

国际航运市场对我国钢铁市场波动溢出效应研究

姜 宝¹ 张 琪² 李 剑³

(1.2.3. 中国海洋大学经济学院, 山东 青岛 266100; 3. 中国海洋大学海洋发展研究院, 山东 青岛 266100)

摘 要: 航运市场的周期性和运费的频繁波动构成了市场内部的重大风险, 研究航运市场与其他市场的波动溢出效应是有效预测与规避风险的一种方式。本文基于航运市场与钢铁市场的日频数据, 采用 DCC-GARCH 模型与 DY 溢出指数模型实证分析了两市场间的动态相关性及波动溢出效应。研究发现: 航运市场与钢铁市场间具有动态相关性, 航运指数滞后一周时与钢铁股价指数存在显著的弱相关关系; 两市场间具有微弱的波动溢出效应, 其价格传导机制存在断层现象。

关键词: 航运市场; 钢铁市场; DCC-GARCH; DY 溢出指数模型

中图分类号: F551

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2019) 06-0020-12

一、引言

当两个市场间存在金融联系或贸易联系时, 一个市场由于受到政策、信息等影响所产生的价格波动会传递至另一个市场, 这导致市场波动之间的相关性发生变化, 即存在波动溢出效应(王献东和何建敏, 2016)。通过研究跨市场波动溢出效应可以及时改善该市场利益相关者的投资运营决策。如今航运已经成为国际贸易中最重要运输方式, 国际贸易总货运量的 90% 以上要通过海洋运输(Kavussanos et al, 2014)。国际航运市场资本密集、周期性强、运费波动频繁等特点使其存在显著的波动溢出效应(Chou, 2014)。航运市场价格波动溢出效应的研究可以分为两类。早期学者主要的研究领域集中在航运市场内部运价的波动溢出效应, 包括不同运输板块(Kavussanos et al, 2014)、即期与远期市场(Li et al, 2014; Sogiakas and Karathanassis, 2015)、不同船型(Zhang et al, 2015)、不同时间段(Gong and Lu, 2017)的运价波动溢出效应。近年来学者将研究视角转向了航运市场与其他市场的跨市场波动溢出效应。目前已有学者对航运市场与股票市场(Erdogan et al, 2018)、航运市场与外贸市场(姜宝等, 2015)、航运衍生品市场与商品衍生品市

作者简介: 姜宝, 博士, 中国海洋大学经济学院副教授, 研究方向: 物流与航运经济; 张琪, 硕士, 中国海洋大学经济学院, 研究方向: 物流与航运经济; 李剑(通讯作者), 博士, 中国海洋大学经济学院/海洋发展研究院教授, 研究方向: 港口与航运经济。

基金项目: 国家社科基金青年项目(项目编号: 14CGL053)、中央高校基本科研基金项目(项目编号: 201713011)、山东省社科规划专项项目(项目编号: 17CCXJ19)。

场 (Kavussanos et al, 2014; Hamadi et al, 2017; 鲁雪飞等, 2016; 温馨等, 2015)、干散货运费与期货期权市场 (Alexandridis et al, 2017) 间的波动溢出效应等进行过研究。其中, 航运市场与商品市场的跨市场波动溢出效应成为近些年国内外学者研究的热点。

在商品市场中, 铁矿石的海上运输量为干散货海上运输总量的 27% 以上, 高于煤炭 25% 及粮食 10% 左右 (Arik and Mutlu, 2013), 因此铁矿石价格与运价息息相关。我国是钢铁大国, 2017 年我国钢铁产量占全球 49.2%, 而铁矿石是制造钢铁的主要原材料, 因此运价可通过影响铁矿石价格引起钢铁生产成本的上升和下降, 进而影响钢铁制造企业的盈利能力。2010 年 3 月, 铁矿石长协定价机制瓦解, 取而代之的是指数定价机制, 这使得国际铁矿石价格更加动荡、波动频率加剧 (胡振华等, 2018)。由于我国对于铁矿石的巨大需求, 在铁矿石的定价中我国始终处于被动地位。然而无论是长协定价机制还是指数定价机制, 铁矿石价格都存在公开程度不够的问题。航运市场与钢铁市场的双重波动及市场价格的不透明性使得市场内部价格不确定性增加, 因此本文通过详细测度两个市场间的波动溢出效应, 以期减少由于价格波动带来的不确定性并实现套期保值。

