

国际能源背景下中国能源市场风险溢出效应研究

韩光辉,张跃强,刘攀攀

(河北工程大学 管理工程与商学院,河北 邯郸 056038)

[摘要] 在国际能源市场快速发展的背景下,能源作为重要商品,其金融属性增强带来的价格波动往往引起国内金融市场的起伏。选取国际原油、煤炭、天然气市场与中国能源行业数据,建立偏斜t分布的GAS模型,度量国内外能源市场的VaR和ES,并进行回测检验证明GAS模型的稳健性;采用分位数CoVaR对比分析国际能源市场对国内市场的风险溢出效应。研究表明:国际原油市场对中国能源市场有双向的风险溢出,国际煤炭市场与天然气市场对中国能源市场有反向的风险溢出,国际煤炭市场对中国能源市场的风险溢出贡献度远大于其他市场。

[关键词] 广义自回归得分模型;在险价值;期望短缺;条件在险价值;风险溢出

doi:10.3969/j.issn.1673-9477.2022.02.004

[中图分类号] F832.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1673-9477(2022)02-0025-09

在区域经济一体化与多边贸易体系下,国际贸易相互影响程度加深,金融行业之间协同联动与风险传导更加明显,特别是原油、煤炭、天然气等能源经济,其价格波动会导致短期内国际能源行业发生巨大波动。原油作为一种大宗商品,其供需、库存、金融市场和地缘政治等因素都会影响油价。2020年5月美国WTI原油期货合约价格跌幅超过300%,最低跌至-37.63美元/桶,同期国内期货市场上,主力原油合约价格与上证能源指数分别下跌1%和1.7%。我国煤炭消费量全球占比最高,《中国能源报告2020》数据显示:2020年中国煤炭消费量超过40亿吨,占到能源消费总量的一半以上。中国煤炭交易市场作为新兴市场,其发展受到国际能源市场的影响。2021年随着世界经济正在复苏,国外煤炭价格飙升,中国煤炭价格涨幅也已超过60%。我国天然气期货发展较为缓慢,其受国际市场的影响较小。总的来讲,能源市场动荡的原因主要包括三个方面:供需关系、能源金融化、地缘政治。

一、问题的提出

如何有效测度现代金融市场在持续动荡背景下的风险水平和溢出效应,一直是监管机构与政府相关部门急需解决的问题。首先,在能源大宗商品价格剧烈变化下,许多学者对能源商品所存在的市场风险进行了分析。为提高定量模型在风险测度方面

的稳健性和精确性,邹晓峰等^[1]结合变点分析和极值指标对SV-T模型进行了改进。葛晓波等^[2]将ARMA-EGARCH模型与极值理论相结合,对WTI原油期货风险进行度量,研究表明ARMA-EGARCH-POT模型能够有效描述原始数据的尾部分布并通过了后验测试。郑祖婷等^[3]运用因子分析的方法确定碳交易价格风险的警兆指标,建立BP人工神经网络模型,对深圳市碳交易价格波动风险进行了有效的预测。Xu^[4]采用时变GARCH-Copula模型和GAS模型分析了能源市场的最优风险对冲策略,实证研究表明,在衡量市场风险方面GAS模型优于GARCH族模型。

其次,当某一金融市场陷入困境时其他市场面临的风险,即风险溢出效应的研究,其主要研究方法包括CoVaR、VAR族模型和溢出网络方法等。国内外研究表明CoVaR方法具有优越性,并广泛用于测度金融市场中的溢出效应。CoVaR的概念由Adrian和Brunnermeier(2008)在技术文件中提出,其计算方式有多种,主要集中为三种方法:第一种,分位数回归法。如欧阳资生等^[5]采用分位数CoVaR法分析了我国44家上市金融机构的系统性风险溢出效应。严一锋^[6]采用动态分位数法估计CoVaR,测度了我国银行业之间的风险溢出效应;第二种,Copula函数法。王皓晔等^[7]将极值理论与Copula-CoVaR结合,针对“一带一路”倡议前后的国家股票市场之间的溢出效应进行了测度。李竹薇等^[8]构建Copula-AR-

[投稿日期] 2022-03-02

[基金项目] 河北省社会科学基金项目(编号:HB21GL009)

[作者简介] 韩光辉(1979-),男,河北邯郸人,博士,研究方向:金融风险、金融数据分析。

MA-GARCH-CoVaR 模型对互联网金融与传统金融之间的风险溢出进行了实证研究;第三种,建立多元波动模型。陈挺等^[9]通过建立 DCC-GARCH - ∇ CoVaR 模型测算出中美两国棉花期货市场间的风险溢出值,指出两市场之间时变的非线性相关性。戚逸康等^[10]针对房地产板块不同时期对于股市的风险溢出效应,构建了 BEKK-GARCH-CoVaR 模型。

