

中国公司债市场波动的非对称性研究

张茂军 陆任智

(桂林电子科技大学 数学与计算科学学院 广西 桂林 541004)

摘要: 为检验中国公司债市场波动的非对称效应,通过分析中证公司债指数收益率的统计特征,借助 AR-EGARCH 模型进行实证分析。分析结果表明,中国公司债市场受信息影响较大,公司债市场对于利空消息的反应要强于同等程度的利好消息对公司债市场的影响,表明公司债市场存在明显的杠杆效应。

关键词: 公司债市场; AR-EGARCH; 信息冲击; 非对称性

中图分类号: F830

文献标志码: A

文章编号: 1673-808X(2017)02-0159-04

DOI:10.16725/j.cnki.cn45-1351/tn.2017.02.014

Asymmetric effect of the volatility in China's corporate bond markets

ZHANG Maojun, LU Renzhi

(School of Mathematics and Computational Science, Guilin University of Electronic Technology, Guilin 541004, China)

Abstract: Based on the statistics test of corporate bond returns and using AR-EGARCH model for empirical research, the asymmetric effect of the volatility in China's corporate bond markets is investigated. The empirical results show that China's corporate bond markets are greatly affected by the information. Moreover, the corporate bond markets respond more strongly to the negative news than the positive news, there is a significant leverage effect in the corporate bond markets.

Key words: corporate bond market; AR-GARCH; news impact; asymmetry

资产波动率是度量金融风险的主要工具,对投资、资产定价、金融风险管理和货币政策的制定十分重要。资产波动率不能直接观测,但其特征可以通过金融资产收益率表现出来。资产波动率随时间连续变化,表现出聚集性,并且对价格异常上涨和异常下跌的反应不同。目前,学术界对市场波动的研究主要集中在股票市场,对于债券市场波动的研究较少,且我国债券市场发展滞后于股票市场。

对于资产收益率波动的非对称性问题,学术界进行了大量研究。Black^[1]运用“杠杆效应”描述了市场上负的冲击大于同等程度正的冲击这种非对称现象。Nelson^[2]提出的 EGARCH 模型放宽了 GARCH 模型系数非负的限制,且可以检验利好消息和利空消息对市场影响的非对称性。EGARCH 模型提出后,被广泛运用在股票市场波动的非对称性研究中。Engle

等^[3]定义的信息冲击曲线,用于反映利空消息和利好消息冲击对日本股市收益率波动的非对称性影响。张路胶等^[4]运用 EGARCH 和 GJR-GARCH 模型,探讨中国股票市场的非对称性,得出中国股票市场不存在杠杆效应的结论。何晓光等^[5]运用 ARMA-EGARCH 和 ARMA-TGARCH 模型对沪深两市 A 股指数收益率进行研究,检验中国股票市场是否存在波动的非对称效应,结果表明,上证 A 股市场和深证 A 股市场收益率波动的非对称性均表现出阶段性特征。此外,股市发展初期股票市场的非对称性不明显,股票市场收益的波动随着市场的不断发展表现出杠杆效应。

陆显伟等^[6]运用包含非对称项的对角 VECH 模型,实证检验债券市场与股票市场波动的非对称效应,发现债券市场和股票市场存在显著条件方差非对

收稿日期: 2016-07-19

基金项目: 国家自然科学基金(71461005); 桂林电子科技大学研究生教育创新计划(2016YJCX48); 广西大学生教育创新计划(201510595264)

通信作者: 张茂军(1977-),男,山西忻州人,教授,博士,研究方向为金融数学。E-mail: zhang1977108@sina.com

引文格式: 张茂军,陆任智.中国公司债市场波动的非对称性研究[J].桂林电子科技大学学报,2017,37(2): 159-162.

称效应。Liu 等^[7]在预测标普 100 股票指数波动时,利用 GJR-GARCH 模型较好地拟合了股票波动率。Yang 等^[8]运用半参数 EGARCH 模型,检验中国股票市场波动的非对称性,证明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。罗阳等^[9]对上证股市进行实证研究,运用 GARCH-M 模型分析上证股市的风险溢价情况,通过 EGARCH 模型探讨股市波动的非对称效应,结果表明,上证股市波动存在强烈冲击,收益存在正的风险溢价,股市中表现出显著的杠杆效应。借助于多元 EGARCH 模型,Menezes 等^[10]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厚尾的、内生的非对称性与杠杆效应。在债券市场波动的非对称性研究上,吕江林等^[11]运用 EGARCH 模型,证明了交易所债券市场中上交所国债市场、可转债市场和企业债市场均存在显著的非对称性。徐小华等^[12]基于 STAR-ARCH 和 EGARCH 模型分析了我国交易所和银行间债券市场的杠杆效应存在情况,结果表明,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。

鉴于此,运用非对称效应的研究方法,对中证公司债指数收益率数据进行统计描述,分析其数据特征,检验中国公司债市场波动的非对称效应,并给出相关结论和建议,以期为投资者提供决策参考。

