Research on the Correlation between the Volatility of COSCO Stock and BDI

—Based on the Restructuring of COSCO

Shiyuan Zhang

Shanghai Maritime University, Shanghai Email: 18355276218@163.com

Received: Oct. 9th, 2018; accepted: Oct. 23rd, 2018; published: Oct. 30th, 2018

Abstract

In order to study the impact of COSCO reorganization on the correlation between COSCO stocks and BDI fluctuations, the daily data of four stocks and BDI of COSCO Haikong, COSCO Haineng, COSCO Haifa and COSCO Haite from 2007 to 2017 were selected. Using the VAR model, Granger causality test and Chow test, it is concluded that the COSCO stock and BDI interact, and the 2016 reorganization makes the correlation change, but the impact on each stock is different. The innovation lies in the introduction of the Chow test to judge the structural stability before and after reorganization.

Keywords

COSCO Stocks, BDI, COSCO Reorganization, VAR, Chow Test, Volatility Correlation

中远海股票与BDI的波动相关性研究

─基于中远海重组

张诗媛

上海海事大学, 上海

Email: 18355276218@163.com

收稿日期: 2018年10月9日; 录用日期: 2018年10月23日; 发布日期: 2018年10月30日

摘 要

为研究中远海重组对中远海股票与BDI波动相关性的影响,选取2007年至2017年的中远海控、中远海能、

文章引用: 张诗媛. 中远海股票与 BDI 的波动相关性研究[J]. 社会科学前沿, 2018, 7(10): 1706-1717.

DOI: 10.12677/ass.2018.710255

中远海发、中远海特四只股票与BDI的日数据,运用VAR模型、Granger因果检验以及Chow检验,得出中远海股票与BDI相互影响,且2016年重组使相关性发生变化,但对每只股票影响不同的结论。创新之处在于引入Chow检验对其重组前后的结构稳定性作出判断。

关键词

中远海股票,BDI,中远海重组,VAR,Chow检验,波动相关性

Copyright © 2018 by author and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/



Open Access

1. 引言

经济全球化进程不断发展,其重要表现有贸易全球化,而贸易全球化需要航运的支撑。衡量航运发展的一个重要指标就是波罗的海运价指数,以 BDI 为代表。我国上市公司中,与国际指数挂钩最密切的就是中国远洋海运集团的股票,而这家公司是 2016 年由中国远洋运输集团与中国海运集团重组而成,本文以中远海集团在上交所上市的股票中远海控、中远海能、中远海发、中远海特为例。

关于股票与 BDI 等指数相关性在此前也有不少人研究过,万众(2009)采用金融危机爆发前后的 2007 至 2008 年 BDI 指数与上证综指的日数据研究两者的相关性,得出 2008 年相关程度较小的结论[1]; 翟海杰,李序颖(2009)利用 GARCH 族模型对 BDI 的收益率和波动率分别进行相对适合的建模[2]; 刘斌,刘超(2010)选取 2007 至 2009 年 BDI 指数和上证综指周均值,总结出上证综指对于中国和世界航运市场变化的解释作用优于 BDI 指数[3]; 林国龙,韩军(2013)运用 Johansen 协整检验与 Granger 因果关系检验,对上证综指和 BDI 的关联性进行研究,发现两者之间存在长期均衡关系与格兰杰因果关系[4]; 孙术瀚(2013)研究了中国远洋、中海集运与中远航运三家 A 股上市的航运公司股价与 BDI、BPI、BCI 等以及 A 股航运板块间波动的相关性,得出 BDI 对于我国航运股票具有价格发现功能,且可以选择适合的波罗的海指数预测我国航运股价的趋势[5]; 唐韵捷,曲林迟(2015)运用 DCC-MGARCH 和 VAR 模型对上证综指和 BDI 进行实证分析,发现中国股票市场与国际干散货航运市场存在较强的动态相关性[6]; 陆上行(2016)主要运用 ARMA-GARCH、VAR 和邹检验来研究融资融券与我国证券市场的波动性[7]; 李娟(2017)对比 BDI 与上证综指和道琼斯工业指数联动性的区别,发现 BDI 与上证综指互为因果,与道琼斯工业指数不存在因果关系[8]; 赵卿卿,寿建敏(2017)采用 VAR 模型和 Granger 因果关系检验,发现国际干散货市场对我国经济变动有一定预见性,但因为"中国因素"所以影响有限[9]。