二、文献综述

目前, 通过计量模型测度航运市场与钢铁市场间的波动溢出效应或相关性的文献主要运用时间序列模型。张永峰等 (2016) 基于铁矿石海运成本 BCI 与国际钢材价格指数, 运用格兰杰因果检验得出钢材价格对铁矿石海运运费有单向影响的结论。胡振华和李力培 (2015) 基于两大主流海运指数 BCI、BDI 及进口铁矿石价格, 运用 VAR 模型对铁矿石价格结构冲击的贡献度进行分析, 发现 BCI、BDI 指数均会明显影响我国铁矿石价格。杨亚妮和寿建敏 (2016) 基于 BDI 指数与普氏铁矿石价格指数, 运用协整检验、格兰杰因果检验、方差分解等方法证实了普氏铁矿石价格指数与 BDI 指数具有协整关系, 铁矿石国际价格对 BDI 指数的方差贡献度较大。从已有文献来看, 研究数据均是周频数据、月频数据等低频数据, 相比日频数据等高频数据来说蕴含市场信息不足。研究方法主要采用 VAR、二元 GARCH 模型等时间序列模型。这些模型中, VAR 模型未考虑金融数据所特有的异方差性与波动集聚性, 普通的二元 GARCH 模型虽考虑到了数据的异方差性, 但未考虑到变量间相关关系随时间的变化。从研究范围来看, 已有文献只能研究运价、铁矿石价格、钢材价格两两变量之间的不定向相关关系, 而不能研究超过两个变量情况下变量间的定向相关性。为了克服上述不足, 本文以日频数据为研究对象, 选用了更为适用的 DCC-GARCH 模型与 DY 溢出指数模型进行研究。

DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH) 模型, 即动态条件相关多元广义自回归条件异方差模型, 由 Engle (2002) 提出。国

内外学者运用 DCC-GARCH 模型衡量股票、债券、现货期货、商品、衍生品价格等市场的动态相关性。Celik (2012) 运用 DCC-GARCH 方法证明了美国次贷危机前、危机中新兴国家与发达国家间的动态相关性。Jones 和 Olson (2013) 等运用 DCC-GARCH 方法研究了 20 世纪 90 年代宏观经济不确定性、通货膨胀和产出之间的动态相关性。Li 等 (2017) 用 DCC-GARCH 研究了中国燃油现货、期货、能源股票市场之间的动态相关性。上述文献反映了 DCC-GARCH 模型相比于其他 GARCH 模型的优势: 首先, 之前的 GARCH 模型只能够衡量静态相关关系, 而金融数据之间的相关性具有随时间变化的特征, DCC-GARCH 模型能够通过动态相关系数反映变量之间的动态关联性, 因此它更适用于金融时间序列数据; 其次, DCC-GARCH 模型在计算中不仅运用了协方差矩阵减少了未知参数的数量, 而且通过两步估计法使未知参数与有关序列独立, 克服了估计的复杂性, 体现了其优越性。

在研究波动溢出效果时, 每个金融市场可能承担的角色有两种: 波动的给予者与承受者。DCC-GARCH 虽能反映变量间相关关系的时变性, 但它不能衡量变量间的定向溢出, 且不能对定向波动溢出效应进行定量分析。Diebold 和 Yilmaz (2012) 提出的广义预测误差方差分解的溢出指数模型 (DY 溢出指数模型) 突破了这一局限性。国内外学者将 DY 溢出指数模型多应用于股票市场、商品衍生品市场等金融市场波动溢出效应的度量。如 Mensi (2017) 等运用 DY 溢出指数模型研究稀有金属价格市场与主要股票市场之间的时变风险与溢出效应。Tsouknidis (2017) 等运用 DY 溢出指数模型研究了石油商品、现货期货波动率、交易量和持仓的波动溢出效应。Tsouknidis (2016) 通过 DY 溢出指数模型度量不同干散货市场板块之间的波动溢出效应。上述文献证实了 DY 溢出指数模型在测度波动溢出效应方面的适用性与突破性。本文分别选用 DCC-GARCH 模型与 DY 溢出指数模型不仅能够克服多变量、数据量大的难题, 进一步简化估计程序, 还可分别研究国际航运市场与我国钢铁市场的动态相关性及定向波动溢出效应。

三、实证分析

(一) 模型设定与变量解释

1. DCC-GARCH 模型

DCC-GARCH 模型相比 CCC-GARCH 模型而言, 增加了时间变量的因素, 能够测度变量间相关性随时间的变化, 更加符合实际情况。其动态相关结构设定为:

令 Δ_t 为 $k \times 1$ 的向量, 表示 k 个变量的收益率。根据 DCC-GARCH 模型, 假设 Δ_t 服从均值为 0, 条件方差—协方差矩阵为 H_t 的多元正态分布, 则有:

$$\Delta_t = \mu_t + e_t, \quad \mu_t = E(\Delta_t | \Omega_{t-1}) \quad (1)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (2)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

$$D_t = \text{diag}\{\text{sqr}t(H_t)\} \quad (4)$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1} \quad (5)$$

$$Q_t = \left(1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n\right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m \sigma_{t-m} \sigma'_{t-m} + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n} \quad (6)$$