最后,国内学者对原油市场、煤炭市场等国际能源市场风险的相互影响进行了大量的研究。张大永等^[11]采用网络联接的方法量化分析了我国原油期货与国际基准原油、上证指数以及人民币汇率之间的风险溢出与关联关系,研究表明中国原油期货处于信息的接受方,受到国际原油市场的正向冲击。刘映琳等^[12]利用多重相关性断点模型研究了国际原油期货与我国商品期货市场中铜、橡胶和大豆的相关性,并使用 VaR-EGARCH-SGED 模型和 VaR 分位数回归模型,研究了国际原油市场对三类商品期货在高中低风险下的影响,指出我国商品期货与国际原油价格之间的相关性都呈现正向和周期性。Sun 等^[13]采用 GARCH-Copula-CoVaR 方法分析从石油和能源领域向海事转移的溢出风险,研究发现,大宗商品市场不仅对全球经济产生影响,同样对中国货运市场产生冲击。田园等^[14]选取欧洲碳排放权交易系统中现货和期货数据,以及芝加哥气候环境交易所的数据,构造 GARCH-EVT-VaR 模型度量市场风险,并对比两个市场正常波动与极端情况下的市场风险,结果表明碳排放权交易市场下跌风险更大,并且负面信息对于市场的影响更显著。

综上所述,以往的研究偏向使用传统的波动模型度量市场风险,对 GAS 模型的应用较少,此外,针对风险溢出效应的研究主要包括原油市场与货币汇率或与其他现货市场,对我国能源行业的研究甚少。因此本文选取国际原油交易市场、煤炭交易市场、天然气交易市场以及中国上证能源行业指数数据,将基于得分函数的时变参数引入到广义自回归条件异方差模型(GARCH)中,选择拟合最优的残差分布,建立 GAS-SKST 滚动预测模型,并建立了传统指数广义自回归条件异方差模型(EGARCH)模型,进行回溯测试并比较了两种模型在风险度量中的信度。将 GAS-SKST 模型与分位数 CoVaR 结合,分析国际市场对中国市场的影响,最后针对中国能源市场的风险预警给出一些建议。

二、模型设定与变量操作

(一) GAS 模型

广义自回归得分(Generalized Autoregressive Score,简称 GAS)模型也称动态条件分数模型,由 Creal, Koopman 和 Lucas(2013)提出,是一种以观测值驱动的时变波动参数模型^[15]。GAS 模型作为一种时变参数建模的框架,在预测模型中引入得分函数,通过参数变量导致变量和外生变量的动态来刻画时间序列过程的动态行为,为金融资产收益率波动建模提供了新的选择。

假设 y_t 为金融时间序列观测值, σ_t 为时变序列 y_t 的标准差,表示时间序列数据的波动性, F^{t-1} 为 $t-1$ 时刻的信息集,则观测值 y_t 概率密度函数为:

$$p(y_t | \sigma_t, F_{t-1}) \quad (1)$$

GAS 模型主要分为两部分,一部分是一阶自回归过程,另一部分则是数据驱动下的时变动态过程。GAS 模型表达式为:

$$\begin{cases} y_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t \\ \ln \sigma_{t+1} = \omega_t + \sum_{i=1}^p A_i s_i + \sum_{j=1}^q B_j \ln \sigma_j \\ \nabla_t = \frac{\partial \ln p(y_t | \sigma_t, F_{t-1})}{\partial \ln \sigma_t} \\ s_t = S_{t-1} \nabla_t = I_t^{-\gamma} \nabla_t = E_{t-1} [\nabla_t \nabla_t'] \nabla_t \end{cases} \quad (2)$$

其中,当 $t=1$ 时, σ_1 为无条件标准差, ε_t 为标准化的残差序列, A_i 和 B_i 为时变系数矩阵, $i=1, 2, \dots, p$, $j=1, 2, \dots, q$, 分别反映波动的时变性与波动的聚集性和均值恢复性,通常情况下 p 和 q 取 1 即可。 ω_t 为常数向量, I_t 为信息矩阵, S_t 为放缩矩阵,一般情况下 γ 取 0,此时 S_t 为单位放缩矩阵。 ∇_t 是与 σ_t 相对应的得分函数,其中时变参数 σ_t 到 σ_{t+1} 的更新过程采用的是牛顿-拉斐森(Newton-Raphson)法,是 GAS 波动模型的核心驱动项。

当标准化残差 ε_t 服从于不同的分布时,得分函数的表达式也会随之改变。针对金融时间序列,经常假设的分布分别为:高斯(正态)分布(N)、正偏态分布(SN)、标准学生 t 分布(ST)和偏斜学生 t 分布(SKST),其中偏斜学生 t 分布的概率密度为:

$$F_{SKST}(y; \mu, \sigma, \lambda, \nu) = bc \left[1 + \frac{1}{\nu - 2} \left(\frac{by + a}{1 + \operatorname{sgn}(by + a)} \right)^2 \right]^{-\frac{\nu+1}{2}} \quad (3)$$

其中: $c = 1 / [\sqrt{\nu - 2} B(1/2, \nu/2)]$, $a = 4\lambda c(\nu - 2) / (\nu - 1)$, $b^2 = 1 + 3\lambda^2 - a^2$, $B(\cdot)$ 为 beta 函数, $\operatorname{sgn}(\cdot)$ 为符号函数,参数 ν 表示偏斜 t 分布的峰度,

当 v 越小时,峰度越大,尖峰厚尾性越明显。 λ 为非对称系数,表示偏斜 t 分布的偏度,若 $\lambda > 0$,则分布为右偏; $\lambda < 0$,则分布为左偏。偏斜 t 分布包含了正态分布、正偏态分布和标准学生 t 分布,当参数 $v \rightarrow \infty$ 且 $\lambda = 0$ 时,此时分布为正态分布;当参数 $v \rightarrow \infty$ 时,此时分布为正偏态分布;当参数 $\lambda = 0$ 时,此时分布为标准学生 t 分布。