2. 四只航运股票和 BDI 的基本统计分析

本文所用数据包括 2007.12.12~2017.12.22 中远海控(ZYHK)、中远海能(ZYHN)、中远海发(ZYHF)、中远海特(ZYHT)的股价以及波罗的海干散货指数(BDI),总计 2,115 个日系列样本。股价数据与 BDI 数据均来自大智慧客户端。

中远海控与中远海特曾经属于中国远洋运输集团,而中远海能与中远海发曾属于中国海运集团,四支股票均经过重组后更名。2007年12月12日是中远海发的上市日期,选取该日为初始点能够满足样本的完整性。2016年发生了重大事件,中国远洋运输集团与中国海运集团重组成立了中国远洋海运集团。此前分属于两家公司的股票,在16年之后同属于中远海集团,据此设想前后阶段股价波动性及其与BDI

的相关性可能会表现出不同的特征,为考察这种阶段性特点,我们试将样本区间划分为前后两段。2007.12.12~2015.08.07 为第一阶段,样本数有 1699 个; 2016.01.04~2017.12.22 为第二阶段,样本点有 416 个。其中的缺失日数据是因为非交易日以及停牌等原因。

表 1 显示了中远海控、中远海能、中远海发、中远海特股价以及波罗的海干散货指数的日数据统计特征, I、II 分别表示第一、第二阶段的样本区间。可以看出,①第一阶段四只股票的股价以及 BDI 的均值、中位数、最大值都大于第二阶段的,因为航运市场周期要滞后经济发展周期 2、3 年[10],在 2008 年全球金融危机发生之前,航运市场是处于上升阶段的,所以在危机爆发后的一段时间内仍存在惯性上涨。并且第二阶段日数据远少于第一阶段,也导致了其股价与指数的中位数低于第一阶段的。②第一阶段四只航运股票股价的最小值均小于第二阶段的,一方面与 2008 年金融危机的溢出效应有关,另一方面与 2015 年中国股市由牛市转"股灾"的波动有关。③第二阶段,五个变量的标准差都低于第一阶段,说明 2016 年之前这四支航运股票股价以及 BDI 的波动性更大。④正态分布上,所有 5 个变量都是尖峰右偏,右边的尾部相对于与左边的尾部要长。而 Jarque-Bera 检验显示这 5 个变量都是非正态分布的。

3. VAR 模型实证分析

1) 平稳性检验

本文通过 ADF 单位根检验,来检验各变量的平稳性,防止伪回归。ADF 检验统计量是 t 统计量,可以看出 ZYHK、ZYHN、ZYHF、ZYHT、BDI 的 ADF 统计值均小于其各自 1%、5%、10%的检验水平下的临界值(表 2),所以拒绝原假设,因此序列不存在单位根,这五个变量序列是平稳的[11]。

2) VAR 模型估计

VAR 全称是 Vector Auto-regression,向量自回归模型,把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后项的函数来构造模型。本文根据 AIC 信息准则和 SC 准则取值最小的原则来确定模型滞后阶数为 2 阶,该模型的形式如下:

$$\begin{pmatrix} ZYHK \\ ZYHN \\ ZYHF \\ ZYHF \\ BDI \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.005404 \\ 0.085369 \\ 0.010958 \\ -0.101641 \\ 6.023122 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1.098087 & 0.023466 & 0.085096 & -0.109280 & 0.001124 \\ 0.111232 & 1.002131 & -0.181444 & -0.044087 & 0.000884 \\ 0.033264 & -0.016622 & 1.024663 & -0.002534 & 0.000136 \\ -0.020398 & 0.179052 & -0.289491 & 0.957830 & 0.000616 \\ -4.991519 & 17.41446 & -36.73025 & -4.104178 & 1.571155 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ZYHK \\ ZYHF \\ ZYHF \\ ZYHF \\ BDI \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.099889 & -0.019470 & -0.074123 & 0.094707 & -0.001102 \\ -0.067383 & -0.046296 & 0.174576 & 0.037550 & -0.000879 \\ -0.034965 & 0.024393 & -0.029428 & -0.004595 & -0.000131 \\ 0.012808 & -0.132466 & 0.304224 & -0.000484 & -0.000599 \\ -0.904710 & -9.792696 & 30.62335 & 7.197400 & -0.585229 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ZYHK \\ ZYHF \\ ZY$$

这个 VAR 模型的 R^2 以及修正后的 R^2 均在 0.99 之上,说明方程的拟合优度很好。F 统计量也很大,说明方程是显著的。

通过 VAR 的滞后结构分析,得出了 AR 特征多项式的根的图形和单位圆,可以从图 1 中看出,这些代表 AR 特征多项式根的倒数的蓝点,都在单位圆内,所有根的模都小于 1,说明本文所估计的 VAR 模型满足稳定性条件。

3) Granger 因果关系检验

已知以上 VAR 模型是平稳的,那么可以进行因果关系检验。

可以看出,在 5%的显著性水平下,BDI 是这四只航运股票的格兰杰原因,且这四只股票也是 BDI

的格兰杰原因,因此四只航运股票分别与 BDI 存在双向因果关系(表 3)。说明中远海控、中远海能、中远海发、中远海特的股价波动会对 BDI 有一定影响,BDI 也会影响到中远海控、中远海能、中远海发、中远海特的股价波动[12]。

4) 脉冲响应分析

脉冲响应函数是用于衡量来自某个随机误差项的标准差冲击对 VAR 中所有内生变量当前值和滞后

Table 1. Statistical characteristics of ZYHK, ZYHN, ZYHF, ZYHT and BDI 表 1. ZYHK、ZYHN、ZYHF、ZYHT和 BDI 的统计特征

	ZYI	НK	ZYI	ΗN	ZY	HF	ZYI	ΗT	ВІ	DI .
样本区间	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
均值	9.692448	5.997788	9.982743	6.667019	3.941071	4.172933	9.176151	6.494183	2297.486000	911.122600
中位数	8.230000	5.850000	8.460000	6.640000	3.400000	4.105000	6.930000	6.410000	1423.000000	881.500000
最大数	48.490000	8.230000	41.870000	8.650000	12.370000	6.340000	43.860000	9.230000	11793.000000	1743.000000
最小值	2.710000	4.990000	3.310000	5.730000	1.870000	3.430000	2.720000	5.450000	516.000000	295.000000
标准差	7.709820	0.794397	7.095062	0.481550	1.932093	0.384014	8.461215	0.669207	2279.662000	368.876600
偏度	2.260124	0.891401	2.176219	0.523773	1.847614	1.581326	2.368386	0.669864	2.239089	0.246798
峰度	9.228314	2.933913	8.115828	3.466453	6.665502	8.274177	8.051870	3.120189	7.492340	2.132312
Jarque-Bera	4192.604000	55.167740	3193.796000	22.792160	1917.790000	655.534700	3395.056000	31.361450	2848.316000	17.273020
P值	0.000000	0.000000	0.000000	0.000011	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000178

Table 2. ADF unit root test 表 2. ADF 单位根检验

序列	ADF 统计值	1%显著水平	5%显著水平	10%显著水平	伴随概率
ZYHK	-4.549220	-3.433247	-2.862706	-2.567437	0.000200
ZYHN	-4.227007	-3.433278	-2.862720	-2.567444	0.000600
ZYHF	-3.871459	-3.433248	-2.862707	-2.567437	0.002300
ZYHT	-3.477217	-3.433246	-2.862705	-2.567436	0.008700
BDI	-3.761701	-3.433247	-2.862706	-2.567437	0.003400