$$\sigma_t = D_t^{-1} e_t \quad (7)$$

R_t 为动态相关系数矩阵, 其中元素 $\text{Corr}_{ij} = q_{ij} / \sqrt{q_{ii} q_{jj}}$ 。 H_t 中的元素 $h_{i|j} = \omega_i + \sum_{p=1}^{p_1} \alpha_{ip}^2 e_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{q_1} \beta_{iq} h_{it-q}$, 即每组收益率均服从一个 GARCH(p, q) 过程。 Ω_{t-1} 是 t 期前所有的信息集; $\text{sqr}t$ 为将矩阵中每一个元素取平方根的函数; diag 为对角矩阵函数; D_t 为单变量 GARCH 模型计算出的条件标准差形成的 $k \times k$ 对角矩阵; R_t 为动态条件相关系数矩阵; σ_t 为向量标准化后的残差; $\bar{Q}$ 为标准残差的无条件方差矩阵; α_m 与 β_n 是 DCC 模型参数。

2. DY 溢出指数模型

每一组数据的模型可以被写为 N 变量 k 阶的 VAR 模型:

$$Y_t = \sum_{k=1}^K \phi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中, $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{Nt})$ 是内生变量向量, ϕ_k 是 $N \times N$ 维参数矩阵, ε_t 是独立同分布的误差向量, 则其移动平均形式为:

$$Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} A_k \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$N \times N$ 维的协方差矩阵 A_k 满足 $A_k = \phi_1 A_{k-1} + \phi_2 A_{k-2} + \dots + \phi_K A_{k-K}$, A_0 是 $N \times N$ 维单位矩阵。 $i < 0$ 时, $A_i = 0$ 。通过这种方式, 移动平均系数的方差分解转换变成了动态的形式。在这种方法中, 方差分解不随变量的顺序而发生变化。则如下的 $Z_{ij}(H)$ 对向前 H 步预测误差进行方差分解的结果为:

$$Z_{ij}(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \sum e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \sum A_h' e_j)} \quad (10)$$

$\Sigma = \{\sigma_{ij}, i, j = 1, 2, \dots, N\}$ 是误差向量 ε 的方差—协方差矩阵, σ_{jj} 是第 j 个方程误差项 ε_j 的标准差, e_i 是第 i 个元素为 1、其余元素为 0 的向量集。而当运用广义 VAR 模型时, 方差分解表中每一行的总和不等 1, 即变量自身与跨变量的方差贡献的总和不等 1。为了克服这一缺陷, 将方差分解矩阵的每一项标准化为:

$$\bar{Z}_{ij}(H) = \frac{Z_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N Z_{ij}(H)} \quad (11)$$

其中, $\sum_{j=1}^N \bar{Z}_{ij}(H) = 1$ 而 $\sum_{i,j=1}^N \bar{Z}_{ij}(H) = N$ 。

总溢出指数衡量每一项的波动冲击对总体预测误差方差波动溢出的贡献之和,

定义为:

$$SI = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \bar{Z}_{ij}(H)}{\sum_{i, j=1}^N Z_{ij}(H)} \times 100 \quad (12)$$

定向溢出指数衡量每一项的波动冲击对其余各项预测误差方差波动溢出贡献的总和, i 接受其他变量的定向溢出指数定义为:

$$DSI_{i \rightarrow j}(H) = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \bar{Z}_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N Z_{ij}(H)} \times 100 \quad (13)$$

i 传输给其他变量的定义为:

$$DSI_{i \leftarrow j}(H) = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \bar{Z}_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N Z_{ij}(H)} \times 100 \quad (14)$$

净溢出指数衡量该项波动冲击对其余各项预测误差方差的波动溢出贡献的总和与该项接受到其余各项预测误差方差的波动溢出贡献总和的差, 定义为:

$$NSI = DSI_{i \rightarrow j}(H) - DSI_{i \leftarrow j}(H) \quad (15)$$

3. 变量设定

本文研究航运市场与钢铁市场的波动溢出效应, 其中航运市场选择的指标为 BDI 与 BCI , 钢铁市场选择的指标为 $Platts$ 与 ST 。波罗的海干散货运价指数 (BDI) 是由 4 种干散货主要船型的若干条传统的航线运价按照各自在航运市场的重要性 and 所占比例构成的综合指数, 是衡量国际海运情况、反映国际贸易情况的前置指数。海岬型船是 4 种船型中运输铁矿石的主要船型, 因此选择了波罗的海海岬型船运价指数 (BCI) 作为航运市场与钢铁市场具有密切关系的指标。国际上三大通用的铁矿石定价指数中, 普氏铁矿石价格指数 ($Platts$) 是历史最长、最为人们所接受的铁矿石价格指数, 因此本文选择普氏铁矿石价格指数反映铁矿石价格变化。申银万国系列指数是由申银万国证券研究所以沪深交易所上市公司的 A 股股票为股本通过均值法编制的股价指数, 它能够反映市场股价变化以辅助投资。本文选择申万钢铁股价指数 (ST) 来反映钢铁制造行业的整体发展状况。其中, ST 数据来自大智慧股票软件, BDI 、 BCI 、 $Platts$ 数据来自前瞻数据库。本文通过数据筛选, 选取样本期为 2010 年 12 月 27 日至 2017 年 10 月 6 日共 1,775 组观测数据。为了消除数据本身具有的异方差性, 本文使用 4 组数据的对数差分值即收益率作为研究变量。收益率为 $\Delta_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$, r_t 为资产收益率、 p_t 为第 t 期的指数、 p_{t-1} 为第 $t-1$ 期的指数。因此变量的收益率分别表示为 ΔBCI 、 ΔBDI 、 $\Delta Platts$ 、 ΔST 。

