

中国股市和债市的联动效应及非对称效应研究^①

张茂军, 陆任智, 秦文哲

(桂林电子科技大学 数学与计算科学学院, 桂林 541004)

摘 要: 本文运用 DCC-MVGARCH 模型计算股票市场和债券市场的动态相关系数, 分析中国股票市场和债券市场的联动效应。并用 ARMA-EGARCH 模型分别检验股票与债券相关性、股票市场、债券市场的非对称性。研究发现, 中国股票市场和债券市场的同涨同跌现象多于“跷跷板”现象; 股票市场、债券市场以及股债相关系数均存在非对称性, 股票市场呈现出显著杠杆效应。

关键词: 股债联动效应; DCC-MVGARCH; ARMA-EGARCH; 非对称性

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** (2017) 01-0037-13

0 引言

股票市场和债券市场是中国多层次资本市场的重要组成部分, 政策和信息等诸多传导因素使二者的联动关系凸显紧密。股票市场和债券市场正相关时, 股票和债券价格同方向变动; 反之, 股票和债券价格变动呈现“跷跷板”现象。2015年6~9月中国股票市场发生了令人惊叹的股灾现象, 上海证券综合指数(简称上证综指)从5178点跌至2983点, 单日百余只股票跌停现象频繁出现, 市场波动巨大。然而, 中国债券市场呈现出上涨态势, 2014~2016年公司债指数连续上涨。鉴于此, 投资者可以通过构建跨市场投资组合实现资产优化配置。

利好消息和利空消息已经成了股票市场和债券市场联动效应的主要驱动因素。

对于个体投资者担当主要参与者的中国股票市场, 利空消息产生的恐慌心理对市场的冲击程度不等于利好消息对市场的冲击程度, 称这种现象为市场波动的非对称效应。既然股票市场和债券市场存在联动效应, 那么股票市场波动的非对称效应是否传递到债券市场, 或者债券市场波动的非对称效应是否传递到股票市场, 即股票市场和债券市场相关性的波动是否有非对称效应, 成为值得深入探讨的重要问题。

鉴于此, 本文分析了中国股票市场和债券市场的联动效应特征, 并且借助于计量模型检验了中国股票市场、债券市场以及股债相关性波动的非对称效应。第一, 本文借助于 DCC-MVGARCH 模型计算了中国股票市场和债券市场的非线性联动效应, 研究发现, 在2002年4月至2015年10月29日期间, 这两个市场的相关性呈现出时变性特征, 正相关系数占比为82.38%、负相关数占比为17.62%, 这表明中国股票市场和债券市场的同涨同跌现象多于“跷跷板”现象。第二, 中国股票市场表现出利空消息对波动率影响大于利好消息对波动率影响, 这表明股票市场呈现出杠杆效应; 债券市场表现出利好消息对波动率影响大于同等程度利空消息对波动率影响; 股票市场和债券市场的联动性也表现出利好消息对其波动的冲击大于利空消息对其波动的冲击, 这意味着债券市场的非对称效应传递到股票市场。这些研究对于投资者开展跨市投资组合配置具有重要意义。

1 文献评述

由于股票市场和债券市场的联动性在资产配置和风险管理中扮演着极其重要的角色, 所以已经受到越

^① 基金项目: 国家自然科学基金项目(71461005, 71561008); 广西创新项目(2016YJXC48, 201510595264, YCSW2017143)。

作者简介: 张茂军(1977—), 男, 山西忻州人, 博士, 桂林电子科技大学教授, 硕士生导师, 研究方向: 金融统计, E-mail: zhang1977108@sina.com; 陆任智(1991—), 男, 广西钦州人, 桂林电子科技大学硕士研究生, 研究方向: 金融统计, E-mail: lucas_20@sina.com; 秦文哲(1993—), 女, 河南省驻马店人, 桂林电子科技大学硕士研究生, 研究方向: 金融统计, E-mail: 1021164605@qq.com。

来越多的学者的关注和研究。目前学术界对股票市场和债券市场联动性的研究可大致分为股票指数和债券指数的联动性、国债市场与股票市场的联动性、公司债市场与股票市场的联动性以及宏观因素对股票和债券联动性的影响。同时,学者也开展了股票市场和债券市场非对称效应的相关研究。因此,下面从股票市场与债券市场联动效应、非对称效应等方面,进行与本文相关的文献评述。

股票指数和债券指数是研究股票市场和债券市场联动效应的主要代理变量。Shiller 和 Beltratti^[1]运用一个包含固定贴现率的现值模型检验了股票和债券收益率的联动效应,发现所估计出的相关系数仅在理论上存在极小的正相关关系,但实际上股票和债券收益率的相关系数较高。Kim 等^[2]利用二元 EGARCH-t 模型研究了股票收益率和政府债券收益率之间的动态关系,发现货币市场一体化会使投资者对欧洲货币联盟经济产生不确定情绪,从而引起“跷跷板”现象的发生。D'Addona 和 Kind^[3]运用一个三因子仿射定价模型对七国集团(G7)战后股票和债券收益率数据进行实证研究,得到了股票和债券收益率的内生相关系数,并解释了经济基础对股债相关系数的影响,其研究发现实际利率的波动会增加股债相关系数,而通货膨胀的波动会降低股债相关系数。曾志坚和江洲^[4]运用 VAR 模型研究我国股票市场和债券市场收益率的联动效应,发现股票市场和债券市场收益率存在长期影响和领先滞后关系,并且股票市场和债券市场收益率之间的相关性是时变的。袁超等^[5]运用 ADCC 模型研究中国股票和债券的相关关系,发现相关系数是时变的并且存在结构性变化。郑振龙和陈志英^[6]通过运用 DCC 模型研究中国股票市场和债券市场的相关性,发现相关系数是时变的,并通过虚拟变量得出股债相关性在横截面上对股票收益率影响很小。史永东等^[7]基于 Copula 理论研究了 2002~2009 年股票市场和债券市场联动效应的风险溢出效应及其状态转换特征,其研究结果表明股票市场和债券市场的联动效应总体不显著,但股票市场和银行间债券市场存在“跷跷板效应”,股票市场的异常波动会影响着股票市场和债券市场的风险溢出效应。Hong 等^[8]则根据结构化的 VAR 模型考察股票收益率与债券收益率之间的关系。

股票市场和国债的联动效应、股票市场与公司债市场的联动效应也得到了深入研究。Barsky^[9]研究了股票和国债的联动效应,发现市场波动巨大引起投资者恐慌,进而会减少持有风险资产增加国债资产,从而规避风险,即股票和国债市场存在“跷跷板”效应。Campbell 和 Ammer^[10]将战后美国股票超额收益率和债券超额收益率数据分解成未来现金流和未来贴现率的非预期部分,并运用一个包含宏观变量的 VAR 模型对股票超额收益率和债券超额收益率进行分析,结果表明股票超额收益率和债券超额收益率并没有很强的相关性。Andersen 等^[11]发现在经济扩张时期,股票和债券相关系数为正却很小;在经济衰退时期,股票和债券相关系数表现为负却较大。股票市场对不同阶段经济周期的不同反应解释了在经济周期中股票收益率和债券收益率低度相关的原因,这也说明了债券市场对宏观信息的反应更强烈。Li 和 Zou^[12]运用非对称的 DCC 模型研究中国股票市场和债券市场,发现中国经济情况和宏观政策使股债相关系数呈现结构变化。Bekaert 等^[13]通过一个基于消费的包含随机风险厌恶因子的资产定价模型估计相关系数,发现该模型计算出的股债相关系数比实际相关系数小。Bao 和 Hou^[14]研究了公司债和股票的联动效应,发现评级低的公司债比评级高的公司债与股票有更强的联动效应。袁晨等^[15]利用 DCC-MVGARCH 模型对 2003~2010 年我国股票市场与债券市场、股票市场与黄金市场的动态相关性进行研究,其结果表明股票市场和债券市场间具有动态时变特征,股票市场和黄金市场的动态相关性较弱,几乎接近于不变相关的特征。