当标准化残差服从偏斜 t 分布时,其得分函数为:

$$\nabla_t = \frac{\partial \ln p(y_t | \sigma_t, F_{t-1})}{\partial \ln \sigma_t} = \frac{by_t(v+1)(by_t+a)}{(by_t+a)^2 + v[1 + \text{sgn}(by_t+a)\lambda]^2} \quad (4)$$

由得分函数可知,偏度参数 v 与峰度参数 λ 决定了得分函数的取值。由于 GAS 模型是基于得分的,它利用了完整的密度结构,并且具有均值和高阶矩。随着 v 取值的增大,得分函数对极端值越敏感。偏度参数 λ 反映了得分函数对偏侧冲击的敏感性,当左偏分布时,得分对右侧冲击相对更敏感,当右偏分布时,得分对左侧冲击相对更敏感,当对称分布时,得分对两侧冲击的反应是对称的。

根据标准残差的条件分布,利用 GAS 的动态性,我们考虑以下参数动态更新机制:

$$\begin{pmatrix} \mu_{t+1} \\ \sigma_{t+1} \\ \lambda_{t+1} \\ \nu_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_\mu \\ \omega_\sigma \\ \omega_\lambda \\ \omega_\nu \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_\mu & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_\sigma & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_\lambda & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_\nu \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{\nabla_t} \\ \sigma_{\nabla_t} \\ \lambda_{\nabla_t} \\ \nu_{\nabla_t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_\mu & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_\sigma & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_\lambda & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_\nu \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_t \\ \sigma_t \\ \lambda_t \\ \nu_t \end{pmatrix} \quad (5)$$

(二) 在险价值、期望损失和条件风险价值

在险价值(Value at Risk,简称 VaR)。在险价值是投资银行 JP 摩根公司(1996)提出的一种量化评估风险的手段^[16]。表示在一定置信水平 q 与持有期的条件下,投资者所拥有资产或者投资组合可能遭受的最大损失,其公式表达如下:

$$VaR_q(X) = - \inf\{x | f(X \leq x) > (1 - q)\} \quad (6)$$

其中 q 为置信水平,一般取 0.99 或 0.95。 x 为收益率, $f(x)$ 为收益率的概率分布函数。VaR 的本质是计算收益率随机分布的尾部分位数。

期望损失(Expected Shortfall,简称 ES)。由于

VaR 无法捕获尾部风险,采用 VaR 确定监管资本要求时,不能准确地进行市场风险管理,低估了实际的市场风险,并且 VaR 不满足一致性风险测度性质中的次可加性。为了完善和提升市场风险度量方法,国外学者 Artzner 等(1999)提出了期望损失的概念^[17]。ES 的含义为当投资组合的损失超过 VaR 阈值时所遭受的平均损失程度。其公式表达如下:

$$ES_q(X) = E[X | X \geq VaR_q(X)] \quad (7)$$

ES 计算的是大于 VaR 的极端值的条件期望值,在 VaR 的基础上考虑了极端情况的均值水平。ES 较之 VaR 更适合表达尾部风险,由于 ES 针对所有大于 VaR 的损失值进行度量,ES 满足此可加性,是一致性风险度量。巴塞尔银行委员会于 2016 年重新搭建了 Basel III 下的市场风险管理框架,提出了一系列新的计算标准,将市场风险内部模型计量测度从 VaR 转变 ES,并规定这一转变于 2019 年起实施。

条件风险价值(Conditional Value at Risk,简称 CoVaR)。由于金融市场中相互影响,Adrian(2011)提出条件风险价值的概念用来衡量量子系统在陷入危机时对总系统风险的影响^[18]。 $CoVaR^{x|y}$ 表示系统 y 处于极端情况时即系统 y 的收益率为 VaR_q^y 的条件下,系统 x 的最大可能损失,是 x 在 y 受险条件下的风险水平。表达式如下:

$$Prob(x \leq CoVaR_q^{x|y} | y \leq VaR_q^y) \quad (8)$$

溢出风险贡献度。本文估计 VaR 所采用的为动态滚动估计,计算 CoVaR 的方式采取 Adrian(2016)文章中的分位数回归法^[19],即:

$$CoVaR_{q,t}^{x|y} = \alpha_{q,t}^y + \beta_{q,t}^y VaR_{q,t}^y \quad (9)$$

则规定系统 y 对系统 x 的溢出风险价值为:

$$CoVaR_{q,t}^{x|y} = CoVaR_{q,t}^{x|y=VaR_q^y} - VaR_{0.5}^x \quad (10)$$

为对比不同系统对系统 x 的相对溢出风险贡献度,本文将溢出风险值进行去量纲化处理,定义溢出风险贡献度为 $\%CoVaR_q^{x|y}$:

$$\%CoVaR_{q,t}^{x|y} = \frac{CoVaR_{q,t}^{x|y=VaR_q^y}}{VaR_q^x} \times 100\% \quad (11)$$

三、统计结果分析

(一) 数据及描述性统计分析

为分析国际能源市场对中国能源市场的风险溢出效应,本文实证部分采用具有代表性的国内能源行业指数,即上证能源行业指数(SSEEN)。国际能源市场选取具有代表性的能源市场期货合约,分别为:WTI 原油期货(USCL)、鹿特丹煤炭期货(AP12)、亨利港天然气期货(NGF2),数据主要来源