(二) 模型估计与结果分析

1. ADF 单位根检验

GARCH 模型适用的前提条件之一是时间序列数据平稳。单位根检验主要用于检

验序列是否存在单位根,若存在单位根说明序列非平稳,不存在则平稳。

表 1 4 组变量收益率序列的 ADF 检验结果

	ΔBCI	ΔBDI	$\Delta Platts$	ΔST
ADF 值	-20.164	-12.989	-42.183	-41.259
1% 显著性水平下的临界值	-3.434	-3.434	-3.434	-3.434
PP 值	-20.063	-17.184	-41.220	-41.274
1% 显著性水平下的临界值	-3.434	-3.434	-3.434	-3.434

本文采取 ADF (Augmented Dickey and Fuller) 检验与 PP (Phillips and Perron) 检验两种方法进行检验。如表 1 所示,4 组时间序列数据的检验值均小于 1% 显著性水平下的临界值,表明各变量均拒绝存在单位根的原假设,为平稳的时间序列数据,可进行下一步检验。

2. ARCH 效应检验

自相关检验主要是考察样本数据是否适合于建立自回归模型,除平稳性检验外,运用 GARCH 模型的另一个前提条件是序列必须存在 ARCH 效应。因此本文首先对 4 组变量进行了自相关检验,之后根据 AIC 准则对 4 组数据的滞后阶数进行选择,最后对残差进行 ARCH-LM 检验(滞后 4 阶)。自相关阶数及 LM 检验结果为:

表 2 4 组变量收益率序列的 ARCH 检验结果

变量	ΔBCI	ΔBDI	$\Delta Platts$	ΔST
自相关阶数	2	2	0	0
ARCH-LM	169.801***	77.725***	35.006***	175.010***

如表 2 所示,通过对 3 组序列的自相关图和偏自相关图进行分析可看出, ΔBCI 有自相关现象,自相关阶数为 2, $\Delta Platts$ 与 ΔST 无自相关现象。4 组序列的伴随概率 P 为 0,说明 4 组序列存在明显的异方差现象与波动集聚性且具有 ARCH 效应,因此适用于 GARCH 模型。

3. DCC-GARCH 模型的参数估计

为了充分考虑序列的自相关性,本文选择构建 AR(2)-DCC-GARCH 模型。DCC-GARCH 方法包括两个步骤:第一,通过估计每个序列的单变量 GARCH 模型生成标准残差;第二步,使用第一步骤所估计的标准残差运用 GARCH 模型估计相关矩阵。第一步、第二步的参数估计结果如表 3、表 4 所示。

表 3 中 α 与 β 为 GARCH 模型的滞后系数,其都在 10% 及以上水平下显著,说明 4 组序列适用于单变量 GARCH 模型。 α 为现有信息对下一期波动性的影响程度,其值越高,说明该收益率序列对新信息的敏感程度越高。4 组收益率序列中 ΔBCI 的 α 值最高,说明其对新信息的敏感程度最高,其次为 ΔBDI 。而表中 $\lambda = \alpha + \beta$ 表示收益率波动的持续性,即现有的波动性趋势即将消失的速度, λ 越接近于 1,波动性趋势维持的时间越长。由表 3 可知,4 组序列的波动持续性均较强。总体来看,航运市场对新信息的敏感程度要高于钢铁市场,两市场在波动持续性方面没有太大差异。

表 3 AR(2)-GARCH(1,1) 模型检验结果

	ΔBCI	ΔBDI	$\Delta Platts$	ΔST
$Constant(M)$	-0.001 (-0.570)	-0.000 (-0.265)	-0.001* (-2.448)	0.000 (0.611)
$Constant(V) \times 10^4$	0.477 (1.606)	0.183 (1.459)	0.010* (2.054)	0.028* (1.870)
α	0.237** (2.896)	0.142* (2.299)	0.080*** (5.864)	0.057*** (4.423)
β	0.762*** (10.340)	0.791*** (7.930)	0.918*** (68.250)	0.933*** (54.770)
λ	0.999	0.933	0.998	0.990