股票市场和债券市场相关性的影响因素。Li^[16]通过对西方七国过去 40 年股票和债券的数据进行实证研究,发现预期通货膨胀的不确定性是影响股票和债券的相关系数的主要因素,未预期通货膨胀率和实际利率对股票和债券相关系数的影响次之。Ilmanen^[17]使用 1929~2001 年美国股票收益率和债券收益率数据进行研究,发现股票和债券相关系数随着时间变化并且大部分时间表现出正相关的特征,而且经济和货币周期、通货膨胀率和波动率冲击是影响股票和债券相关系数的主要因素。当通货膨胀和经济增长都处于较低水平并且波动率较高时,或者在经济增长的不确定性大于贴现率和通货膨胀率的不确定性的情况下,股票和债券相关系数表现为负。Connolly 等^[18]在研究高频数据的股票和债券收益率的联动效应与股票市场不确定性的关系时,认为股债相关系数与股票市场的不确定性存在负相关关系。他们的研究发现,在隐含波动率和未预期换手率处于较低水平时,股票和债券相关系数为正;在隐含波动率和未预期的换手率处于较高水平时,股票和债券的相关系数为负。Yang 等^[19]在 CCC-GARCH 模型的基础上对过去 150 年美国和英国的股票和债券收益率的时变相关系数和宏观变量的关系进行研究,研究表明股票和债券相关系数较大

时对应着较高短期利率和较高通货膨胀率。Baele 等^[20]运用半结构机制转换模型研究美国股票市场和债券市场相关性时,以利率、通过膨胀率、经济增长率和现金流量作为状态变量,以风险厌恶、通货膨胀不确定率和流动性因子作为潜在变量,结果发现宏观因子对股票和债券相关性解释很少,流动性因子在解释股票和债券相关性扮演重要角色。

学术界对资产波动的非对称效应问题进行了大量研究。Black^[21]用“杠杆效应”描述了市场上负冲击大于同等程度正冲击的非对称现象。Nelson^[22]在 GARCH 模型的基础上提出的 EGARCH 模型放松了对 GARCH 模型系数非负的限制,可以检验正负冲击对波动率的非对称效应。EGARCH 模型在市场波动的非对称性的研究中被广泛运用,特别是对于股票市场波动的非对称性研究。Engle 和 NG^[23]定义的信息冲击曲线反映了利空消息和利好消息对日本股市收益率波动冲击的非对称性影响。张路胶和赵华^[24]运用 EGARCH 和 GJR-GARCH 模型,发现中国股票市场不存在杠杆效应。何晓光和朱永军^[25]利用 ARMA-EGARCH 模型及 ARMA-TGARCH 模型发现上海证券 A 股市场和深圳证券 A 股市场的收益率波动的非对称性均表现出阶段性特征。在股市发展早期股票市场的非对称性不明显。随着时间的推移,股票市场收益的波动存在非对称性,表现为杠杆效应。Yang 和 Wu^[26]提出半参数 EGARCH 模型对中国股票市场进行研究,研究发现中国股票市场存在杠杆效应,表现为利好消息的作用强于利空消息的作用。罗阳和杨桂元^[27]用 EGARCH 模型进行股市波动的非对称性研究,结果表明股市波动存在强烈冲击,收益存在正收益和明显杠杆效应。Menezes 和 Oliveira^[28]运用多元 EGARCH 模型对 1986~2014 年欧元区的股票市场的波动率进行研究,发现欧元区股票市场存在内生非对称性与杠杆效应。在关于债券市场波动非对称性研究中,吕江林和姜光明^[29]运用 EGARCH 模型对交易所债券市场开展研究,发现上海证券交易所国债市场、可转债市场和企业债市场均存在显著非对称性。徐小华等^[30]用 STAR-ARCH 模型和 EGARCH 模型对我国交易所和银行间债券市场的杠杆效应存在情况进行研究,得出交易所债券市场存在显著的杠杆效应,但银行间债券市场却不存在杠杆效应。

本文借助 DCC-MVGARCH 模型计算股票和债券的相关系数,并运用 ARMA-EGARCH 模型分别检验股债相关系数、股票市场和债券市场的非对称性,以为投资者进行动态资产配置提供参考依据。文章的剩余结构如下:第 2 节为股票和债券相关系数的计算,第 3 节为股票市场和债券市场的非对称性效应研究,第 4 节为结论。

2 股票和债券相关系数的计算

2.1 DCC-GARCH 模型

Bollerslev^[31]提出常数条件相关模型(CCC)研究不同资产间的相关关系。用该模型得到的相关系数没有时变性,这不适应于股票和债券的时变相关性系数。为此,本文采用 Engle^[32]提出的动态条件多变量 GARCH 模型(简称 DCC-MVGARCH 模型),可以计算多个资产收益率的非线性时变相关系数,不仅简化了不同资产收益率之间协方差矩阵的计算,而且提高了相关系数估计的精确性,其模型描述为

$$\begin{cases} a_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t) \\ r_t = \mu_t + a_t \\ H_t = D_t \rho_t D_t \\ \rho_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \\ Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{Q} + \theta_1 Q_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} = D_{t-1}^{-1} a_{t-1} \end{cases} \quad (1)$$

式中, r_t 为 k 维收益率序列; μ_t 为收益率的均值向量; a_t 为收益率序列 r_t 的残差序列; H_t 为在给定条件 F_{t-1} 下 a_t 的条件协方差矩阵, F_{t-1} 为在 $t-1$ 时期得到的信息集。 $\sigma_{\varepsilon, t} = \sqrt{\sigma_{\varepsilon, t}^2}$ 为波动率序列, ρ_t 为条件相关矩阵并且满足 $\rho_t = D_t^{-1} H_t D_t^{-1}$, D_t 为在 t 时刻 k 维波动对称阵, 满足 $D_t = \text{diag}\{\sigma_{11, t}, \dots, \sigma_{kk, t}\}$ 。 $\varepsilon_{t-1} = D_{t-1}^{-1} a_{t-1}$ 为标准化残差向量; Q_t 为正定矩阵; $\bar{Q}$ 为标准化残差向量 η_t 的无条件协方差矩阵; θ_i 为非负实数且 $0 < \theta_1 + \theta_2 < 1$ 。

计算 DCC-MVGARCH 模型的过程为: 首先, 通过 $\hat{a}_t = z_t - \hat{\mu}_t$ 得到残差序列 $\hat{a}_t$, 再对每个资产的残差序列 $\hat{a}_{it}$ 运用 GARCH (1, 1) 模型进行估计, 得到波动率序列 $\{\hat{\sigma}_{ii,t}\} i = 1, \dots, k$ 。然后, 通过 $\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{a}_{it} / \hat{\sigma}_{ii,t}$ 对每个资产的残差序列进行标准化, 把得到的标准化残差序列代入 DCC-MVGARCH 模型中运用最大似然估计出参数 θ_1 和 θ_2 , 进而得出相关系数。