Table 3. Granger causality test of ZYHK, ZYHN, ZYHF, ZYHT and BDI 表 3. ZYHK、ZYHN、ZYHF、ZYHT 和 BDI 的格兰杰因果关系检验

原假设	F检验统计量	F的概率值
BDI 不是 ZYHK 的格兰杰原因	41.0488	3.00E-18
ZYHK 不是 BDI 的格兰杰原因	4.05817	0.0174
BDI 不是 ZYHN 的格兰杰原因	27.4211	2.00E-12
ZYHK 不是 BDI 的格兰杰原因	6.37384	0.0017
BDI 不是 ZYHF 的格兰杰原因	5.88486	0.0028
ZYHF 不是 BDI 的格兰杰原因	4.94271	0.0072
BDI 不是 ZYHT 的格兰杰原因	13.5692	1.00E-06
ZYHT 不是 BDI 的格兰杰原因	12.3418	5.00E-06

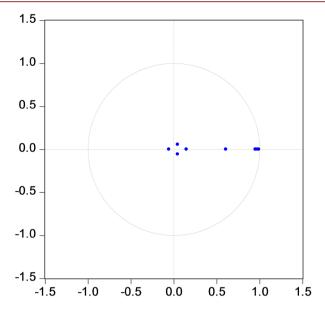


Figure 1. Inverse roots of AR characteristic polynomial 图 1. 单位圆和特征根

值的影响。

因为本文的时间单位是天,所以以下的时期数均以天为单位。从图 2 可以看出,BDI 面对 ZYHK 的一个标准差冲击在第一期就立即做出响应,增加了 10 单位。此后持续正向波动,并在第 100 期达到最大,即中远海控股价的一单位冲击对 BDI 的影响在第 100 天达到最大,BDI 将会增加 78 单位。之后 BDI 面对中远海控冲击的波动会逐渐减弱,并且在大约 700 天指数变化趋于零,滞后期较长。

从图 3 可以看出,BDI 面对 ZYHN 的一个标准差冲击也是在第一天立即做出响应,增加了 4 单位。 且持续增加到第 25 期,响应最大为 60,即中远海能的一单位标准差冲击在第 25 天会导致 BDI 增加 60 单位。此后波幅逐日下降,到第 128 天趋于零,然后趋于平稳。

从图 4 可以看出,一单位 ZYHF 的标准差冲击将导致 BDI 立即减少 7 单位,此后一直是负向响应,且响应逐渐扩大,直到第 41 期响应达到最大为-43,即中远海发的一单位标准差冲击,持续到 41 天会导致 BDI 减少 43 单位。此后响应逐渐减弱,直到 573 天开始趋于平稳。

从图 5 可以看出,BDI 面对 ZYHT 一单位的标准差冲击,在第一天就增加了 3 单位。且正向响应一直增加到第 32 期,即一单位中远海特股价的波动在第 32 天会导致 43 单位 BDI 的增加。此后响应持续减弱,直到 135 天开始响应函数趋于零,BDI 的波动趋于平稳。

从图 6 可以看出,中远海控的股价面对 BDI 的一个标准差冲击立即做出反应,并在第 8 天达到最大,即一单位来自 BDI 的冲击会立刻引起中远海控股价的波动并且在第 8 天使股价增加 0.173 单位。一直持续到 520 天,BDI 的波动将趋于平稳。

从图 7 可以看出,BDI 的一个标准差冲击,中远海能股价立即做出反应,并且在第 7 天达到最大值 0.135,即一单位来自 BDI 的冲击会立刻引起中远海能股价的波动并且在第 7 天使股价增加 0.135 单位。此后响应下降,在 530 天才开始趋于零。

从图 8 可以看出,中远海发股价面对来自 BDI 的一单位冲击也立刻作出响应,并且在第 7 天达到最大 0.025,此后波幅下降直至 176 天后,股价的变化趋于零。

从图 9 可以看出,BDI 的一个标准差冲击,中远海特股价立即做出反应,并且在第 10 天波动达到最大值 0.110,此后响应减弱,直至第 540 天开始趋于稳定。