表 4 AR(2)-DCC-MGARCH(1,1) 模型相关关系检验结果

$Corr_{12}$	$Corr_{13}$	$Corr_{14}$	$Corr_{23}$	$Corr_{24}$	$Corr_{34}$	α'	β'	λ'
0.893*** (123.4)	0.012 (0.433)	-0.019 (-0.642)	0.017 (0.591)	-0.011 (-0.363)	0.283*** (9.418)	0.026*** (5.372)	0.905*** (52.450)	0.930

注：1~4 分别是 ΔBCI 、 ΔBDI 、 $\Delta Platts$ 和 ΔST 。

表 4 中 α 与 β 为 GARCH 模型的滞后系数，其均在 1% 水平下显著，说明数据适用于 DCC-GARCH 模型， $\lambda' = \alpha' + \beta'$ 表示收益率间的动态相关性，其越接近于 1，表示序列间的动态相关性明显，该组数据的 λ' 为 0.930，说明其动态相关性明显。表 4 中还显示了 4 组数据的常相关系数，其中 ΔBCI 与 ΔBDI 的常相关系数为 0.893，并在 1% 显著水平下显著，两个变量间具有显著的强相关关系； $\Delta Platts$ 与 ΔST 的常相关系数为 0.283，并在 1% 显著水平下显著，两个变量间具有显著的弱相关关系；其余组数据间的相关系数不显著。总体来看，航运市场与钢铁市场内部价格的相关性明显，跨市场价格间的相关性不显著。

4. 四组序列动态相关性研究

为了度量变量间动态相关性随时间的变化，4 组数据的动态相关系数的时间路径图与描述性统计结果如图 1 所示。

如图 1 及表 5 所示，从波动频率来看， $Corr_{12}$ 的波动频率明显小于其余相关系数的波动频率，且具有一定的周期性特征。从波动幅度来看， $Corr_{34}$ (ΔBCI 与 ΔBDI) 波动幅度最大，表明随着时间的变化两者的相关性最为稳定； $Corr_{12}$ (ΔBCI 与 ΔBDI) 的波动幅度最小，表明随着时间的变化两者的相关性最不稳定。从波动值来看， $Corr_{12}$ 为大于 0.591 的正值，其均值为 0.883，显示了随时间变化 ΔBCI 与 ΔBDI 始终有较强的相关性； $Corr_{34}$ 为大于 0.491 的正值，其均值为 0.291，显示了随着时间的变化 $\Delta Platts$ 与 ΔST 始终有较弱的相关性； $Corr_{13}$ 、 $Corr_{23}$ 均值分别为 0.009 与 0.011，表明在观测期内航运市场 ΔBCI 、 ΔBDI 与 $\Delta Platts$ 间相关性始终较小，有微弱的正向偏移； $Corr_{14}$ 、 $Corr_{24}$ 均值分别为 -0.017 与 -0.011，表明在观测期内航运市场 ΔBCI 、 ΔBDI 与 ΔST 间相关性同样较小，但 $Corr_{14}$ 、 $Corr_{24}$ 有微弱的负向偏移，这表明航运市场与钢铁股价的相关关系可能具有滞后性。