2.2 数据描述

采用上证综指描述股票市场, 中信标普全债指数描述债券市场, 它包含了银行间债券市场和交易所债券市场的债券。用上证综指收盘价和中信标普全债指数收盘价分别计算其对数收益率。时间期限从 2002 年 4 月 30 日至 2015 年 10 月 29 日的日数据, 共 3173 个数据, 数据来源于 Wind 咨询。图 1 和图 2 分别描绘了上证综指和中信标普全债指数的收益率时序图。

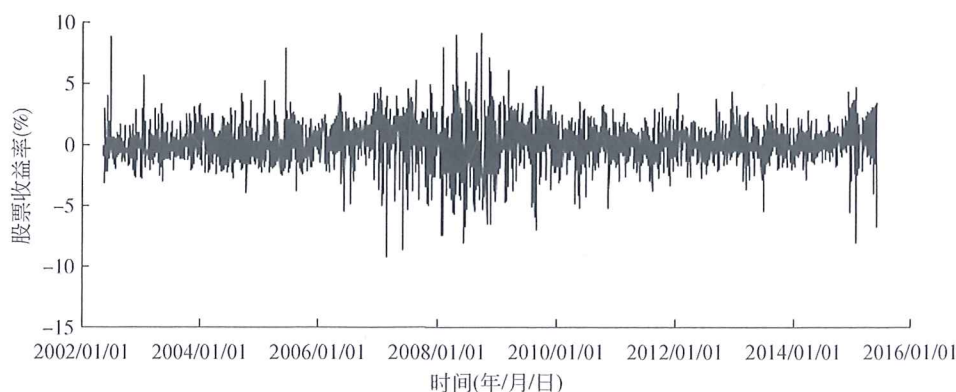


图 1 证综指的收益率时序图

Fig. 1 The time plots of the returns of Shanghai composite index

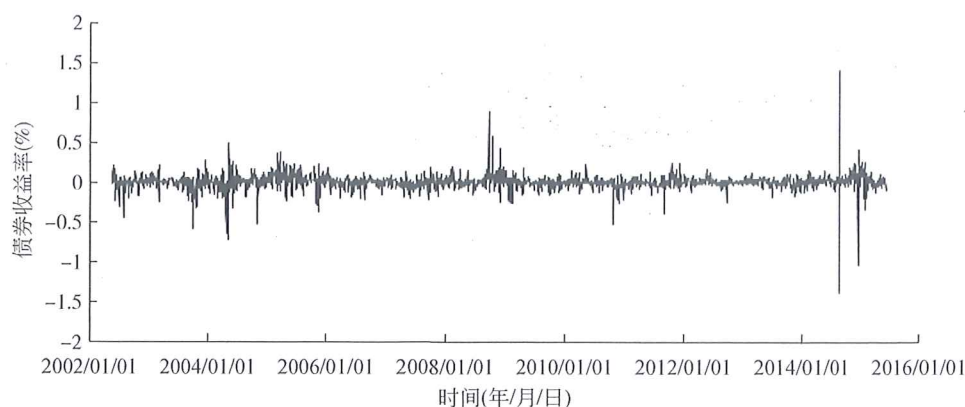


图 2 中信标普全债指数的收益率时序图

Fig. 2 The time plots of returns of S&P/CITIC composite bond index

表 1 列出了上证综指收益率和中信标普收益率的描述性统计。由表 1 可知, 上证综指收益率的最大值为 9.0342%, 最小值是 -9.6562%, 均值为 0.0310%; 中信标普全债指数收益率的最大值是 1.4227%, 最小值为 -1.3667%, 均值为 0.0129%。中信标普全债指数收益率的标准差为 0.0888 小于股票收益率的标准差 1.6070, 这表明债券收益率低于股票收益率, 而波动小于股票。偏度显示, 上证综指收益率和中信标普全债指数收益率均存在较小的左偏, 二者都可能存在负收益。峰度显示, 上证综指收益率和中信标普全债指数收益率的峰度系数值均大于 3, 二者均存在尖峰现象。ADF 检验表明, 上证综指收益率和中信标普全债指数收益率均为平稳序列。滞后 20 阶的 Ljung-Box 检验显示, 上证综指收益率和中信标普全债指数收益率在 1% 显著性水平上显著存在序列自相关。ARCH 检验显示上证综指收益率和中信标普全债指数收益率在 1% 的显著性水平上显著存在异方差。

表 1 上证综指收益率和中信标普全债指数收益率描述性统计

Table 1 Descriptive statistic of the Shanghai composite index and S&P/CITIC composite bond index

变量	最大值 (%)	最小值 (%)	均值 (%)	标准差	偏度
上证综指收益率	9.0342	-9.6562	0.0321	1.6070	-0.2312
中信标普全债指数收益率	1.4227	-1.3667	0.0129	0.0888	-0.7172
变量	峰度	ADF	ARCH	Q (20)	
上证综指收益率	3.9362	-55.6500 ***	169.0953 ***	55.8030 ***	
中信标普全债指数收益率	53.3014	-47.3900 ***	676.5935 ***	625.9100 ***	

注：Q (20) 表示滞后 20 阶 Ljung-Box 统计量；ARCH 检验是滞后 5 阶的 LM 检验；ADF 是增广的 DF (Dickey-Fuller) 检验，包含常数项，不含趋势项，通过 SIC 准则自动选择滞后项；*** 表示在 1% 的显著性水平显著。