为英为财经。样本区间为 2015 年 1 月至 2021 年 7 月,剔除不匹配的交易日,选定样本容量一致为 1600 个。为方便处理,以收盘价对数的一阶差分作为对

数收益率,即 $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$,其中 P_t 表示第 t 日的收盘价, P_{t-1} 表示第 $t-1$ 日的收盘价。图 1 为价格历史趋势图与对数收益率序列图。

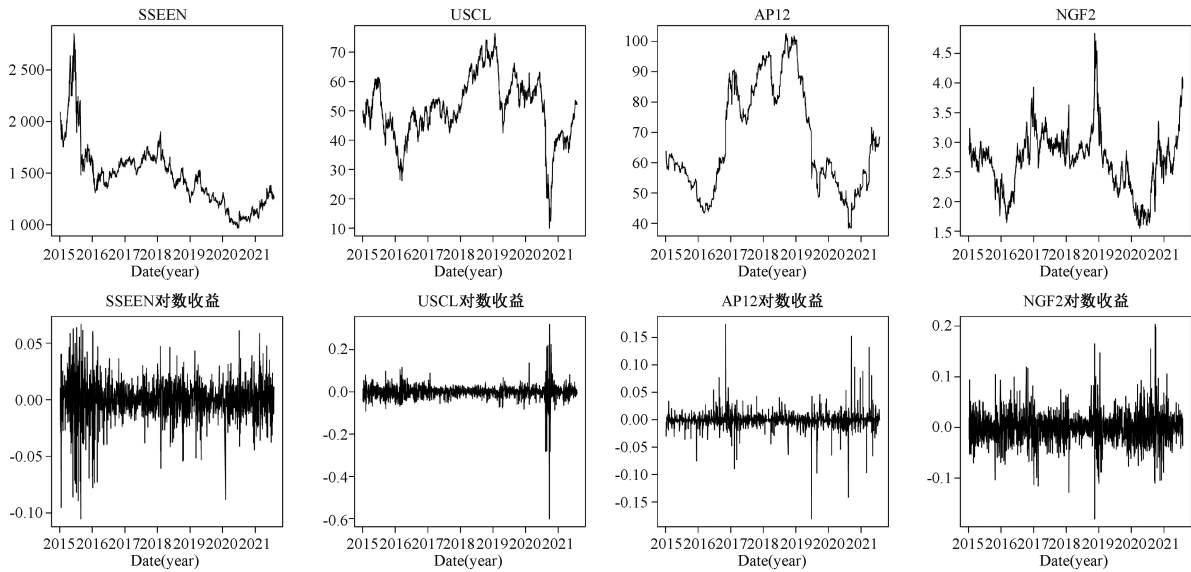


图 1 价格历史趋势图与对数收益率序列图

根据价格历史趋势图,可以观察出国际能源市场上三种期货合约价格在走势上具有一定的同步性,特别地,在全球经济复苏形势下,国内能源行业指数及国际能源期货合约价格的走势几乎相同。从对数收益率图可以看出,能源市场普遍存在波动聚集性。对其对数收益序列进行描述性统计:

如表 1 所示,从日对数收益率描述来看, SSEEN、USCL、AP12 和 NGF2 对数收益率均值都在 0 附近。从标准差可以推断,USCL 的收益率波动最大,NGF2 的收益率波动最小,其中 USCL 对数收益率上下幅度最大为 0.92131。超值峰度系数均大于 0,所有对数收益率序列具有尖峰性,其中 USCL 和

AP12 尖峰情况较突出。其中 SSEEN 与 USCL 偏度小于 0,分布呈左偏,USCL 和 AP12 偏度大于 0,分布呈右偏。对该数据进行 Jarque-Bera(1980)检验^[20],结果表明金融市场中收益率分布具有偏态并且尖峰的特征,并不服从正态分布,这与 McNeil(1997)^[21]对资产回报收益率的经验分布特征的研究结果相同。对日对数收益率进行平稳性检验,所使用的检验方法为 ADF 检验,因为显著性小于其显著性水平 5%所以拒绝原假设,序列不存在单位根,是平稳序列。对原始序列进行自相关与 ARCH 效应检验,未通过检验,证明对数收益率之间存在自相关,残差之间存在自相关。

表 1 对数收益率统计描述

统计特征	SSEEN	USCL	AP12	NGF2
均值	-0.00031	0.00003	0.00005	0.00019
最大值	0.06665	0.31963	0.17419	0.20354
最小值	-0.10527	-0.60168	-0.18090	-0.18055
标准差	0.01726	0.03494	0.01540	0.00096
偏度	-0.85303	-2.95986	0.30411	0.38365
峰度	5.57740	70.39614	41.36623	4.89945
J-B 检验统计量	2276.2(0*)	333578.0(0*)	114409.0(0*)	1646.1(0*)
ADF 检验统计量	-12.487(0.01)	-11.852(0.01)	-10.810(0.01)	-12.188(0.01)
Ljung-Box Q 检验统计量	55.07(0.0005*)	126.42(0*)	41.11(0.006*)	29.39(0.08)
ARCH-LM 检验统计量	276.87(0*)	259.76(0*)	27.866(0.006*)	155(0*)