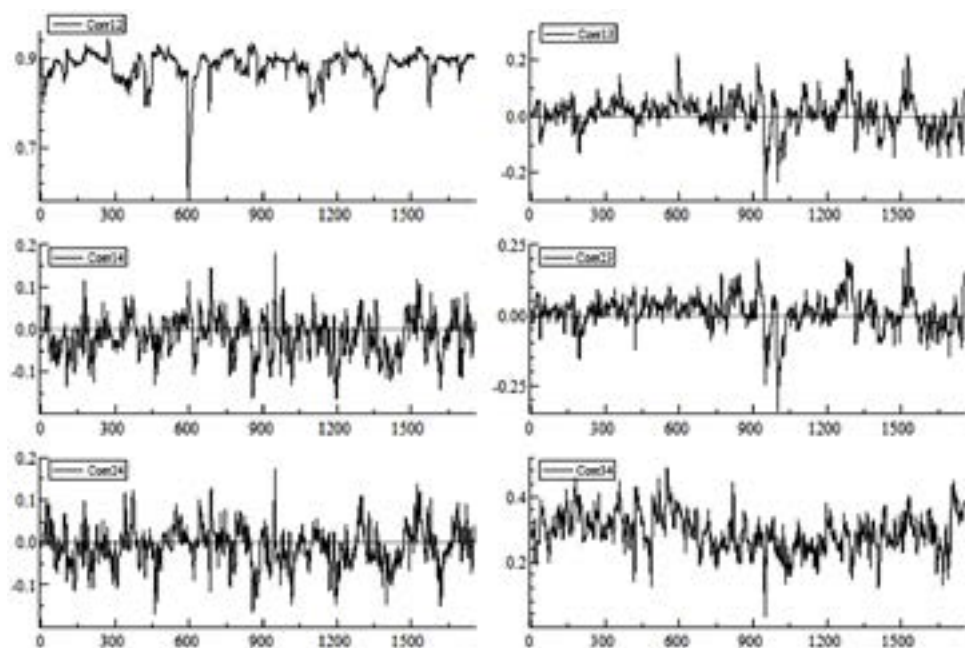


图 1 4 组序列动态相关系数图

表 5 自组序列动态相关系数描述性统计表

系数参数	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
$Corr_{12}$	0.883	0.893	0.946	0.591	0.035
$Corr_{13}$	0.009	0.011	0.221	-0.299	0.059
$Corr_{14}$	-0.017	-0.015	0.180	-0.165	0.047
$Corr_{23}$	0.011	0.014	0.241	-0.337	0.061
$Corr_{24}$	-0.011	-0.011	0.175	-0.170	0.047
$Corr_{34}$	0.291	0.287	0.491	0.031	0.060

为了进一步确定 ΔBCI 、 ΔBDI 与 ΔST 间是否具有滞后性,本文不仅对当期数据进行运算,也对 ΔBCI 、 ΔBDI 同时滞后1期、2期、3期、4期、1周、2周、1月的数据进行了检验,结果如下表所示。

表 6 ΔBCI 、 ΔBDI 同时滞后时 AR(2)-DCC-GARCH(1,1) 模型相关关系检验结果

	$Corr_{12}$	$Corr_{13}$	$Corr_{14}$	$Corr_{23}$	$Corr_{24}$	$Corr_{34}$	α'	β'
$t-1$	0.898***	-0.019	-0.035	-0.001	-0.020	0.277***	0.024***	0.909***
$t-2$	0.896***	0.005	0.040	-0.002	0.038	0.279***	0.024***	0.899***
$t-3$	0.899***	-0.029	0.014	-0.033	0.017	0.279***	0.025***	0.904***
$t-4$	0.898***	-0.016	-0.010	-0.023	-0.011	0.283***	0.024***	0.909***
$t-5$	0.897***	-0.019	-0.032	-0.014	-0.051*	0.266***	0.022***	0.919***
$t-10$	0.898***	-0.013	-0.035	-0.016	-0.029	0.276***	0.028***	0.904***
$t-20$	0.898***	-0.013	-0.035	-0.016	-0.029	0.276***	0.028***	0.904***

根据表6所示, ΔBCI 、 ΔBDI 同时滞后的情况下, $Corr_{13}$ 、 $Corr_{14}$ 、 $Corr_{24}$ 都经历了上升、下降、回缓的过程,并最终能够在滞后10期后维持稳定。 $Corr_{23}$ 随着滞

后期数增加先下降再回缓，并在滞后 10 期后维持稳定。说明 4 组序列的相关性在两周后基本能保持稳定。 $Corr_{24}$ 在 ΔBCI 、 ΔBDI 同时滞后一周时在 10% 的显著水平下呈弱相关，相关系数为 -0.051 ，证明了航运市场与钢铁市场相关关系的滞后性，即 ΔBDI 的当期信息与一周后 ΔST 的波动间存在负向影响，两者表征波动幅度的标准差之间的相关系数为 -0.051 。

5.DY 溢出指数模型的参数估计

DCC-GARCH 模型只能衡量变量间的不定向相关性，为了更加准确地描述变量间的定向相关性，并将 4 组变量作为一个系统依次定位每个变量在系统中的地位，本文运用 DY 溢出指数模型对 ΔBCI 、 ΔBDI 同时滞后一周时 4 组序列溢出指数模型参数进行估计。

如表 7 所示，系统的总溢出指数为两两不同变量间波动溢出效应总和，值为 26.7%，说明两市场的跨市场波动溢出效应不强。系统的定向净接收指数为每个变量接收其余变量的波动溢出效应的总和，表 7 中 ΔBDI 的定向净接收指数最大，为 79.94，其次为 ΔBCI ，是 10.93；定向净溢出指数为每个变量给予其余变量的波动溢出效应的总和，表 7 中 ΔBCI 的定向净溢出指数最大，为 82.91，其次为 ΔBDI ，是 11.10。表明在系统中受其他变量影响最大的变量为 ΔBDI ，对其他变量影响最大的变量为 ΔBCI ，航运市场在整个系统中居于主导地位。

表 7 DY 溢出指数模型参数估计值

	ΔBCI	ΔBDI	$\Delta Platts$	ΔST	定向净接收指数	跨市场净接收指数
ΔBCI	89.07	10.88	0.04	0.01	10.93	0.05
ΔBDI	79.91	20.07	0.01	0.01	79.93	0.02
$\Delta Platts$	2.28	0.16	88.90	8.66	11.1	2.44
ΔST	0.72	0.06	4.07	95.15	4.85	0.78
定向净溢出指数	82.91	11.10	4.12	8.68	总溢出指数 26.7%	
跨市场净溢出指数	3.00	0.22	0.05	0.02		
定向溢出指数	171.98	31.17	93.02	103.83		