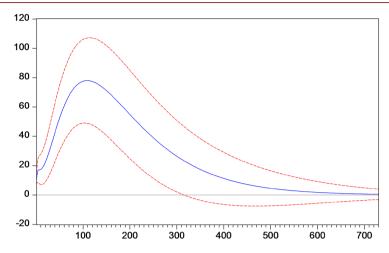


Figure 2. Response of BDI to Cholesky one S.D. ZYHK innovation 图 2. BDI 因子对 ZYHK 因子的响应

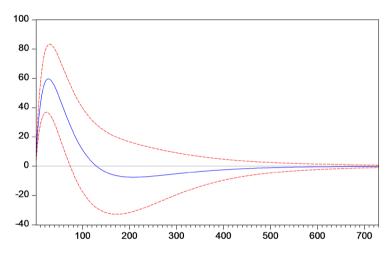


Figure 3. Response of BDI to Cholesky One S.D. ZYHN innovation 图 3. BDI 因子对 ZYHN 因子的响应

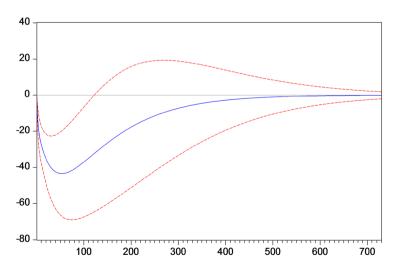


Figure 4. Response of BDI to Cholesky One S.D. ZYHF innovation 图 4. BDI 因子对 ZYHF 因子的响应

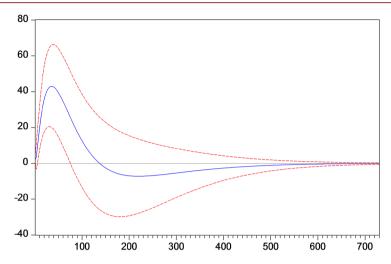


Figure 5. Response of BDI to Cholesky One S.D. ZYHT innovation
■ 5. BDI 因子对 ZYHT 因子的响应

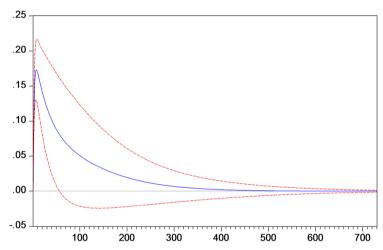


Figure 6. Response of ZYHK to Cholesky One S.D. BDI innovation 图 6. ZYHK 因子对 BDI 因子的响应

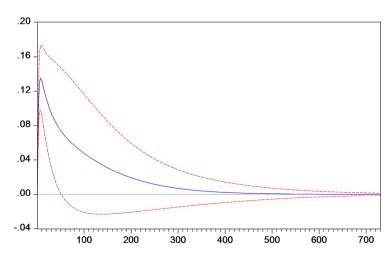


Figure 7. Response of ZYHN to Cholesky One S.D. BDI innovation 图 7. ZYHN 因子对 BDI 因子的响应

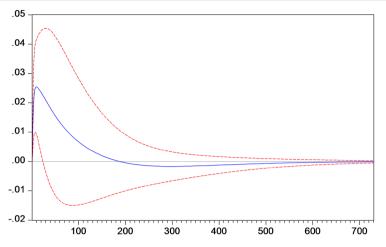


Figure 8. Response of ZYHF to Cholesky One S.D. BDI innovation 图 8. ZYHF 因子对 BDI 因子的响应

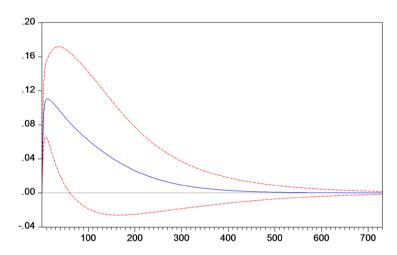


Figure 9. Response of ZYHT to Cholesky One S.D. BDI innovation 图 9. ZYHT 因子对 BDI 因子的响应