图 3 和图 4 分别描述了上证综指收益率和中信标普全债指数收益率的波动特征。

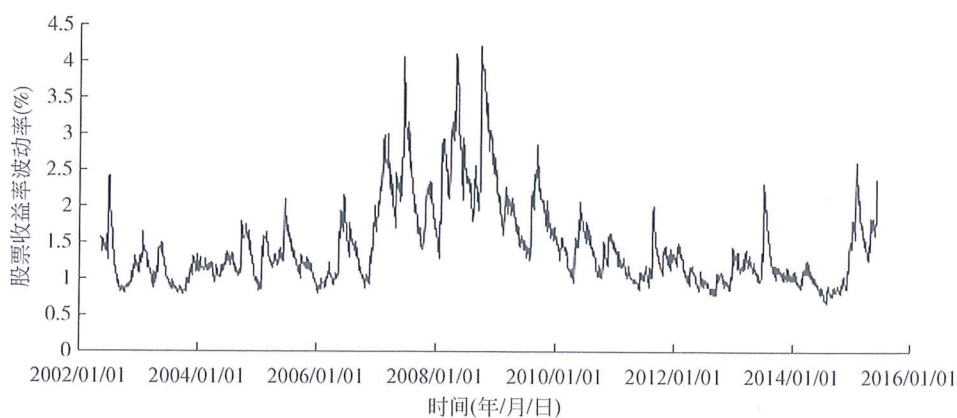


图 3 上证综指收益率的波动率曲线

Fig. 3 The volatility of the return of Shanghai composite index

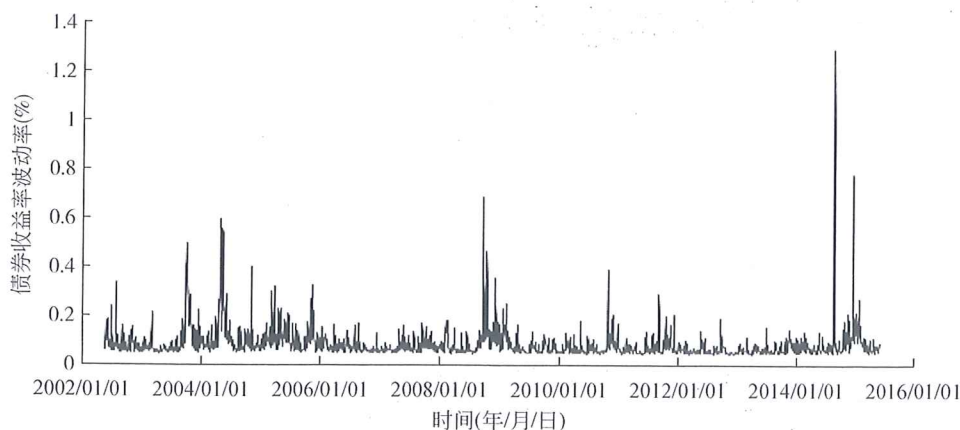


图 4 中信标普全债指数收益率的波动率曲线

Fig. 4 The volatility of the return of S&P/CITIC composite bond index

从图 3 可以看出，上证综指收益率的波动较大。特别地，在 2007 ~ 2009 年，2014 年末至 2015 年 9 月之间股票收益率波动很大，显现出“波动率聚集”现象。从图 4 可以看出，中信标普全债指数收益率在大部分时间内都表现为比较平稳的特征，但在 2003 年 9 月 29 日、2004 年 4 月 21 日、2008 年 9 月 17 日、2014 年 8 月 15 日和 2014 年 12 月 10 日表现出较强的瞬时波动性，即呈现出“波动率聚集”的现象。

2.3 相关系数的计算

对于上证综指收益率和中信标普全债指数收益率的 DCC-GARCH 模型的建立，分为两个步骤：

首先，令 $r_t = (r_{1t}, r_{2t})'$ 为上证综指和中信标普全债指数的收益率序列，其中 r_{1t} 表示上证综指收益率

序列, r_{2t} 表示中信标普全债指数收益率序列。由表 1 可知收益率的均值向量 μ_t 为 $(0.0321, 0.0129)'$ 。进一步, 计算残差序列 $a_t = r_t - \mu_t$, 然后对每一个残差序列采用单变量 GARCH (1, 1) 进行拟合, 其结果见表 2。

表 2 上证综指和中信标普全债指数收益率 GARCH (1, 1) 模型估计结果

Table 2 Estimation results of GARCH (1, 1) for Shanghai composite index and S&P/CITIC composite bond index

参数	上证综指收益率	中信标普全债指数收益率
均值方程常数项	0.0321	0.0129
ARCH0 ω	0.0236 *** (3.70)	0.0013 *** (10.67)
ARCH1 ϕ	0.0619 *** (7.97)	0.5283 * (9.94)
GARCH1 λ	0.9303 *** (110.26)	0.4647 ** (14.44)

注: 括号内值为 t 值。

*** 表示在 1% 的显著水平上显著, ** 表示在 5% 的显著性水平上显著, * 表示在 10% 的显著性水平上显著。

表 2 描述了对上证综指收益率和中信普全债指数收益率均采用 GARCH (1, 1) 进行拟合的结果。从表 2 可以看出上证综指收益率和中信标普全债指数收益率方差方程的参数 ω 、 ϕ 和 λ 都在相应的显著性水平上显著, 并且 ϕ 和 λ 之和小于 1, 这说明上证综指收益率和中信标普全债指数收益率均存在显著波动聚集现象。

由表 2 可知, 上证综指收益率和中信标普全债指数收益率序列拟合的 GARCH (1, 1) 模型的表达式为

$$\begin{aligned}
 r_{1t} &= 0.0321 + a_{1t} \\
 a_{1t} &= \sigma_{11,t} \varepsilon_{1t}, \quad \varepsilon_{1t} \stackrel{i, i, d}{\sim} N(0, 1) \\
 \sigma_{11,t}^2 &= 0.0236 + 0.0619 a_{1t-1}^2 + 0.9303 \sigma_{11,t-1}^2 \\
 r_{2t} &= 0.0129 + a_{2t} \\
 a_{2t} &= \sigma_{22,t} \varepsilon_{2t}, \quad \varepsilon_{2t} \stackrel{i, i, d}{\sim} N(0, 1) \\
 \sigma_{22,t}^2 &= 0.0013 + 0.5283 a_{2t-1}^2 + 0.4647 \sigma_{22,t-1}^2
 \end{aligned} \tag{2}$$

式中, a_{1t} 为上证综指收益率的残差序列; $\sigma_{11,t}$ 为其波动率序列; a_{2t} 为中信标普全债指数收益率的残差序列; $\sigma_{22,t}$ 为其波动率序列。

由式 (2) 和式 (3) 得出上证综指收益率和中信标普全债指数收益率的波动率序列为

$$\begin{aligned}
 \sigma_{11,t}^2 &= 0.0236 + 0.0619 a_{1t-1}^2 + 0.9303 \sigma_{11,t-1}^2 \\
 \sigma_{22,t}^2 &= 0.0013 + 0.5283 a_{2t-1}^2 + 0.4647 \sigma_{22,t-1}^2
 \end{aligned} \tag{4}$$

其次, 根据所得波动率序列 $\sigma_{ii,t} = (\sigma_{11,t}, \sigma_{22,t})'$ 计算边际标准差序列 $\hat{\varepsilon}_t = (\hat{\varepsilon}_{1t}, \hat{\varepsilon}_{2t})$, $\hat{\varepsilon}_{ii} = \hat{a}_{ii}/\sigma_{ii,t}$, 进而将 $\hat{\varepsilon}_t$ 应用于 DCC 模型中。所拟合出 DCC-MVGARCH 模型为

$$\begin{aligned}
 \rho_t &= (1 - 0.9200 - 0.0496) \bar{Q} + 0.9200 Q_{t-1} + 0.0425 \hat{\varepsilon}_{t-1} \hat{\varepsilon}_{t-1}' \\
 \rho_t &= \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2}
 \end{aligned} \tag{5}$$

进一步, 通过上述两个步骤可以得出上证综指收益率和中信标普全债指数收益率的相关系数。表 3 给出了相关系数的描述性统计。可以看出股债相关系数在 -0.2707 和 0.5330 之间变化, 相关系数的均值比较小, 为 0.1337。另外, 相关系数还表现出右偏和非尖峰的特征。ADF 检验显示股债相关系数的序列是平稳的, ARCH 检验显示股债相关系数序列存在显著的异方差, 滞后 20 阶的 Ljung-Box 检验显示相关系数在 1% 的

显著性水平上存在序列自相关。

表3 股市和债市相关系数描述性统计

Table 3 Descriptive statistic of stock-bond correlation

均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	ARCH	Q (20)	ADF
0.1337	0.5330	-0.2707	0.1409	0.2479	-0.1405	2967.81***	31112***	-6.81***