注:其中 Ljung-Box Q 检验与 ARCH-LM 检验滞后 20 阶,()内为检验结果的 p 值,*表示未通过检验。

(二) 风险模型估计

因为 GAS 模型包括一阶自回归过程,能有效消除原始序列的自相关性,所以本文直接选择 GAS(1, 1)模型对各组收益率序列数据建立风险度量模型。模型参数的估计采用的方法为最大似然估计 (MLE),根据 AIC 准则和 BIC 准则,对比各种假设分布下模型的拟合效果。模型的 AIC、BIC 和对数似然值估计结果如表 2:

表 2 GAS(1,1)模型 AIC 和 SC 估计结果

Table with 5 columns: 品种, 假设分布, AIC, BIC, Log Likelihood. Rows include SSEEN, USCL, AP12, NGF2 with sub-rows for N, SN, ST, SKST distributions.

由表 3 可知,具有厚尾和尖峰特征的假设分布要明显优于传统假设的正态分布,其中拟合效果最好的为标准学生 t 分布,因为 SKST 分布变形包括标准学生 t 分布,所以选择假设分布为 SKST。其参数估计结果如下:

表 3 GAS(1,1)-SKST 模型参数估计结果

Table with 5 columns: 参数, SSEEN, USCL, AP12, NGF2. Rows list parameters like omega_mu, omega_sigma, omega_lambda, etc.

为展示 GAS 模型的时变性,将时变波动即条件驱动下的波动参数通过图像展示:

由时变条件波动图 2 可知 SSEEN、AP12 和 NGF2 在 2015-2021 年期间中间都存在断断续续的波动,AP12 和 NGF2 时变条件波动趋势较为相似,说明两者存在较强的波动相关。USCL 价格在 2020 年暴跌引起较强的一次波动,其他时间波动幅度较小,反观国际煤炭交易市场、天然气交易市场与中国能源市场,存在较强的波动聚集性,中国能源市场较之其他三者波动幅度较小。

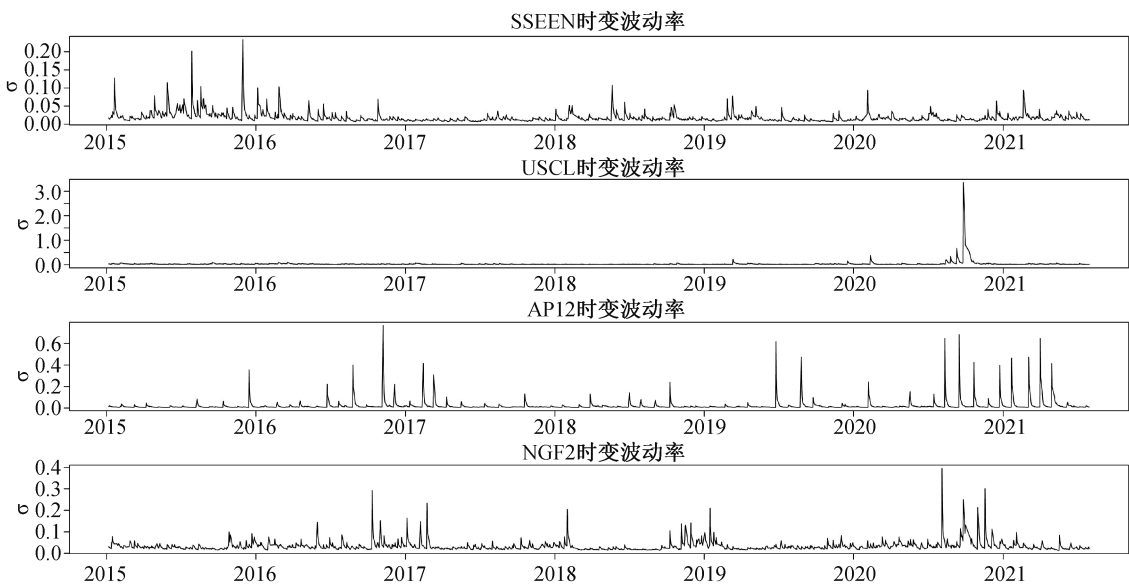


图 2 时变条件波动图

(三) 风险水平与溢出效应分析

1. 我们利用 GAS-SKST 模型选择原始数据的前 800 天数据作为样本内数据,进行样本外预测。样本

外预测数据为 800 天,滚动预测的固定窗宽为 5 天,每次向前一步重新对模型中的参数进行重新估计,参数不断更新,并计算 q 为 0.95 和 0.99 的 VaR 和 ES。