5) 方差分解分析

方差分解是分析影响内生变量的结构冲击的贡献度,在本文中主要被用于研究 BDI、中远海控、中远海能、中远海发、中远海特受其自身以及其他变量的影响程度。

从图 10 可以看出,大约在 320 天,BDI 分解结果基本稳定,BDI 预测方差中有 43%左右由 ZYHK 扰动所引起,7%左右由 ZYHN 扰动引起,11%左右由 ZYHF 扰动引起,5%左右由 ZYHT 扰动引起,34% 左右由自身指数波动引起。

从图 11 可以看出,大约在 300 天, ZYHK 分解结果基本稳定,其预测方差中有 1%左右由 ZYHN 扰动引起,1%左右由 ZYHF 扰动引起,3%左右由 ZYHT 扰动引起,6%左右由 BDI 扰动引起,89%左右由自身价格波动引起。

从图 12 可以看出,大约在 270 天,ZYHN 分解结果基本稳定,其预测方差中有 27%左右由 ZYHK 扰动所引起,2%左右由 ZYHF 扰动引起,3%左右由 ZYHT 扰动引起,4%左右由 BDI 扰动引起,64%左右由自身波动引起。

从图 13 可以看出, 大约在 300 天, ZYHF 分解结果基本稳定, 其预测方差中有 2%左右由 ZYHK 扰

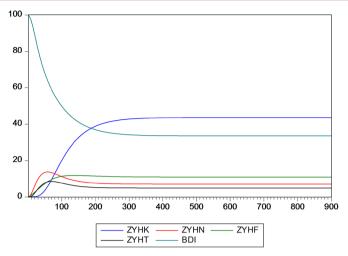


Figure 10. Variance Decomposition of BDI 图 10. 变量 BDI 方差分解结果合成图

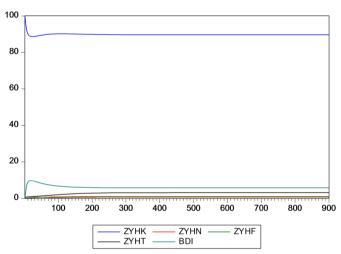


Figure 11. Variance Decomposition of ZYHK 图 11. 变量 ZYHK 方差分解结果合成图

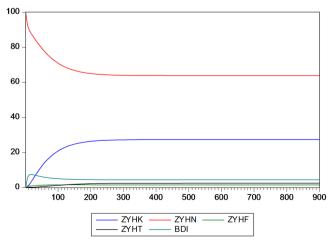


Figure 12. Variance Decomposition of ZYHN 图 12. 变量 ZYHN 方差分解结果合成图

动所引起,1%左右由 ZYHF 扰动引起,10%左右由 ZYHT 扰动引起,1%左右由 BDI 扰动引起,86%左右由自身波动引起。

从图 14 可以看出,大约在 360 天, ZYHT 分解结果基本稳定, ZYHT 预测方差中有 48%左右由 ZYHK 扰动所引起, 4%左右由 ZYHN 扰动引起, 1%左右由 ZYHF 扰动引起, 4%左右由 BDI 扰动引起, 43%左右由自身波动引起。