注：Q (20) 是 Ljung-Box 统计量，选择滞后的阶数为 20 阶；ARCH 是滞后 5 阶的 LM 检验，用来检验 ARCH 效应；ADF 表示的是增广的 DF (Dickey-Fuller) 检验，只含常数项，不含趋势项；*** 表示的是系数于 1% 的水平上显著有效。

图 5 描述了运用 DCC-GARCH 模型拟合得出的中信标普全债指数与上证综指间的相关系数时序图。从图 5 可知，股债相关系数随着时间变化，表现出正负相间而且正的相关系数多于负的相关系数的特征。正相关系数为 2613 个，所占百分比为 82.38%；负相关数为 559 个，所占百分比为 17.62%。

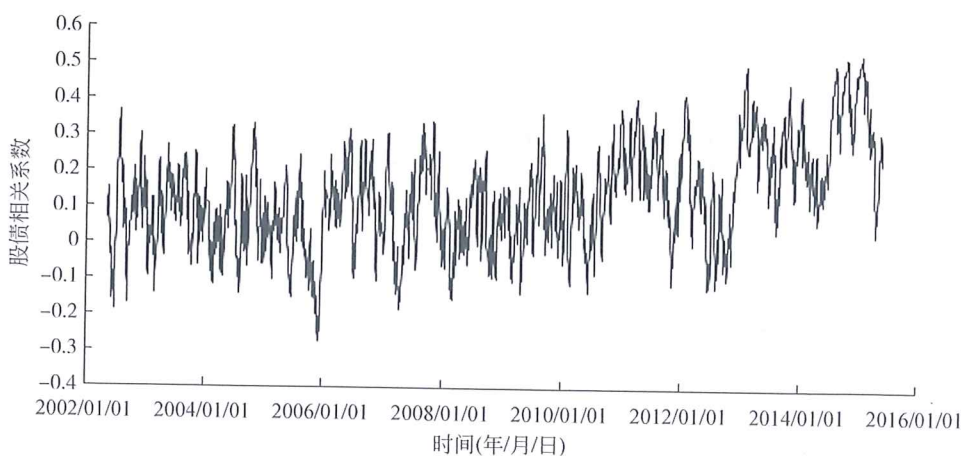


图5 股债相关系数的时序图

Fig. 5 The time plot of stock-bond correlation

3 股票市场和债券市场的非对称性效应研究

3.1 非对称效应的检验方法

Nelson^[24]提出的 EGARCH (m, s) 模型体现了资产波动的非对称效应，其形式为

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \frac{|a_{t-i}| + \gamma_i a_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^s \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

式中， a_t 为残差序列； σ_t^2 为条件方差，并且满足 $\varepsilon_t = a_t / \sigma_t$ ； ε_t 为标准化残差序列；参数 γ_i 表示杠杆效应；正的 a_{t-i} 对对数波动率的贡献为 $\alpha_i(1 + \gamma_i) |\varepsilon_{t-i}|$ ，而负的 a_{t-i} 对对数波动率的贡献为 $\alpha_i(1 - \gamma_i) |\varepsilon_{t-i}|$ 。式 (6) 可以改写成

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^s \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \quad (7)$$

对式 (7) 进行变换，得到

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_i \ln \sigma_{t-1}^2 + \begin{cases} \alpha_i(1 + \gamma_i) \varepsilon_{t-i}, & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \\ \alpha_i(1 - \gamma_i) (-\varepsilon_{t-i}), & \varepsilon_{t-i} < 0 \end{cases} \quad (8)$$

进一步对式 (8) 作反对数变换有

$$\sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^{2\beta_i} e^{\alpha_0} \times \begin{cases} e^{\alpha_i(1+\gamma_i)\varepsilon_{t-i}}, & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \\ e^{\alpha_i(1-\gamma_i)(-\varepsilon_{t-i})}, & \varepsilon_{t-i} < 0 \end{cases} \quad (9)$$

式 (9) 突出了 EGARCH 模型下波动率对过去正“扰动”和负“扰动”的非对称性。当“扰动”为

$n(n > 0)$ 个单位时, 变动相同单位的正负“扰动”对波动率的影响为

$$\frac{\sigma_i^2(\varepsilon_{t-i} = -n)}{\sigma_i^2(\varepsilon_{t-i} = n)} = \frac{\exp[\tau^- \times (-n)]}{\exp[\tau^+ \times n]} = \tau \quad (10)$$

式中, $\tau^- = -\alpha_i(1 - \gamma_i)$, $\tau^+ = \alpha_i(1 + \gamma_i)$ 。当 $\tau > 0$ 时, 说明变动 n 个单位的负“扰动”引起波动率的变化大于变动相同单位的正“扰动”所引起波动率的变化, 即存在杠杆效应; 当 $\tau < 0$ 时, 说明变动 n 个单位的负“扰动”引起波动率的变化小于变动相同单位的正“扰动”所引起波动率的变化。

3.2 股票市场和债券市场的非对称效应检验

在第2节中, 我们已经发现, 上证综指收益率、中信标普全债指数收益率以及二者的相关系数均存在序列自相关, 因此, 本节在式(6)的基础上, 采用 ARMA-EGARCH 模型检验这3个序列的非对称性。ARMA 模型的最优阶数由 BIC 准则确定, EGARCH 模型的最优阶数则根据 BIC、AIC 和 HQC 最小信息准则得出。表4~表6给出了信息准则下上证综指收益率序列、中信标普全债指数收益率序列、股债相关系数在不同阶数下所拟合的结果。

表4 上证综指收益率最优阶数的确定

Table 4 Optimal order of Shanghai composite index

项目	EGARCH (1, 1)	EGARCH (1, 2)	EGARCH (2, 1)	EGARCH (2, 2)
AIC	3.5009 *	3.5138	3.5112	3.5118
BIC	3.5162 *	3.5310	3.5303	3.5329
HQC	3.5064 *	3.5200	3.5181	3.5194

注: * 表示拟合 EGARCH 模型的最优阶数。

表5 中信标普全债指数收益率最优阶数的确定

Table 5 Optimal order of S&P/CITIC composite bond index

项目	EGARCH (1, 1)	EGARCH (1, 2)	EGARCH (2, 1)	EGARCH (2, 2)
AIC	-2.9058	-2.9110	-2.9186 *	-2.9183
BIC	-2.8867	-2.8900	-2.8957 *	-2.8935
HQC	-2.8989	-2.9035	-2.9104 *	-2.9094

注: * 表示拟合 EGARCH 模型的最优阶数。

表6 股债相关系数最优阶数的确定

Table 6 Optimal order of stock-bond correlation

项目	EGARCH (1, 1)	EGARCH (1, 2)	EGARCH (2, 1)	EGARCH (2, 2)
AIC	-4.4230	-4.4225	-4.4248 *	-4.4218
BIC	-4.4058 *	-4.4034	-4.4038	-4.3989
HQC	-4.4168	-4.4157	-4.4173 *	-4.4136

注: AIC 为 Akaike information criterion (赤池信息准则); BIC 为 Bayesian information criterion (贝叶斯信息准则); HQC 为 Hannan-Quinn Criterion (汉南-奎因准则)。

