数据进行描述性统计分析,结果见表 1。

表 1 描述性统计结果

危机前						
	WTI	Brent	Dubai	mns	xt	dq
均值	0.115	0.118	0.103	0.111	0.110	0.110
标准差	2.295	2.128	2.084	2.258	2.181	2.191
峰度	6.428	4.651	30.361	6.823	6.319	6.534
偏度	-0.385	-0.117	-2.039	-0.278	-0.138	-0.157
JB 统计量	661.515	149.092	41 005.950	799.787	594.627	674.569
Q(20)	46.854	18.672	31.624	49.516	35.403	43.298
危机后						
	WTI	Brent	Dubai	mns	xt	dq
均值	-0.064	-0.061	-0.065	-0.072	-0.070	-0.073
标准差	2.557	2.186	2.117	2.220	2.298	2.264
峰度	9.453	10.272	8.795	7.385	7.745	7.725
偏度	0.269	0.061	-0.202	-0.097	-0.258	-0.257
JB 统计量	3 071.533	3 874.790	2 471.774	1 411.137	1 668.369	1 654.469
Q(20)	52.212	54.918	40.692	41.318	47.362	42.797

比较危机前后可以看出,危机前 6 个原油市场的收益率均值都为正,并且相差不大;但危机后 6 个市场的均值都变为负数,说明金融危机影响了原油价格。除 mns 外,其余 5 个市场的标准差均在危机后不同程度的变大,说明危机后油价波动变频繁。6 个市场在危机前后的偏度均在 0 附近,峰度都大于 3,这表明石油市场收益分布普遍具有显著的“有偏”和“尖峰厚尾”特征。

2.2 估计边缘分布

边缘分布函数参数估计的方法有两种,一种是参

数法,另一种是非参数法。经过使用 Garch 模型等模拟边缘分布发现并不能很有效的描述序列包含的信息,所以最后选择非参数法,采用经验分布拟合边缘分布。再通过概率积分变换得到区间[0,1]上的均匀分布数据。此估计在 matlab 中完成。

2.3 藤的构建

选择用 C 藤进行建模。把一棵树中与其它变量相依性最强的变量作为这棵树的根节点,用秩相关系数 Kendall 来衡量变量之间的相依程度。然后计算各变量与其它变量 Kendall 秩相关系数绝对值之和

各 S_i ,选取最大的 S_i 对应的变量作为 Tree1 的根节点。

$$S_i = \sum_{j=1}^d |\tau_{ij}|$$

τ_{ij} 为第 i 个变量和第 j 个变量之间的 Kendall 秩相关系数。危机前 6 个原油市场间的秩相关系数见表 2, 危机后 6 个原油市场间的秩相关系数见表 3。

表 2 危机前 Kendall 秩相关系数矩阵

	<i>brent</i>	<i>dubai</i>	<i>wti</i>	<i>dq</i>	<i>mns</i>	<i>xt</i>	<i>S</i>
<i>brent</i>	1.000	0.315	0.386	0.298	0.286	0.309	2.595
<i>dubai</i>	0.315	1.000	0.062	0.750	0.713	0.764	3.604
<i>wti</i>	0.386	0.062	1.000	0.048	0.039	0.059	1.594
<i>dq</i>	0.298	0.750	0.048	1.000	0.913	0.913	3.922
<i>mns</i>	0.286	0.713	0.039	0.913	1.000	0.851	3.802
<i>xt</i>	0.309	0.764	0.059	0.913	0.851	1.000	3.897

表 3 危机后 Kendall 秩相关系数矩阵

	<i>brent</i>	<i>dubai</i>	<i>wti</i>	<i>dq</i>	<i>mns</i>	<i>xt</i>	<i>S</i>
<i>brent</i>	1.000	0.305	0.417	0.306	0.303	0.300	2.632
<i>dubai</i>	0.305	1.000	0.103	0.798	0.769	0.806	3.782
<i>wti</i>	0.417	0.103	1.000	0.110	0.112	0.108	1.850
<i>dq</i>	0.306	0.798	0.110	1.000	0.886	0.888	3.988
<i>mns</i>	0.303	0.769	0.112	0.886	1.000	0.802	3.873
<i>xt</i>	0.300	0.806	0.108	0.888	0.802	1.000	3.904

通过观察发现在危机前后 kendall 秩相关系数之和最大的都为 dq 大庆原油市场,由此可以认为我国原油市场的油价与国际油价关联程度很大,很容易受国际油价的影响随之波动。因此将 dq 作为第一棵树 Tree1 的根节点。由于篇幅有限,下面仅列出危机前的分析过程,危机后分析同理。