系统的跨市场净接收指数为每个变量接收到除自身市场变量外另一市场两个变量的波动溢出效应的和，跨市场净溢出指数为每个变量给予另一市场两个变量的波动溢出效应的和，表 7 中 $\Delta Platts$ 与 ΔST 接收到航运市场的波动溢出效应大于 ΔBCI 与 ΔBDI 接收到钢铁市场的波动溢出效应， ΔBCI 与 ΔBDI 给予钢铁市场的波动溢出效应大于 $\Delta Platts$ 与 ΔST 给予航运市场的波动溢出效应，表明在整个系统中钢铁市场更接近于波动溢出效应的接收者，而航运市场更接近于波动溢出效应的给予者。

表 7 中两两变量之间的波动溢出指数中最大值为 ΔBCI 与 ΔBDI 间的溢出指数，为 79.91 与 10.88，这可能是由于 BDI 是根据海岬型运价指数 BCI 及其余 3 种船型的航运指数 BCI 、 BSI 、 $BHSI$ 的即期运费加权而成。其次为 $\Delta Platts$ 与 ΔST 之间的波动溢出指数，为 8.66 与 4.07，这可能是由于铁矿石为制造钢铁的主要原材料。

再次为 ΔBCI 对 $\Delta Platts$ 与 ΔST 的波动溢出指数,为2.28与0.72,可见相比同市场间不同变量的波动溢出效应,跨市场不同变量的波动溢出效应较小,与之前DCC-GARCH模型估计的结果一致。

四、结论及建议

(一) 研究结论

本文选取分别代表航运市场与钢铁市场的日频数据,基于DCC-GARCH模型与DY溢出指数模型定性与定量分析了两市场间的动态相关性及波动溢出效应。主要得出如下基本结论。

一是相较于钢铁市场,航运市场受新信息的影响程度更大,其价格趋势预测难度更大。二是航运市场与钢铁市场之间具有动态相关性。当期情况下,两市场间的跨市场价格相关性不显著。随着 ΔBCI 、 ΔBDI 滞后期数的增加,4组序列间的相关性经历上升、下降、回缓的过程,在滞后两周时趋于稳定。 ΔBDI 滞后一周的信息与 ΔST 当期信息间有显著的弱相关性,两者波动幅度的相关系数为-0.051。三是在航运市场与钢铁市场组成的系统中航运市场居于主导地位,两者间存在微弱的波动溢出效应,这说明航运市场与钢铁市场间的价格传导机制存在断层现象。价格传导机制断层即上游价格信息难以顺利地向下游传递,这一过程有效运行的前提是该价格链上下游市场均是竞争性的,当上下游市场存在全然不同的市场结构时,上下游价格便会发生偏离。长期价格传导断层会使下游市场失去上涨动力与利润空间,同时使得跨市场预测价格走势更加困难。

(二) 对策建议

为进一步应对两市场价格分析与预测过程中存在的困难与挑战,本文提出以下建议:第一,合理利用航运市场与钢铁市场的动态相关性进行投资决策。如钢铁行业投资者不仅可参考一周前的BDI指数预测当期钢铁股价的走势,还可依据当期铁矿石价格指数对当期钢铁股价指数做出定量分析。如航运指数上涨时,约在一周之后钢铁股价会有微弱的负向偏移,因此钢铁企业应在这段时间内采取紧缩型战略,适量减支减产;而铁矿石指数下降时,由于铁矿石指数与钢铁股价的当期效应较大,钢铁企业应及时采取扩张型战略,增购增产。第二,维持铁矿石—钢铁供需基本面的平衡。为避免“矿强钢弱”现象,我国应进一步推进铁矿石期货国际化,通过市场的高交易量、高便利性及开放度来吸引更多钢铁行业主体加入到交易中,提高其影响力;为避免“钢强矿弱”现象,我国应着力保持地产行业、基建投资、汽车、机械、船舶等下游主要用钢行业的平稳发展,加大对钢铁、铁矿石的需求进而抬高原材料价格。第三,通过共享发展等方式提升钢铁企业避险能力。上游可深化与电力、煤炭等上游企业的合作,中游可与其他钢铁企业形成战略联盟、实现信息共享,下

游可为客户提供柔性服务、稳固客户关系。第四,选择更为合适的价格指数丰富研究结论。由于航运指数被许多复杂的因素所影响,可能使得我们无法得出准确的结论,未来可选择 C3、C5 路线(主要运输铁矿石)的航线运价、铁矿石进口价格等指标对两市场间的波动溢出效应进一步进行研究,尽量避免噪声项对研究结果的影响。

参考文献:

- [1] 胡振华,李力培.基于 VAR 模型的海运指数波动对我国进口铁矿石价格的影响[J].江西社会科学,2015,(2).
- [2] 胡振华,钟代立,王欢芳.中国铁矿石期货市场的定价影响力研究——基于 VEC-SVAR 模型的实证分析[J].中国管理科学,2018,26(2).
- [3] 姜宝,李剑,宫春霞.“海上丝绸之路”上的航运与贸易关联度研究[J].世界经济研究,2015,(7).
- [4] 鲁雪飞,丁一,林国龙.运费衍生品与煤炭期货间的传染效应研究[J].广西大学学报,2016,(2).
- [5] 王献东,何建敏.金融市场间的风险传染研究文献综述[J].上海金融,2016,(7).
- [6] 温馨,丁一,林国龙.远期运费协议与粮食期货市场的波动溢出关系[J].上海大学学报,2015,21(6).
- [7] 杨亚妮,寿建敏.国际原材料价格与 BDI 指数关联性分析——以铁矿石国际价格为例[J].发展改革理论与实践,2016,(11).
- [8] 张永锋,赵刚,陈继红.干散货运价指数与钢材价格的联动关系[J].上海海事大学学报,2016,37(2).
- [9] Alexandridis, G., et al. Economic Information Transmissions and Liquidity between Shipping Markets: New Evidence from Freight Derivatives[J]. Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review, 2017, 98.
- [10] Ark, E., Mutlu, E. Chinese Steel Market in the Post-futures Period[J]. Resources Policy, 2014, 42.
- [11] Chou, H. C. Return Lead-lag and Volatility Transmission in Shipping Freight Markets[J]. Maritime Policy & Management, 2014, 41(7).
- [12] Celik, S. The More Contagion Effect on Emerging Markets: The Evidence of DCC-GARCH Model[J]. Economic Modelling, 2012, 29(5).
- [13] Diebold, F. X., Yilmaz, K. Better to Give Than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers[J]. International Journal of Forecasting, 2012, 28(1).
- [14] Erdogan, O., et al. Dynamics of the Co-movement between Stock and Maritime Markets[J]. International Review of Economics & Finance, 2013, 25(1).
- [15] Engle, R. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002, 20(3).
- [16] Gong, X., Lu, J. Volatility Spillovers in Capesize Forward Freight Agreement Markets[J]. Scientific Programming, 2016(1).
- [17] Hamadi, H., et al. News Surprises and Volatility Spillover Among Agricultural Commodities: The Case of Corn, Wheat, Soybean and Soybean Oil[J]. Research in International Business & Finance, 2017, 41.
- [18] Jones, P. M., Olson, E. The Time-varying Correlation between Uncertainty, Output and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model[J]. Economics Letters, 2013, 118(1).
- [19] Kavussanos, M. G., et al. Economic Spillovers between Related Derivatives Markets: The Case of Commodity and Freight Markets[J]. Transportation Research Part E, 2014, 68(4).
- [20] Li, K. X., et al. Spillover Effects and Dynamic Correlations Between Spot and Forward Tanker Freight Markets[J]. Maritime Policy & Management, 2014, 41(7).
- [21] Li, P., et al. The Relationship among China's Fuel Oil Spot, Futures and Stock Markets[J]. Finance Research Letters, 2017, 24.
- [22] Mensi, W. Time-varying Volatility Spillovers between Stock and Precious Metal Markets with Portfolio Implications[J]. Resources Policy, 2017.

- [23] Magkonis, G., Tsouknidis, D. A. Dynamic Spillover Effects across Petroleum Spot and Futures Volatilities, Trading Volume and Open Interest [J]. International Review Of Financial Analysis, 2017, 52.
- [24] Sogiakas, V., Karathanassis, G. Informational Efficiency and Spurious Spillover Effects between Spot and Derivatives Markets[J]. Global Finance Journal, 2015, 27.
- [25] Tsouknidis, D. A. Dynamic Volatility Spillovers across Shipping Freight Markets[J]. Transportation Research Part E: Logistics & Transportation Review, 2016.
- [26] Zhang, D., et al. An Empirical Analysis of Freight Rate and Vessel Price Volatility Transmission in Global Dry Bulk Shipping Marke[J]. Journal of Traffic and Transportation Engineering, 2015, 2(5).

The Volatility Spillover Effect Between the International Shipping Market and China's Steel Market

JIANG Bao ZHANG Qi LI Jian

Abstract: The strong periodicity and frequent fluctuation of freight price bring huge risks to the shipping market. However, the risks can be forecasted and avoided effectively by studying the volatility spillover effects between shipping market and other markets. Based on the daily frequency data of shipping market and steel market, this paper uses DCC-GARCH model and DY spillover index model to analyze the dynamic correlation and volatility spillover effects between the two markets. The results show that there is a time-varying correlation between the shipping market and the steel market. When the shipping index lags one week, there will be a weak correlation between the two markets. Meanwhile, the volatility spillover effect between the two markets is weak, and the price transmission mechanism of this system is discontinuous.

Keywords: shipping market; iron and steel market; DCC-GARCH model; DY spillover index model

(责任编辑: 张建华)