* 表示拟合 EGARCH 模型的最优阶数。

根据模型系数的显著情况得出的各个序列 EGARCH 模型的最优拟合结果, 见表7。

表7 各序列的最优 EGARCH 模型阶数

Table 7 Optimal order of different series EGARCH models

序列名称	EGARCH 最优模型阶数
股债相关系数	EGARCH (2, 1)
上证综指	EGARCH (1, 1)
中信标普全债指数	EGARCH (1, 2)

注: 最优 EGARCH 模型的阶数由最小信息准则和模型参数的显著性情况来确定。

由表7可知, ARMA (1, 2) - EGARCH (2, 1)、ARMA (1, 1) - EGARCH (1, 1) 和 ARMA (3, 1) - EGARCH (1, 2) 分别为股债相关系数、上证综指收益率序列和中信标普全债指数收益率序列的最优模型。进一步, 对这3个模型进行检验, 其结果见表8。

表8 上证综指、中信标普全债指数以及股债相关系数的非对称性结果

Table 8 Asymmetric results of the Shanghai composite index, S&P/CITIC composite bond index and its correlations

参数	股债相关系数	上证综指	中信标普全债指数
Mu	0.1308 *** (9.45)	-0.0769 *** (-18.70)	0.1061 *** (8.98)
Ar1	0.9580 *** (172.04)	1.0000 *** (549.05)	1.1593 *** (114.56)
Ar2			-0.1398 *** (-6.57)
Ar3			-0.0534 ** (-2.23)
Ma1	0.4622 *** (26.66)	-0.9843 *** (-593530.00)	-0.9151 *** (-75.13)
Ma2	0.1601 *** (9.08)		
Alpha0	-0.0946 *** (-259.39)	0.0570 *** (12.47)	-0.2796 *** (-4.57)
Alpha1	-0.1000 *** (-3.87)	-0.0958 ** (-2.40)	0.0396 ** (1.97)
Alpha2	0.0844 *** (3.34)		
Beta1	0.9870 *** (34782.00)	0.9872 *** (59047.00)	0.5260 *** (18.65)
Beta2			0.4227 *** (15.01)
Gamma1	-0.1806 *** (-6.27)	0.4082 *** (5.99)	0.3519 *** (9.07)
Gamma2	0.1807 *** (6.26)		

注: *表示在10%的显著性水平下显著; **表示在5%的显著性水平下显著; ***表示在1%的显著性水平下显著, 括号内的值为t值。

由表8可知, 上证综指收益率的 ARMA (1, 1) - EGARCH (1, 1) 模型为

$$r_{1t} = -0.0769 + 1.000r_{1t-1} + a_{1t} + 0.9843a_{1t-1}, a_{1t} = \sigma_{11,t} \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t} \sim N(0, 1) \\ \ln \sigma_{11,t}^2 = 0.0570 - 0.0958(|\varepsilon_{1t-1}| + 0.4082\varepsilon_{1t-1}) + 0.9872 \ln \sigma_{11,t-1}^2 \quad (11)$$

式中, r_{1t} 为上证综指收益率序列; a_{1t} 为残差序列; $\sigma_{11,t}^2$ 为上证综指收益率的条件方差。为了说明正负“扰动”对上证综指波动率的影响, 对式(11)中的波动率方程进行变换得到

$$\ln \sigma_{11,t}^2 = 0.0570 + 0.9872 \ln \sigma_{11,t-1}^2 + \begin{cases} -0.1349\varepsilon_{1t-1}, & \varepsilon_{1t-1} \geq 0 \\ 0.0567\varepsilon_{1t-1}, & \varepsilon_{1t-1} < 0 \end{cases} \quad (12)$$

对式(12)进行反对数变换可以得到

$$\sigma_{11,t}^2 = \sigma_{11,t-1}^{2 \times 0.9872} e^{0.0570} \times \begin{cases} e^{-0.1349\varepsilon_{1t-1}}, & \varepsilon_{1t-1} \geq 0 \\ e^{0.0567\varepsilon_{1t-1}}, & \varepsilon_{1t-1} < 0 \end{cases} \quad (13)$$

式 (13) 反映了 EGARCH 模型下正负“扰动”对上证综指波动的非对称效应。为了说明这种现象, 考虑两个单位的标准化扰动, 有

$$\frac{\sigma_{11,t}^2(\varepsilon_{1t-1} = -2)}{\sigma_{11,t}^2(\varepsilon_{1t-1} = 2)} = \frac{\exp[0.0567 \times (-2)]}{\exp[-0.1349 \times 2]} = e^{0.1564} = 1.17 \quad (14)$$

进一步, 根据式 (10) 的含义, 发现相同单位标准差的负“扰动”对上证综指波动的影响比正“扰动”对上证综指波动的影响大, 即股票市场存在杠杆效应。图 6 反映了这种效应。

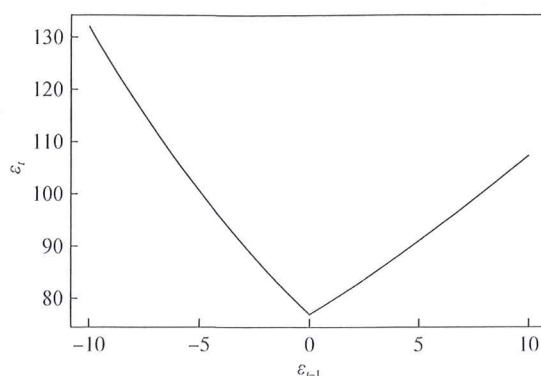


图 6 上证综指收益率的信息冲击曲线

Fig. 6 News impact curve of Shanghai composite index

从图 6 可以看出, 信息冲击曲线是非对称的, 左边的信息冲击曲线比右边的信息曲线更陡峭, 说明负的“扰动”对波动率的影响大于正的“扰动”对波动率的影响。将正的“扰动”和负的“扰动”分别看成利好消息和利空消息, 这同样说明了当利空消息出现时引起股票市场的波动大于利好消息出现时引起股票市场的波动。

类似地, 根据表 8 可知, 中信标普全债指数收益率拟合的 ARMA (3, 1) -EGARCH (1, 2) 模型为

$$\begin{aligned} r_{2t} &= 0.1061 + 1.1593r_{2t-1} - 0.1398r_{2t-2} - 0.0534r_{2t-3} + a_{2t} + 0.9151a_{2t-1}, \\ a_{2t} &= \sigma_{22,t}\varepsilon_{2t}, \quad \varepsilon_{2t} \sim N(0, 1) \\ \ln\sigma_{22,t}^2 &= -0.2796 + 0.0396(|\varepsilon_{2t-1}| + 0.3519\varepsilon_{1t-1}) + 0.5260\ln\sigma_{22,t-1}^2 + 0.4227\ln\sigma_{22,t-2}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

式中, r_{2t} 为中信标普全债指数收益率序列; a_{2t} 为残差序列; $\sigma_{22,t}^2$ 为中信标普全债指数收益率的条件方差。同样地, 对中信标普全债指数收益率的对数波动率方程进行变换得到

$$\ln\sigma_{22,t}^2 = -0.2796 + 0.5260\ln\sigma_{22,t-1}^2 + 0.4227\ln\sigma_{22,t-2}^2 + \begin{cases} 0.0535\varepsilon_{2t-1}, & \varepsilon_{2t-1} \geq 0 \\ -0.0257\varepsilon_{2t-1}, & \varepsilon_{2t-1} < 0 \end{cases} \quad (16)$$