1 非对称效应的研究方法

Nelson^[2]提出的 EGARCH 模型允许在模型中反映资产正收益率和负收益率的非对称效应。EGARCH(m, ρ)模型的形式为:

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

其中: a_t 为残差序列; σ_t^2 为条件方差,且满足 $\varepsilon_t = a_t / \sigma_t$, ε_t 为标准化残差序列; 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(1)可改写为:

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

对式(2)进行去绝对值变换,得

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_i \ln \sigma_{t-1}^2 + \begin{cases} \alpha_i(1 + \gamma_i) \varepsilon_{t-i}, & \varepsilon_{t-i} \geq 0, \\ \alpha_i(1 - \gamma_i) (-\varepsilon_{t-i}), & \varepsilon_{t-i} < 0. \end{cases} \quad (3)$$

对式(3)作反对数变换,可得

$$\sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^{2\beta_i} e^{\alpha_0} \times \begin{cases} e^{\alpha_i(1+\gamma_i) \varepsilon_{t-i}}, & \varepsilon_{t-i} \geq 0, \\ e^{\alpha_i(1-\gamma_i) (-\varepsilon_{t-i})}, & \varepsilon_{t-i} < 0. \end{cases} \quad (4)$$

式(4)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

$$\frac{\sigma_t^2(\varepsilon_{t-i} = -n)}{\sigma_t^2(\varepsilon_{t-i} = n)} = \frac{e^{\tau^- \times (-n)}}{e^{\tau^+ \times n}} = \tau \quad (5)$$

其中: $\tau^- = -\alpha_i(1 - \gamma_i)$; $\tau^+ = \alpha_i(1 + \gamma_i)$ 。当 $\tau > 0$ 时,表明变动 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,表明变动 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。

2 数据统计描述

选取 2008 年 11 月 20 日至 2015 年 8 月 6 日的中证公司债指数作为研究样本,描述中国公司债市场。中证公司债指数 t 时刻的收盘价记为 p_t , 收益率为 $r_t = \ln(p_t / p_{t-1})$ 。数据来源于国泰安数据库。

图 1 为中证公司债指数的收益率的时序图。从图 1 可看出,中证公司债指数的日收益率在 $(-0.6\%, 0.8\%)$ 内变动。图 2 为中证公司债指数收益率的波动。从图 2 可看出,中证公司债指数收益率存在较大波动,呈现出“波动率聚集”现象。表 1 为中证公司债指数收益率的描述性统计,其中 $Q(20)$ 表示滞后 20 阶的 Ljung-Box 检验,“*”表示在 1% 的显著性水平上显著。从表 1 可看出,中证公司债指数收益率均值为 0.024 0%, 最大值为 0.693 7%, 最小值为 -0.519 7%, 标准差为 0.080 7, 表明公司债市场较稳定;偏度系数为 0.172 4, 中证公司债指数收益率存在右偏特征,表明中证公司债指数存在一个正的收益;峰度系数为 9.068 1, 表明中证公司债指数收益率呈现出尖峰特征。ADF 检验表明,中证公司债指数收益率序列为平稳时间序列。滞后 20 阶的 Ljung-Box 检验显示,中证公司债指数收益率存在显著的自相关性。ARCH 检验表明,在 1% 的显著性水平上,中证公司债指数收益率存在明显的异方差特征。

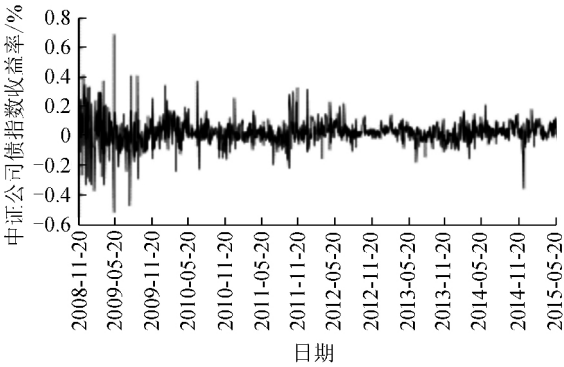


图 1 中证公司债指数收益率时序

Fig.1 Time series of CSI enterprise bond index returns



图 2 中证公司债指数收益率波动

Fig.2 Return volatility of CSI enterprise bond index

表 1 中证公司债指数收益率的描述性统计分析

Tab.1 Descriptive statistic of CSI enterprise bond index returns

检验	均值/ %	最大值/ %	最小值/ %	标准差	峰度
统计量					
值	0.024 0	0.693 7	-0.5197	0.080 7	9.068 1
检验	偏度	ADF	ARCH	Q(20)	
统计量					
值	0.1724	-37.500 0*	204.160 6*	190.040 0*	