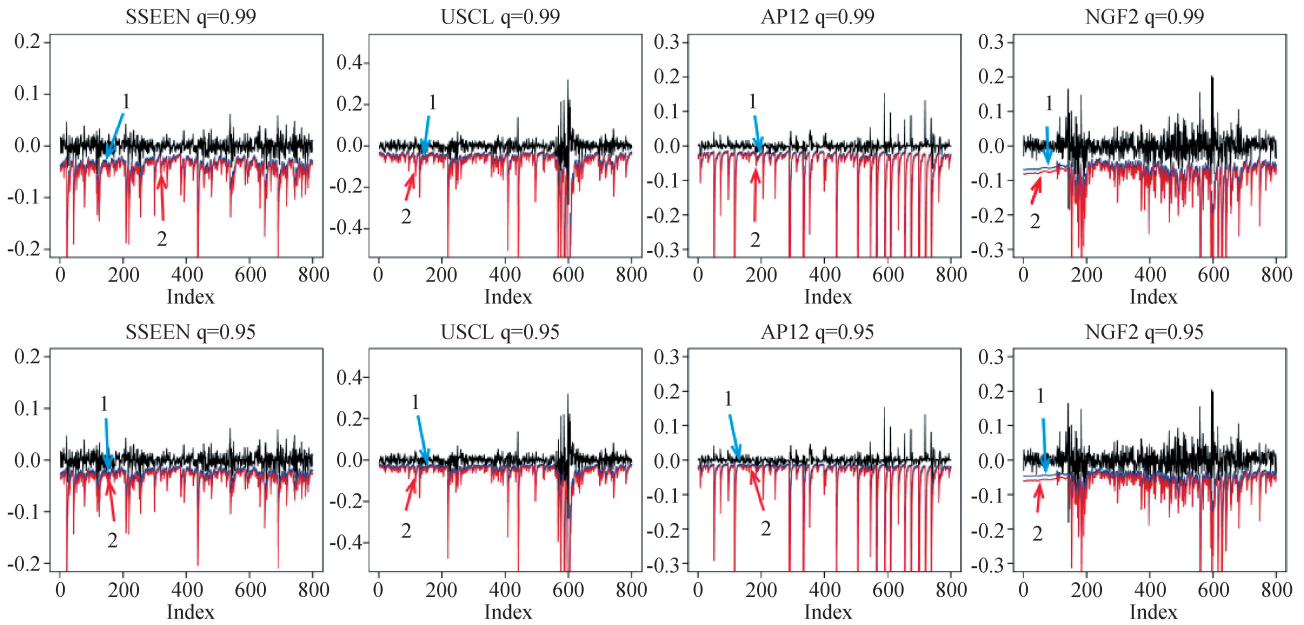


图3 滚动 VaR 和 ES 估计 注:图中 1 为 VaR,2 为 ES

预测结果如图 3 所示,以 $q = 0.95$ 为例,其动态 VaR 和 ES 描述统计如表 4:

表 4 动态 VaR 和 ES 描述统计

		均值	最大值	最小值	标准差
SSEEN	VaR	-0.028429	-0.010190	-0.188967	0.017385
	ES	-0.036371	-0.012966	-0.242335	0.022331
USCL	VaR	-0.068033	-0.017707	-6.122487	0.258289
	ES	-0.087755	-0.022916	-7.834917	0.330184
AP12	VaR	-0.043487	-0.009130	-1.168627	0.109481
	ES	-0.055478	-0.012126	-1.540016	0.140607
NGF2	VaR	-0.055862	-0.020986	-0.622156	0.041598
	ES	-0.071309	-0.027415	-0.781868	0.052571

从动态 VaR 和 ES 描述统计看,根据 VaR 和 ES 均值大小可以看出,USCL 风险最高,其次为 NGF2、AP12 和 SSEEN。根据 VaR 和 ES 标准差大小可以看出,国际金融市场风险分布更加离散化,很明显国际金融市场下金融背景复杂,并且规模较大,当处于极端危险时,对于外界的抵抗较弱,易引起更大的损失。特别地,在风险管控、风险资本评估、投资组合收益风险评估及制定期货保证金应用上,ES 较之 VaR 更具有优势。

为验证 GAS 模型的稳健性,建立同样具有一阶自回归的 EGARCH(1991)模型^[22]进行滚动预测并与之对比,设定残差分布为 SKST,多项式中的滞后阶数为 1。其表达式为:

$$\begin{cases} y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} \\ \ln(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 g(\eta_{t-1}) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \\ g(\eta) = \phi \eta + Y(|\eta| - E|\eta|) \end{cases} \quad (12)$$

对风险度量模型的检验采取 Engle 和 Manganeli (2004) 提出的动态分位数检验 (Dynamic Quantile Test, 简称 DQ)^[23],此检验可以评估模型所计算的 VaR 的准确度,反映模型的稳健性,相比之下,DQ 检验比 LRuc 和 LRcc 检验更有力。DQ 检验本质上为解释变量矩阵 W 的线性回归模型,与 W 相独立的原假设定义为 $H_0: H_t = I(y_t < -VaR_t) - \theta$ 。DQ 检验统计量为:

$$DQ = \frac{H'W(W'W)^{-1}W'H}{\theta(1-\theta)} \sim \chi^2 \quad (13)$$

其中,解释变量矩阵包括常数项、滞后项以及 VaR 序列,其他随着时间推移的相关的回归变量等,DQ 统计量服从卡方分布。

通过 DQ 检验分别对两种模型下 VaR 值的有效性进行诊断,当 $q = 0.95$,即理论风险比率为 5%,检验结果如下:

表 5 DQ 检验

品种	EGARCH-SKST-VaR			GAS-SKST-VaR		
	DQ 统计量	AD	P	DQ 统计量	AD	P
SSEEN	9.16891	0.07140	0.24076	5.33770	0.04193	0.61883
USCL	22.6575	0.45499	0.00196	5.85992	0.48020	0.55620
AP12	5.10541	0.17250	0.64710	11.10794	0.17067	0.11262
NGF2	5.18232	0.10080	0.63772	11.65150	0.14015	0.33407