类似地, 对式 (16) 进行反对数变换可以得到

$$\sigma_{22,t}^2 = \sigma_{22,t-1}^{2 \times 0.5260} \sigma_{22,t-2}^{2 \times 0.4227} e^{-0.2796} \times \begin{cases} e^{0.0535\varepsilon_{2t-1}}, & \varepsilon_{2t-1} \geq 0 \\ e^{-0.0257\varepsilon_{2t-1}}, & \varepsilon_{2t-1} < 0 \end{cases} \quad (17)$$

式 (17) 同样突出了 EGARCH 模型下波动率对过去正的和负的“扰动”的非对称性。与式 (14) 一样, 我们考虑两个单位的标准化“扰动”对波动的影响, 有

$$\frac{\sigma_{22,t}^2(\varepsilon_{2t-1} = -2)}{\sigma_{22,t}^2(\varepsilon_{2t-1} = 2)} = \frac{\exp[-0.0257 \times (-2)]}{\exp[0.0535 \times 2]} = e^{-0.0557} < 1 \quad (18)$$

式 (18) 表明变动相同单位标准差的负“扰动”对中信标普全债指数波动率的影响小于正“扰动”对中信标普全债指数波动率的影响, 这意味着中国债券市场存在非对称效应。图 7 说明了这种现象。

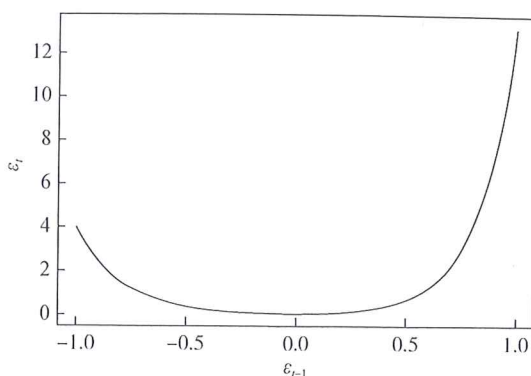


图7 中信标普全债指数收益率信息冲击曲线

Fig. 7 News impact curve of S&P/CITIC composite bond index

从图7的信息冲击曲线可以看出,右侧的信息冲击曲线比左侧的信息冲击曲线更为陡峭,这说明波动率对正“扰动”的反应大于对负“扰动”的反应。该曲线表明利好消息引起债券市场的波动大于利空消息引起债券市场的波动,即产生了非对称效应。

同理,分析表8可知,拟合股债相关系数的 ARMA (1, 2) -EGARCH (2, 1) 模型为

$$r_{ct} = 0.1308 + 0.9580r_{ct-1} + a_{ct} - 0.4622a_{ct-1} - 0.1601a_{ct-2}, \quad a_{ct} = \sigma_{ct}\varepsilon_{ct}, \quad \varepsilon_{ct} \sim N(0, 1)$$

$$\ln\sigma_{ct}^2 = -0.0946 - 0.1000(|\varepsilon_{ct-1}| - 0.1806\varepsilon_{ct-1}) + 0.0844(|\varepsilon_{ct-2}| + 0.1807\varepsilon_{ct-2}) + 0.9870\ln\sigma_{ct-1}^2$$

(19)

式中, r_{ct} 为股票和债券相关系数; a_{ct} 为残差序列; σ_{ct}^2 为相关系数序列的条件异方差; ε_{ct} 为标准化残差序列。对式(19)对数波动率方程进行变换,可以得到

$$\ln\sigma_{ct}^2 = -0.0946 + 0.9870\ln\sigma_{ct-1}^2 + \begin{cases} -0.0819\varepsilon_{ct-1}, & \varepsilon_{ct-1} \geq 0 \\ 0.1181\varepsilon_{ct-1}, & \varepsilon_{ct-1} < 0 \end{cases} + \begin{cases} 0.0997\varepsilon_{ct-2}, & \varepsilon_{ct-2} \geq 0 \\ -0.0691\varepsilon_{ct-2}, & \varepsilon_{ct-2} < 0 \end{cases} \quad (20)$$

对式(20)进行反对数变换得到

$$\sigma_{ct}^2 = \sigma_{ct-1}^{2 \times 0.9870} e^{-0.0946} \times \begin{cases} e^{-0.0819\varepsilon_{ct-1}}, & \varepsilon_{ct-1} \geq 0 \\ e^{0.1181\varepsilon_{ct-1}}, & \varepsilon_{ct-1} < 0 \end{cases} \times \begin{cases} e^{0.0997\varepsilon_{ct-2}}, & \varepsilon_{ct-2} \geq 0 \\ e^{-0.0691\varepsilon_{ct-2}}, & \varepsilon_{ct-2} < 0 \end{cases} \quad (21)$$

式(21)反映了股债相关系数波动率对过去正的“扰动”和负的“扰动”的非对称性。任意考虑两个单位的标准化扰动,说明这种非对称效应。 $\frac{\sigma_{ct}^2(\varepsilon_{ct-2} = -2)}{\sigma_{ct}^2(\varepsilon_{ct-2} = 2)} = \frac{\exp[-0.0691 \times (-2)]}{\exp[0.0997 \times 2]} = e^{-0.0612} < 1$, 这表明正“扰动”对股债相关系数波动率的影响大于相同程度负“扰动”对股债相关系数波动率的影响。

因此,中国股票市场和债券市场的相关性的波动呈现出非对称效应,这表明利好消息对股债相关性的冲击程度大于利空消息对股债相关性的冲击。

4 结论

本文用上证综指和中信标普全债指数分别代表股票市场和债券市场,研究这两个市场的相关性及其非对称效应。借助于 DCC-GARCH 模型计算股票市场和债券市场的非线性相关系数。通过进一步分析,发现两个市场的相关系数随着时间不断变化,正相关系数多于负相关系数。正相关系数反映了股票市场和债券市场同涨同跌现象;负相关系数反映了股票市场和债券市场的“跷跷板”效应,这意味着投资者在股票市场和债券市场的跨市场投资组合可以对冲单边市场波动风险。

在计算股债相关系数的基础上,运用 ARMA-EGARCH 模型分别对股债相关系数、上证综指和中信标普全债指数波动进行拟合,发现股债相关系数、上证综指收益率和中信标普全债指数收益率的波动均呈现出非对称效应。上证综指收益率表现出杠杆效应,即利空消息对波动率的影响大于同等程度利好消息对波

动的影响。对于中信标普全债指数和股债相关系数而言,二者均表现出利好消息对波动的影响大于同等程度利空消息对波动的影响。

综上,本文的研究成果对投资者配置资产具有参考重要价值。当利好消息出现时,会促使投资者加大投资力度或者吸引新的投资者进入市场,股票价格和债券价格会同向变化,股债相关系数变现为正;而当出现利空消息时,投资者对利空消息所做出的反应不相同,利空消息对于股票市场的影响大于利好消息对股票市场的影响,投资者在股票市场往往会遭受更大损失,更多的投资者进入债券市场以规避风险,使得股票市场和债券市场的相关系数变小,甚至表现为负数,即“跷跷板”效应的出现。所以投资者在进行组合投资时,应该把股票和债券的相关系数作为一个重要指标考虑,以前降低风险提高收益。

参考文献:

- [1] Shiller R, Beltratti A. Stock prices and bond yields: Can their co-movements be explained in terms of present value models [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1990, 30 (1): 25-46.
- [2] Kim S, Moshirian F, Wu E. Evolution of international stock and bond market integration: Influence of the European monetary union [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2006, 30 (5): 1507-1534.
- [3] D'Addona S, Kind A. International stock-bond correlations in a simple affine asset pricing model [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2006, 30 (10): 2747-2765.
- [4] 曾志坚, 江洲. 关于我国股票市场与债券市场收益率联动性的实证研究 [J]. *当代财经*, 2007, (9): 58-64.
Zeng Z J, Jiang Z. The empirical study on the correlation between the stock market and bond market return in China [J]. *Contemporary Finance & Economics*, 2007, (9): 58-64. (in Chinese)
- [5] 袁超, 张兵, 汪慧建. 债券市场与股票市场的动态相关性研究 [J]. *金融研究*, 2008, (1): 63-75.
Yuan C, Zhang B, Wang H J. The dynamic correlation between the stock market and bond market [J]. *Journal of Financial Research*, 2008, (1): 63-75. (in Chinese)
- [6] 郑振龙, 陈志英. 中国股票市场和债券市场收益率动态相关性分析 [J]. *当代财经*, 2011, (2): 45-53.
Zheng Z, Chen Z. An analysis of the dynamic correlation of yields between China's stock market and bond market [J]. *Contemporary Finance & Economics*, 2011, (2): 45-53. (in Chinese)
- [7] 史永东, 丁伟, 袁绍锋. 市场互联、风险溢出与金融稳定——基于股票市场与债券市场溢出效应分析的视角 [J]. *金融研究*, 2013, (3): 170-180.
Shi Y D, Ding W, Yuan S F. Market interconnection, risk spillover and financial stability from the view of the spillover effects on the stock market and bond market [J]. *Journal of Financial Research*, 2013, (3): 170-180. (in Chinese)
- [8] Hong G, Kim Y, Lee B. Correlations between stock returns and bond returns: Income and substitution effects [J]. *Quantitative Finance*, 2014, 14 (11): 1999-2018.
- [9] Barsky R. Why don't the prices of stocks and bonds move together [J]. *American Economic Review*, 1986, 79 (5): 1132-1145.
- [10] Campbell J, Ammer J. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns [J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48 (1): 3-37.
- [11] Andersen T, Bollerslev T, Diebold F, et al. Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73 (2): 251-277.
- [12] Li X, Zou L. How do policy and information shocks impact co-movements of China's T-bond and stock markets [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32 (3): 347-359.
- [13] Bekaert G, Engstrom E, Grenadier S R. Stock and bond returns with Moody investors [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2004, 17 (5): 867-894.
- [14] Bao J, Hou K. Comovement of bonds and equities [R]. Working Paper, Fisher College of Business, 2013.
- [15] 袁晨, 傅强, 彭选华. 我国股票与债券、黄金间的资产组合功能研究——基于 DCC-MVGARCH 模型的动态相关性分析 [J]. *数理统计与管理*, 2014, 33 (4): 714-723.
Yuan C, Fu Q, Peng X H. Research on the portfolio implications of stock, bond and gold in China —— An analysis of dynamic relationships based on DCC-MVGARCH model [J]. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2014, 33 (4): 714-723. (in Chinese)
- [16] Li L F. Macroeconomic factors and the correlation of stock and bond returns [R]. Working paper, Yale University, 2002.
- [17] Ilmanen A. Stock-bond correlation [J]. *Journal of Fixed Income*, 2003, 13 (2): 55-66.

- [18] Connolly R, Stivers C, Sun L. Stock market uncertainty and the stock-bond return relation [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2005, 40 (1): 161-194.
- [19] Yang J, Zhou Y, Wang Z. The stock-bond correlation and macroeconomic conditions: One and a half centuries of evidence [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33 (4): 670-680.
- [20] Baele L, Bekaert G, Inghelbrecht K. The Determinants of stock and bond return Co-movements [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23 (6): 2374-2428.
- [21] Black F. Studies of stock market volatility changes [J]. *Proceedings of the meetings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*. 1976, 177-181.
- [22] Nelson D. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach [J]. *Econometrica*, 1991, 59 (2): 347-370.
- [23] Engle R, Ng V. Measuring and testing the impact of news on volatility [J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48 (5): 1749-1778.
- [24] 张路胶, 赵华. 中国股市波动率的非对称性 [J]. *统计与决策*, 2006, (20): 80-81.
Zhang L J, Zhao H. The asymmetric effect on the volatility of the stock market in China [J]. *Statistics and Decision*, 2006, (20): 80-81. (in Chinese)
- [25] 何晓光, 朱永军. 中国 A 股市场收益率波动性的非对称性研究 [J]. *数理统计与管理*, 2007, 26 (1): 164-171.
He X G, Zhu Y J. An empirical study on the asymmetry volatility of China A share stock market [J]. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2007, 26 (1): 164-171. (in Chinese)
- [26] Yang H, Wu X. Semiparametric EGARCH model with the case study of China stock market [J]. *Economic Modelling*, 2011, 28 (3): 761 - 766.
- [27] 罗阳, 杨桂元. 基于 GARCH 类模型的上证股市波动性研究 [J]. *统计与决策*, 2013, (12): 161-165.
Luo Y, Yang Y G. The volatility of the stock market in China based on the GARCH models [J]. *Statistics and Decision*, 2013, (12): 161-165. (in Chinese)
- [28] Menezes R, Oliveira Á. Risk assessment and stock market volatility in the Eurozone: 1986-2014 [J]. *Journal of Physics Conference Series*, 2015: 12-14.
- [29] 吕江林, 姜光明. 交易所债券市场价格波动率特性研究 [J]. *金融研究*, 2004, (12): 89-96.
Lv J L, Jiang G M. The price volatility of the bond market in exchange market [J]. *Journal of Financial Research*, 2004, (12): 89-96.
- [30] 徐小华, 何佳, 吴冲锋. 我国债券市场价格非对称性波动研究 [J]. *金融研究*, 2006, (12): 14-22.
Xu X H, He J, Wu C F. The asymmetry volatility of the price of the bond market in China [J]. *Journal of Financial Research*, 2006, (12): 14-22. (in Chinese)
- [31] Bollerslev T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized arch model [J]. *Review of Economics & Statistics*, 1990, 72 (3): 498-505.
- [32] Engle R. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20 (3): 339-350.

The Comovement Between the Stock and Bond Market and Its Asymmetry in China

Zhang Maojun, Lu Renzhi, Qin Wenzhe

School of Mathematics and Computing Science, Guilin University of Electronic Technology, Guilin 541004, China

Abstract: In this paper the DCC-MVGARCH model was used to compute the dynamic correlation of the stock market and the bond market in order to analyze the co-movement effect on the both markets. The asymmetry of the correlation between the stock market and bond market, the stock market and bond market was examined by the ARMA-EGARCH model, respectively. It was found that the correlation is changing with the trading time, and the effect on the same rise and fall between the stock market and bond market was more than the one on the “seesaw” phenomenon. In addition, we also found that the stock market, the bond market and the correlation of stocks and bonds were asymmetric, especially, there were significant the leverage effect in the stock market.

Key words: Dynamic Correlation of Equities and Bonds; DCC-MVGARCH; ARMA-EGARCH; Asymmetry