确定根节点后分别选择最能代表 dq 与其他各变量间的相依结构的 copula 函数,用 AIC 赤池信息准则选择最优的 copula 函数。计算公式为: $AIC =$

$2k - 2\ln(L)$,其中 k 是 copula 函数中的参数个数, L 为 copula 函数的极大似然函数值。 AIC 的值越小,则模型越好。最终选择的 dq 与各变量之间的最优 Copula 函数如图 3 中的 Tree1 所示。

接下来以第一棵树的根节点 dq 为条件,计算出 Tree2 上的条件分布函数作为观测值,再计算 kendall 秩相关系数矩阵及各行值的绝对值之和,可以看出 xt 是第二颗树的根节点,见表 4。

表 4 以 dq 为条件的 Kendall 秩相关系数矩阵

	<i>xt,dq</i>	<i>mns,dq</i>	<i>dubai,dq</i>	<i>brent,dq</i>	<i>wti,dq</i>	<i>S</i>
<i>xt,dq</i>	1.000	-0.537	0.229	0.024	0.024	1.814
<i>mns,dq</i>	-0.537	1.000	-0.162	-0.003	-0.023	1.726
<i>dubai,dq</i>	0.229	-0.162	1.000	0.096	0.038	1.525
<i>brent,dq</i>	0.024	-0.003	0.096	1.000	0.415	1.537
<i>wti,dq</i>	0.024	-0.023	0.038	0.415	1.000	1.500

确定根节点后根据 AIC 准则选择 xt,dq 与其他节点之间的最优 Copula 函数,并计算出 Kendall 秩相关系数矩阵,结果见图 3 中的 Tree2。接下来依此

类推,根据表 5、表 6 得到第 3 棵树、第 4 棵树、第 5 棵树的根节点,然后确定根节点与其它节点之间的 Copula 函数,见图 3 中的 Tree3、Tree4、Tree5 所示。

表 5 以 $brent,xt,dq$ 为条件的 Kendall 秩相关系数矩阵

	<i>mns,xt/dq</i>	<i>dubai,xt/dq</i>	<i>brent,xt/dq</i>	<i>wti,xt/dq</i>	<i>S</i>
<i>mns,xt/dq</i>	1.000	-0.081	0.034	0.001	1.116
<i>dubai,xt/dq</i>	-0.081	1.000	0.079	0.025	1.184
<i>brent,xt/dq</i>	0.034	0.079	1.000	0.412	1.525
<i>wti,xt/dq</i>	0.001	0.025	0.412	1.000	1.439

表 6 以 *Dubai,brent,xt,dq* 为条件的 Kendall 秩相关系数矩阵

	<i>mns,brent/xt,dq</i>	<i>dubai,brent/xt,dq</i>	<i>wti,brent/xt,dq</i>	<i>S</i>
<i>mns,brent/xt,dq</i>	1.000	−0.086	−0.020	1.106
<i>dubai,brent/xt,dq</i>	−0.086	1.000	−0.030	1.116
<i>wti,brent/xt,dq</i>	−0.020	−0.030	1.000	1.050