4. 邹检验

邹检验是将样本观测点分为两个或两个以上的子集,然后利用 F 统计量和 LR 统计量进行检验,判断模型的结构是否发生了显著变化。

分别建立 BDI 与这四个航运股票的一元线性回归方程,以 BDI 作为自变量,为了解决自相关问题,

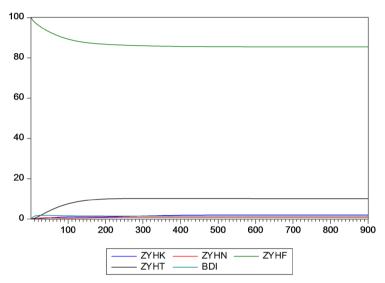


Figure 13. Variance Decomposition of ZYHF 图 13. 变量 ZYHF 方差分解结果合成图

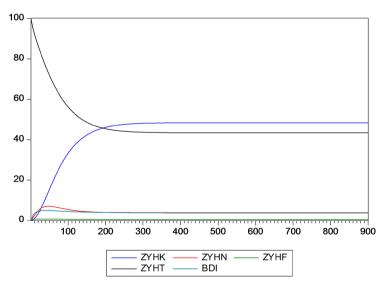


Figure 14. Variance Decomposition of ZYHT 图 14. 变量 ZYHT 方差分解结果合成图

分别引入 AR(1), 得到四个模型, 以表格形式显示如下:

可以从表 4 中看出,各回归方程的拟合优度及显著性、各系数的显著性都是比较好的。且各航运股票对 BDI 是正相关的,但是 BDI 的系数非常小,说明 BDI 对这四只股票的影响是有限的[13]。

表 5 中 F 统计量的 P 值非常小,因此拒绝原假设:模型无显著的结构变化。可以看出,中远海重组之后,这四只股票与 BDI 的一元回归方程的结构均发生了变化。

表 6、表 7显示,不论中远海重组与否,四支航运股票之间以及四支股票分别与 BDI 都是正相关的。四只股票当中与 BDI 相关性最高的是 ZYHT,与 BDI 相关性最低的是 ZYHF。

以 2016 年中远海重组作为分段点,而 2015 年 8 月 7 日之后这四只股票均停牌,所以将 2015 年 8 月 7 日作为上一样本的截止日期。可以看出,经过重组之后,中远海控、中远海能与 BDI 的相关性增强,中远海发、中远海特与 BDI 的相关性减弱。

Table 4. Linear regression results of ZYHK, ZYHN, ZYHF, ZYHT based on BDI 表 4. ZYHK、ZYHN、ZYHF、ZYHT 基于 BDI 的线性回归结果

亦且	模型一	模型二	模型三	模型四
变量 -	ZYHK	ZYHN	ZYHF	ZYHT
BDI	0.00129	0.001181	0.000226	0.001078
	(11.3742)	(11.05516)	(5.134913)	(8.377078)
AR(1)	0.991076	0.993056	0.991091	0.994014
	(523.7433)	(505.9775)	(425.7984)	(530.6042)
常数项	5.034639	5.675844	3.199899	4.867951
	(4.560319)	(4.282860)	(7.495575)	(2.631070)
N	2114	2114	2114	2114
调整可决系数	0.996194	0.996068	0.990493	0.995902
DW 值	1.818307	1.925621	1.849622	1.968395
F值	276563.1	267614.5	110076.9	256722.5
F 统计量的 P 值	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

Table 5. Chow split point test of ZYHK, ZYHN, ZYHF, ZYHT 表 5. ZYHK、ZYHN、ZYHF、ZYHT 的 Chow 分割点检验

	ZYHK	ZYHN	ZYHF	ZYHT
F 值	8.239403	4.887800	26.42677	20.16901
F 统计量的 P 值	0.000000	0.002200	0.000000	0.000000

Table 6. Correlation coefficients of ZYHK, ZYHN, ZYHF, ZYHT and BDI (12/12/2007-08/07/2015) 表 6. ZYHK、ZYHN、ZYHF、ZYHT 和 BDI 的相关系数(12/12/2007-08/07/2015)

	ZYHK	ZYHN	ZYHF	ZYHT	BDI
ZYHK	1	0.989984	0.814988	0.953249	0.829114
ZYHN	0.989984	1	0.792887	0.972397	0.85594
ZYHF	0.814988	0.792887	1	0.747981	0.496791
ZYHT	0.953249	0.972397	0.747981	1	0.899872
BDI	0.829114	0.85594	0.496791	0.899872	1

Table 7. Correlation coefficients of ZYHK, ZYHN, ZYHF, ZYHT and BDI (12/12/2007-08/07/2015)
表 7. ZYHK、ZYHN、ZYHF、ZYHT 和 BDI 的相关系数(12/12/2007-08/07/2015)