其中 AD 为观测值与分位数之间的最大绝对偏差。由表 5 可得 95%置信水平下,USCL 的 AD 值较大,证明原油期货存在较为极端的市場风险。EGARCH-SKST 模型下 USCL 未通过检验,可知 EGARCH 模型并不倾向于度量存在极端情况下市场的风险,其他品种下模型表现稳健。采用 GAS-SKST 模型整体表现较好,DQ 检验 P 值大于 0.05,即通过检验,实际风险比率均处于 5%附近,证明 GAS 模型在风险度量上的稳健性。

为刻画 SSEEN、USCL、AP12 和 NGF2 收益率之间的相依关系,利用 Kendall 秩相关系数法来估计相互之间的相关系数。估计结果如表 6:

表 6 Kendall 秩相关系数

	SSEEN	USCL	AP12	NGF2
SSEEN	1.00000	-0.01720	0.02427	0.01002
USCL	-0.01720	1.00000	-0.02947	0.00827
AP12	0.02427	-0.02947	1.00000	0.02656
NGF2	0.01002	0.00827	0.02656	1.00000

以 SSEEN 为例,由相关系数正负可以看出除了 SSEEN 与 AP12、NGF2 的收益率呈正相关,与 USCL 的收益率呈负相关性。从数值大小看,与 SSEEN 正向相依性最显著的为 AP12。在经济全球化背景下,国际能源市场剧烈变动易对中国能源市场产生冲击。国际市场方面 USCL、AP12 和 NGF2 三个品种之间,USCL 与 AP12 之间负相关性较强。

2. 为度量国际市场下中国能源市场的风险溢出效应,并进行对比分析,利用分位数回归计算 ∇CoVaR 与 $\% \text{CoVaR}$ 。当 $q = 0.95$ 时其描述统计如下:

表 7 分位数 ∇CoVaR 与 $\% \text{CoVaR}$

溢出方向	$\text{CoVaR}_{0.95}$	$\nabla \text{CoVaR}_{0.95}$	$\% \text{CoVaR}_{0.95}$
USCL→SSEEN	-0.022398	0.000215	-0.7563%
AP12→SSEEN	-0.027099	-0.005030	17.6932%
NGF2→SSEEN	-0.022741	-0.000424	1.4914%

从表中数据看,国际原油市场对中国能源市场的 $\nabla \text{CoVaR}_{0.95}$ 为正值,证明原油市场对中国能源市场有双向的风险溢出,从 $\% \text{CoVaR}_{0.95}$ 可以看出其风

险溢出贡献度较小。中国作为全球最大的原油进口国,处于需求端,原油价格的波动增加了原油价格给中国经济带来的不确定性。但随着上海原油期货的上市交易,其功能逐渐完全,定价体系与风险控制能力逐步完善。值得注意的是,国际煤炭交易市场与天然气交易市场对中国能源市场的 $\nabla \text{CoVaR}_{0.95}$ 为负值,证明国际煤炭交易市场与天然气对中国能源市场有正向的风险溢出,其中煤炭交易市场风险溢出程度与贡献度较大。其主要原因可能是:煤炭仍是我国赖以生存的传统能源,煤炭生产量与消耗量居世界前列,其价格受国际市场与需求层面影响较大。而国际与国内天然气市场价格相对独立性较强,其风险溢出程度与贡献度较小。

四、研究结论与建议

研究表明:国际原油市场对中国能源市场有双向的风险溢出;国际煤炭市场与天然气市场对中国能源市场有正向的风险溢出;国际煤炭市场对中国能源市场的风险溢出贡献度远大于其他市场。此项研究有助于国内市场针对国际能源市场变动进行预警。

基于以上分析,能源始终是世界经济变化的主要风险源,提出以下建议:

(一) 大数据技术及度量工具

现代金融经济信息公开化、透明化,金融行业更应注重利用大数据技术,使决策更加具有前瞻性。依托数据分析投资者的投资偏好,充分利用数据的信息价值,采用定性分析与定量分析下的多种工具,深度挖掘能源市场价格波动的影响因素,从而降低风险异常事件对自身潜在造成的威胁。以政府和银行为主导的监管部门应对数据进行挖掘和分析,建立数据平台,并将多种金融大数据分析的度量工具并用,深入研究风险源,对风险进行早期预警。

(二) 实施动态风险监控

由于全球经济复苏,各国工业生产活动及社会经济活动往往需要能源支持,致使能源市场反复动

荡。在经济的动态相关性下,风险冲击在每个阶段表现出不同的溢出效应与传染效应,所以要建立高效率能够迅速反应的监管平台,实时、动态地对风险进行监管。通过对能源市场信息以及其他市场信息、政策变动等异常事件的监测和实时分析,并进行反馈,达到对风险事件的实时监管,继而可以在风险可能爆发前及时预警,在风险产生后及时应对。

(三) 增强能源市场协同性

在我国现有的能源期货中,原油期货在上海期货交易交易所挂牌交易,而煤炭期货在郑州商品交易所、大连商品交易所和上海煤炭交易所挂牌交易。相比之下煤炭交易平台较多,跨交易所的交易方式不利于煤炭交易信息的分享,对风险溢出监管和防控较为不利,易导致各交易所对于风险预警的滞后。宏观方面,不便于综合和统一监管整个能源期货市场,我国原油期货市场处于发展初阶段,需要政府、交易所、能源产业链等相关主体增强其针对市场反应的联动性,共同监督市场的运行状况。能源市场应针对行业间周期性风险进行调控,充分发挥了其价格发现和风险管控功能,进一步加强相关品种之间的协同性,从而规避风险。