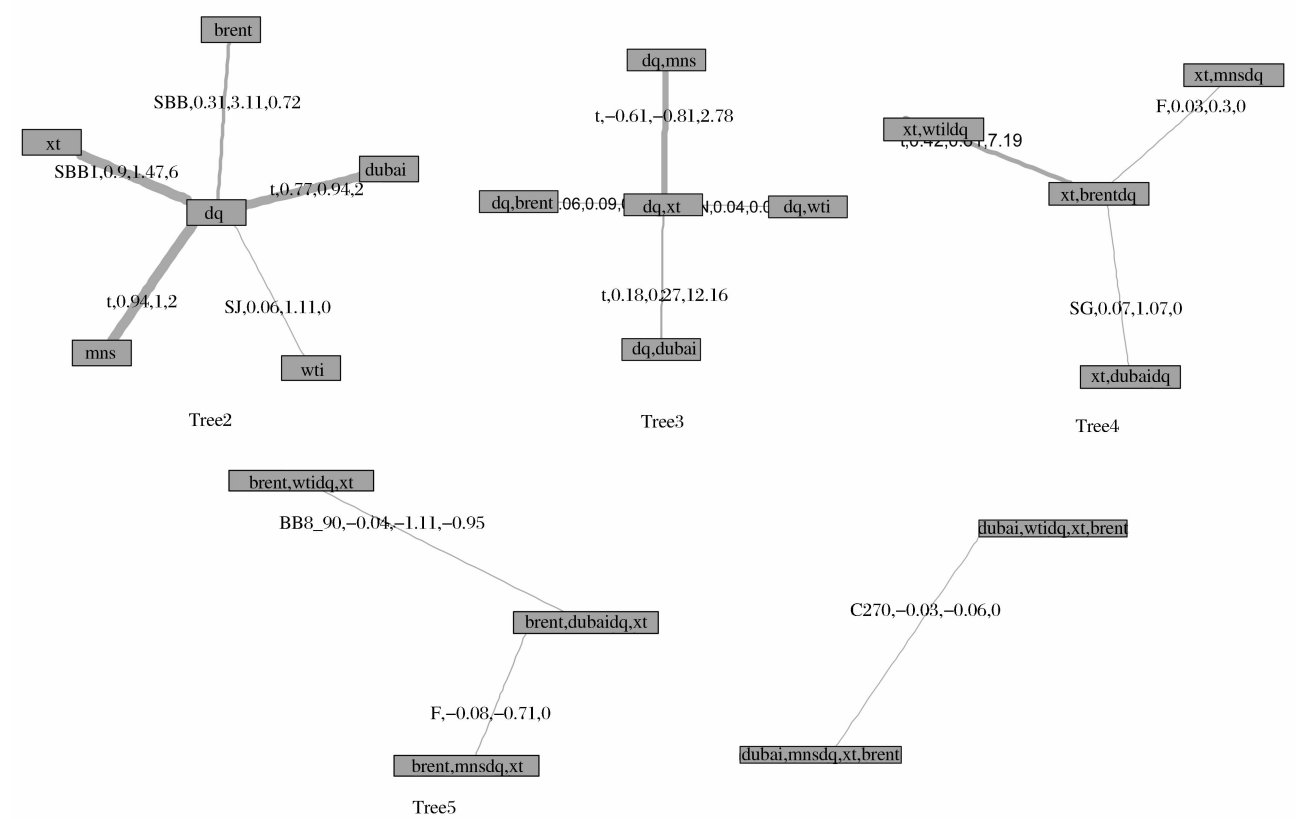


图 3 危机前 C 藤结构图

注:t 表示 Student t-copula 函数,SBB1 表示 rotated BB1 copula (180 degrees; “survival BB1”)函数,SBB8 表示 rotated BB8 copula (180 degrees; “survival BB8”)函数,SJ 表示 rotated Joe copula (270 degrees)函数,N 表示 Gaussian copula(Normal copula)函数,F 表示 Frank copula 函数,SG 表示 rotated Gumbel copula(180 degrees)函数,BB8—90 表示 rotated BB8 copula(90 degrees)函数,C270 表示 rotated Clayton copula(270 degrees)函数。

为了更直观的描述,令数字 1,2,3,4,5,6,分别代表 WTI, Brent, Duda, dq, mns, xt 6 个原油市场,则图 4 为危机前后藤结构对应的最优 Copula 结

构。比较危机前后的藤结构,并没有发生很大变化,只有第四棵树的根节点由 *Dubai* 变成了 *mns*,金融危机没有强烈的影响到 6 个原油市场的格局。

$$C_q = \begin{bmatrix} C_{45} \\ C_{41} & C_{56|4} \\ C_{43} & C_{16|4} & C_{52|64} \\ C_{42} & C_{36|4} & C_{32|64} & C_{13|264} \\ C_{46} & C_{26|4} & C_{12|64} & C_{53|264} & C_{15|3264} \end{bmatrix}$$

$$C_h = \begin{bmatrix} C_{45} \\ C_{41} & C_{56|4} \\ C_{43} & C_{16|4} & C_{52|64} \\ C_{42} & C_{36|4} & C_{32|64} & C_{15|264} \\ C_{46} & C_{26|4} & C_{12|64} & C_{35|264} & C_{13|5264} \end{bmatrix}$$

图 4 危机前后对应的 Copula 函数

图 5 描述了金融危机前 C 藤结构中变量间二元 Copula 函数对应的 Kendall 秩相关系数矩阵, τ_q 代表危机前, τ_h 代表危机后。

可以看出,无论危机前后 *dq* 都是第一棵树的根节点,说明我国的原油价格和其他 5 个市场的原油价格关联十分密切,很容易受到其他国家油价变动的影

响。比较图 5 中左右两矩阵中的数值, τ_h 中的 Kendall 秩相关系数普遍比 τ_q 中的系数有所增加,这说明在 2008 年金融危机后,我国原油市场与国际原油市场的关联性不降反增。这也与实际情况相符,2008

$$\tau_q = \begin{bmatrix} 0.94 & & & & \\ 0.06 & -0.61 & & & \\ 0.77 & 0.04 & 0.03 & & \\ 0.31 & 0.27 & 0.07 & -0.04 & \\ 0.9 & 0.06 & 0.42 & -0.08 & -0.03 \end{bmatrix}$$