	ZYHK	ZYHN	ZYHF	ZYHT	BDI
ZYHK	1	0.988981	0.78064	0.951605	0.835351
ZYHN	0.988981	1	0.762341	0.97083	0.858876
ZYHF	0.78064	0.762341	1	0.729963	0.456708
ZYHT	0.951605	0.97083	0.729963	1	0.89368
BDI	0.835351	0.858876	0.456708	0.89368	1

5. 结论

- 1) 本文选择了中远海在上交所上市的四只股票,发现这些股票与 BDI 相互影响,互为因果,说明我国大型航运企业与国际上的波罗的海干散货指数是相关的;
- 2) BDI 面对四只股票的冲击会立即做出反应,且中远海控和海发的冲击效果能持续近两年,海能和海特能持续半年左右。尤其是中远海发对 BDI 造成负向响应,即中远海发的一单位标准差冲击,会导致 BDI 减少:
- 3) 四只股票面对 BDI 的冲击也立即作出反应,只是中远海发的持续时间较短,持续半年左右,其余股票均持续波动近两年:
- 4) 方差影响因素中,中远海控对 BDI 的影响相当大,对中远海能的影响次之。中远海特受中远海发影响较大,而中远海发受中远海特影响较弱,基本不受其他股票和 BDI 的影响;
- 5) 中远海重组造成了 2016 年前后股价与 BDI 相关性的区别,但是对每一个股票影响不同,中远海 控和海能相关性更强了,中远海发和海特反而减弱,可能与重组之后的观测时间较短以及航运滞后有关。

参考文献

- [1] 万众. 金融危机下 BDI 指数与上证综指的相关性研究[D]: [硕士学位论文]. 大连: 大连海事大学, 2009.
- [2] 翟海杰, 李序颖. 不同分布的 GARCH 族模型的波罗的海干散货运价指数波动率[J]. 上海海事大学学报, 2009, 30(3): 59-64, 68.
- [3] 刘斌, 刘超, 万众, 等. BDI 指数与上证综指的相关性[J]. 大连海事大学学报, 2010, 36(3): 35-38.
- [4] 林国龙, 韩军, 叶善椿. 波罗的海干散货指数、上证综指协整与 Granger 因果关系研究[J]. 商业研究, 2013(4): 122-126.
- [5] 孙术瀚. 波罗的海运价指数对我国航运类上市公司股价影响的实证研究[D]: [硕士学位论文]. 成都: 西南财经大学, 2013.
- [6] 唐韵捷, 曲林迟. 中国股票市场与干散货航运市场的动态相关性——基于 DCC-MGARCH和 VAR 模型的实证分析[J]. 上海海事大学学报, 2015, 36(1): 38-45.
- [7] 陆上行. 融资融券对我国股市波动性的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 华东政法大学, 2016.
- [8] 李娟. 航运市场与股票市场的联动性研究——以BDI指数和中美股指为例[D]: [硕士学位论文]. 南京: 南京大学, 2017.
- [9] 赵卿卿, 寿建敏. 国际干散货市场与我国经济发展的联动性[J]. 水运管理, 2017(2): 8-11.
- [10] 甘爱平, 曲林迟, 真虹, 等. 从经济增长与航运周期波动关系看我国"十二五"航运发展对策[J]. 水运管理, 2011(7): 5-8.
- [11] 李俊. 干散货航运市场的 FFA 定价及运用[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海交通大学, 2009.
- [12] 朱宏泉, 卢祖帝, 汪寿阳. 中国股市的 Granger 因果关系分析[J]. 管理科学学报, 2001(5): 7-12.
- [13] 陆上行. 融资融券对我国股市波动性的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 华东政法大学, 2016.



知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD 下拉列表框选择: [ISSN],输入期刊 ISSN: 2169-2556,即可查询

2. 打开知网首页 http://cnki.net/ 左侧"国际文献总库"进入,输入文章标题,即可查询

投稿请点击: http://www.hanspub.org/Submission.aspx

期刊邮箱: ass@hanspub.org