参考文献

- [1] 李强,邹晓峰. 变点分析与极值指标和 SV-t-GPD 模型在原油极端风险测度中的应用[J]. 数理统计与管理,2015,34(04):592-602.
- [2] 葛晓波,张陈,周新苗. 基于极值理论的原油期货风险测度研究[J]. 价格理论与实践,2020(08):112-115.
- [3] 郑祖婷,沈菲,郎鹏. 我国碳交易价格波动风险预警研究——基于深圳市碳交易市场试点数据的实证检验[J]. 价格理论与实践,2018(10):49-52.
- [4] XU Y, LIEN D. Optimal Futures Hedging for Energy Commodities: An Application of the GAS Model[J]. Journal of Futures Markets,2020,40(7):1090-1108.
- [5] 欧阳资生,杨希特. 中国上市金融机构系统性风险度量方法比较研究[J]. 金融发展研究,2020(10):13-19.
- [6] 严一锋. 基于 CoVaR 方法的我国银行业系统性风险测度[J]. 统计与决策,2018,34(23):156-159.
- [7] 王皓晔,杨坤. 基于 EVT-Copula-CoVaR 模型的“一带一路”沿线国家股市风险溢出效应研究[J]. 金融发展研究,2019(09):79-85.
- [8] 李竹薇,刘森楠,李小凤,等. 互联网金融与传统金融之间的广义动态风险溢出——基于 Copula-ARMA-GARCH-CoVaR 的实证研究[J]. 系统工程,2021,39(04):126-138.
- [9] 陈挺,喻晓玲. 中美棉花期货市场动态风险溢出效应测度——基于 DCC-GARCH- Δ CoVaR 模型[J]. 数学的实践与认识,2021,51(20):282-292.
- [10] 戚逸康,袁圆,李连发. 我国房地产板块与整体股市的溢出效应以及风险相关性——来自实证分析的证据[J]. 上海经济研究,2018(06):58-67.
- [11] 张大永,姬强. 中国原油期货动态风险溢出研究[J]. 中国管理科学,2018,26(11):42-49.
- [12] 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(02):31-40.
- [13] SUN X, LIU C, WANG J, et al. Assessing the Extreme risk Spillovers of International Commodities on Maritime Markets: A GARCH-Copula-CoVaR Approach[J]. International Review of Financial Analysis,2020(01):101453.
- [14] 田园,陈伟,宋维明. 基于 GARCH-EVT-VaR 模型的国际主要碳排放交易市场风险度量研究[J]. 科技管理研究,2015,35(02):224-231.
- [15] CREAL D, KOOPMAN S J, LUCAS A. Generalized Autoregressive Score Models with Applications[J]. Journal of Applied Econometrics,2013,28(5):777-795.
- [16] MORGAN J P. Riskmetrics Technical Document[M]. New York:Martin Spencer,1996.
- [17] ARTZNER P, DELBAEN F, EBER J M, et al. Coherent measures of Risk[J]. Mathematical Finance,1999,9(3):203-228.
- [18] ADRIAN T, BRUNNERMEIER M K. CoVaR [R/OL]. National Bureau of Economic Research,2011. <https://www.scrip.org/reference/referencespapers.aspx?referenceid=1909858>.
- [19] ADRIAN T, BRUNNERMEIER M K. CoVaR[J]. The American Economic Review,2016,106(7):1705-1741.
- [20] JARQUE C M, BERA A K. Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals[J]. Economics Letters,1980,6(3):255-259.
- [21] MCNEIL A J. Estimating the Tails of Loss Severity Distributions Using Extreme Value Theory[J]. ASTIN Bulletin: The Journal of the IAA,1997,27(1):117-137.
- [22] NELSON D B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society,1991:347-370.
- [23] ROBERT F, ENGLE S M. CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles[J]. Journal of Business & Economic Statistics,2004,22(4):367-381.

[责任编辑 李新]

A Study of the Risk Spillover Effects of China's Energy Markets in the International Energy Context

HAN Guanghui, ZHANG Yueqiang, LIU Panpan

(School of Management Engineering and Business, Hebei University of Engineering, Handan 056038, China)

Abstract: Energy is an important commodity, and its price fluctuation, which is triggered by the enhancement of its financial attribute, often causes the fluctuation of domestic market under the background of the rapid development of international financial market. Based on the data of international crude oil, coal and natural gas markets and China's energy industry, the GAS model with skewed t distribution is established to measure the VaR and ES of domestic and foreign energy markets, and the back test is carried out to prove the robustness of the GAS model; Quantile CoVaR is used to compare and analyze the risk spillover effect of international energy market on domestic market. The results show that the international crude oil market contributes to a two-way risk spillover to China's energy market; there is a reverse risk spillover from the international coal market and natural gas market to China's energy market, and the contribution of the international coal market to the risk spillover to China's energy market is much greater than that of other markets.

Key Words: generalized autoregressive score models; VaR; ES; CoVaR; risk spillover