年我国成为世界第二大石油进口国,大量的进口使得我国油价与进口国油价紧密相连,原油对外依存度逐年攀升。

$$\tau_h = \begin{bmatrix} 0.9 & & & & \\ 0.11 & -0.44 & & & \\ 0.81 & 0.01 & 0.04 & & \\ 0.31 & 0.2 & 0.08 & 0.01 & \\ 0.91 & 0.11 & 0.43 & 0.05 & -0.01 \end{bmatrix}$$

图 5 藤结构中的 Kendall 秩相关系数矩阵

图 5 两矩阵的第一列数值均为正,大庆和其他原油市场间都存在着正向的联动关系,其中相关性较强的是米纳斯原油和辛塔原油,迪拜原油次之,这是因为中东地区是我国原油进口的主要地区,向中国出口原油的主要国家依次是沙特阿拉伯、安哥拉、俄罗斯联邦、阿曼、伊拉克和伊朗等六个国家,占中国进口总量的 68%。金融危机前后大庆与 WTI 的 Kendall 系数分别为 0.06 和 0.11,大庆与布伦特 Kendall 系数为 0.31,WTI 和布伦特相比较而言,布伦特原油的价格波动对我国影响更为显著。这是因为虽然 WTI 原油和 Brent 原油均是全球原油定价的基准,但 Brent 是当今全球原油定价体系的核心,大约 55% 的国际原油贸易直接或间接以 Brent 原油价格作为价格基准。Brent 原油出产于北大西洋北海布伦特地区,是国际原油现货贸易的主要标的原油,具有较为重要的现货影响力。

3 结论与建议

本文选取 6 大原油市场 Brent、WTI、Dubai、mns、xt、dq 从 2003 年 1 月 3 日至 2015 年 9 月 29 日的每日石油现货价格作为样本数据,并以 2008 年金融危机作为分界点,把样本分为金融危机前和金融危机后两个子样本,在规则藤 copula 分析框架下对 6 个原油市场进行建模,以此来研究我国原油市场与其他 5 个国际原油市场间的联动性,并比较分析金融危机前后油价联动性产生的变化。结果表明,金融危机加深了我国与其他国家原油市场间的相互影响。大庆作为藤结构第一棵树的根节点,与其他 5 个原油市场的联系均十分紧密,且与 5 个市场均存在正向联动关系,其中与米纳斯和辛塔的联动性最为显著,并且我国原油价格受北大西洋布伦特原油的影响比受美国西德克萨斯轻质原油的影响更大。

综上所述,我国要进一步完善石油价格定价机制,以克服国际原油市场对我国原油市场越来越大的影

响,并且要加快石油期货市场的发展,以应对国际油价剧烈波动对石油进口的冲击;要积极开展“石油外交”,协调好石油生产国和消费大国之间的石油贸易竞争,确保石油进口来源的持续性与稳定性;并且建立和完善我国的战略石油储备体系,以保护国家能源安全。

参考文献

- [1] SHAWKAT HAMMOUDCH, HUIMIN LI, BANG JEON. Causality and volatility spillovers among petroleum prices of WTI, gasoline and heating oil in different locations[J]. North American Journal of Economics and Finance, 2003(14): 89—114.
- [2] REBOREDO J C. How do crude oil prices co-move? a copula approach[J]. Energy Economics, 2011, 33(5): 948—955.
- [3] TONG B, WU C, ZHOU C. Modeling the co-movements between crude oil and Refined petroleum markets[J]. Energy Economics, 2013, 40: 882—897.
- [4] 董秀良, 张屹山. 国内外原油市场波动溢出效应的多元分析[J]. 中国科学, 2006(12): 120—125.
- [5] 王成标. 国内外原油价格关系研究[J]. 能源技术与管理, 2007(5): 105—107.
- [6] 王雪标, 周维利, 范庆珍. 我国原油价格与外国原油价格的波动溢出效应—基于 DCC—MGARCH 模型分析[J]. 数理统计与管理, 2012, 31(4): 571—583.
- [7] 张金良, 谭忠富. 国内外原油市场波动溢出效应分析[J]. 华北电力大学学报: 社会科学版, 2012(5): 1—5.
- [8] 于文华, 张博强. 基于时变 Copula 的中外石油市场风险联动性分析[J]. 国土资源科技管理, 2015, 32(3): 55—60.
- [9] SKLAR A. Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges[J]. Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris, 1959, 8: 229—231.
- [10] BEDFORD T, COOKE R M. Probability density decomposition for conditionally dependent random variables modeled by vines[J]. Annals of Mathematics and Artificial Intelligence, 2001(32): 245—268.
- [11] DOROTA KUROWICKA, ROGER COOKE. Uncertainty analysis with high dimensional dependence modeling[J]. Technometrics, 2006, 49(1): 108—122.

(下转第 99 页)

统状态的划分标准值得进一步探讨。

参考文献

[1] 王民,王玉强,王东辉. GM(1,1)模型在住宅工程单方造价预测中的应用[J]. 山东建筑工程学院学报, 2000, 15(4): 39—43.

[2] 王成军,左新慧. 基于 BP 神经网络的建筑工程估价预测模型[J]. 山西财经大学学报, 2010, 32(2): 327—330.

[3] 刘婧,叶青. 采用 BP 和 RBF 神经网络的厦门市工程造价预测模型[J]. 华侨大学学报: 自然科学版, 2013, 34(5): 576—580.

[4] 胡六星. 基于时间序列的建筑工程造价预测研究[J]. 太原理工大学学报, 2012, 43(6): 706—709.

[5] 殷乃芳,孙磊. 基于灰色—马尔柯夫模型的建筑安全事故死亡人数预测[J]. 工程管理学报, 2010, 24(6): 652—655.

[6] 王佳. 基于时间序列的 GM(1,1)预测模型及应用[J]. 统计与决策, 2010(19): 155—157.

[7] 刘思峰,党耀国,方志耕. 灰色系统理论及其应用 [M]. 3 版. 北京: 科学出版社, 2005: 45—49.

[8] 王学萌. 灰色系统分析及实用计算程序[M]. 武汉: 华中理工大学出版社, 2001: 131—134.

[9] 陈悦华,廖造壮. 基于灰色马尔可夫链的武汉城市建设投资规模预测[J]. 工程管理学报, 2012, 26(1): 45—48.

[10] 臧文亚,周仲礼,张荣光. 基于灰色马尔科夫模型的重庆市水运货运量的预测[J]. 水运工程, 2012(1): 30—33.

[11] 齐甦,周德军,王立英,等. 基于灰色—马尔可夫链的隧道围岩变形预测研究[J]. 现代隧道技术, 2013, 50(1): 80—85.

[12] 谷秀娟,李超. 基于马尔科夫链的房价预测研究[J]. 消费经济, 2012, 28(5): 40—42.

Prediction of Residential Projects Cost Based on Gray Markov Model

WAN Chen, ZHAO Yong

(Eight Detachment, Armed Police Hydropower Three Corp, Chongqing 401320, China)

Abstract: To quickly and accurately obtain residential project cost time series variation inherent laws, improve the effectiveness of residential project cost prediction, a model of the gray Markov is established by combing the gray GM (1,1) prediction methods with the Markov probability transfer method effectively to forecast the residential project cost. The residential project cost of Chengdu city is analyzed and predicted by this model, the predicted results agree well with the actual value. Practical application verifies that it is feasible to establish this prediction model, which has popularization and application value in residential project cost prediction.

Key words: residential project; project cost; gray Markov; prediction

(上接第 77 页)

[12] AAS K, CZADO C, FRIGESSI A, BAKKEN H. Paircopula constructions of multiple dependence [J]. Insurance, Mathematics and Economics, 2009, 44(3): 182—198.

Study on Correlation between Domestic and International Oil Price Based on Vine Copula

LI Yang

(School of Management, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: This paper use Vine Copula to model the crude oil market in 6 regions(Brent, WTI, Dubai, Minas, Sinta, Daqing) ,to analyze the correlation between them. Discuss the changes of the structure of our country and the other 5 international crude oil market. The financial crisis has deepened the linkage between domestic and international oil markets. Daqing as the root node of the tree of the first tree, is most closely linked with other 5 crude oil markets, the interaction with Minas and Shinta is most. The influence of the Brent crude oil prices on domestic crude oil prices is greater than that of WTI crude oil price.

Key words: crude oil prices; correlation; financial crisis; vine copula