3 非对称性检验

由中证公司债指数收益率的滞后 20 阶的 Ljung-Box 检验可知,中证公司债指数收益率存在显著的自相关性,因此对中证公司债指数收益率运用 AR-EGARCH 模型来检验序列的非对称性。AR-EGARCH 模型的 AR 部分的最优阶数由贝叶斯信息准则(BIC) 确定。根据 BIC、赤池信息准则(AIC) 和汉南-奎因信息准则(HQC) ,AR-EGARCH 模型的 EGARCH 部分的最优阶数如表 2 所示。其中“*”表

示各个信息准则下选择的最优阶数。由最小信息准则和模型参数的显著性情况得出 AR(5) -EGARCH(1,1) 为中证公司债指数的最优模型。表 3 为 AR(5) -GARCH(1,1) 的拟合结果,其中: μ 为模型 AR 部分的均值; $a_1 \sim a_5$ 为模型 AR 部分的估计系数; ω 表示市场原有的不确定性; α_1 为滞后项残差平方的系数,表示市场近期“扰动”对市场的影响; β_1 为滞后的条件波动率,表示过去信息对市场未来波动的影响; γ_1 为杠杆效应。“***”表示在 1% 的显著性水平上显著,“*”表示在 10% 的显著性水平上显著。从表 3 可看出,各个参数在相应的显著性水平上均显著。

表 2 中证公司债指数模型最优阶数确定

Tab.2 Optimal order of EGARCH model of CSI enterprise bond index

模型	AIC	BIC	HQC
EGARCH(1,1)	-2.838 4	-2.798 7	-2.823 7
EGARCH(1,2)	-2.844 2	-2.801 2	-2.828 2
EGARCH(2,1)	-2.848 8*	-2.802 4*	-2.831 6*
EGARCH(2,2)	-2.847 6	-2.798 0	-2.829 2

表 3 AR(5) -EGARCH(1,1) 拟合结果

Tab.3 Fitting results of AR (5) -EGARCH (1,1) model

参数	μ	a_1	a_2	a_3	a_4
值	0.025 8**	0.150 0**	0.099 8**	0.083 9**	0.087 8**
t 值	9.53	6.05	5.86	5.27	3.83
参数	a_5	ω	α_1	β_1	γ_1
值	0.067 0**	-0.091 4**	-0.031 0*	0.983 7**	0.211 8**
t 值	2.93	-3.12	-1.74	185.29	5.11

通过最小信息准则和模型参数的显著性情况可知,中证公司债指数收益率所拟合最优模型为 AR(5) -EGARCH(1,1) 模型的表达式为

$$r_t = 0.025\ 8 + 0.15r_{t-1} + 0.099\ 8r_{t-2} + 0.083\ 9r_{t-3} + 0.087\ 8r_{t-4} + 0.067r_{t-5} + a_t,$$

其中, $a_t = \sigma_t \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ 。

$$\ln \sigma_t^2 = -0.091\ 4 - 0.031(|\varepsilon_{t-1}| + 0.211\ 8\varepsilon_{t-1}) + 0.983\ 7\ln \sigma_{t-1}^2。$$

其中: r_t 为中证公司债指数收益率; a_t 为残差序列; σ_t^2 为中证公司债收益率的条件方差。对波动率方程进行变换,得

$$\ln \sigma_t^2 =$$

$$\begin{cases} -0.0914 + 0.526 \ln \sigma_{t-1}^2 - 0.0376 \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-1} \geq 0, \\ -0.0914 + 0.526 \ln \sigma_{t-1}^2 + 0.0244 \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-1} < 0. \end{cases} \quad (6)$$

对式(6)进行反对数变换,可得

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \sigma_{t-1}^{2 \times 0.526} e^{-0.0914} e^{-0.0376 \varepsilon_{t-1}}, \varepsilon_{t-1} \geq 0, \\ \sigma_{t-1}^{2 \times 0.526} e^{-0.0914} e^{0.0244 \varepsilon_{t-1}}, \varepsilon_{t-1} < 0. \end{cases} \quad (7)$$

式(7)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。考虑 2 个单位的标准化的“扰动”对波动的影响,可得

$$\frac{\sigma_t^2(\varepsilon_{t-1} = -2)}{\sigma_t^2(\varepsilon_{t-1} = 2)} = \frac{e^{0.0244 \times (-2)}}{e^{-0.0376 \times 2}} = e^{0.0264} > 1. \quad (8)$$

4 结束语

运用 AR-EGARCH 模型对中国公司债市场的非对称效应进行实证研究,得出以下结论:

1) 通过对中证公司债指数的基本统计量分析,表明中证公司债指数序列为平稳序列,且存在异方差性,具有尖峰厚尾特征。

2) 中国公司债市场存在明显的杠杆效应,公司债市场中的利空消息引起的波动大于同等程度的利好消息所引起的波动。

通过 AR(5)-EGARCH(1,1) 刻画了公司债市场波动的非对称性,但公司债市场受多方面因素的影响,其波动依然很大。利空消息对公司债券市场的影响大于利好消息对公司债市场的影响,所以投资者在进行投资时需谨慎决策。

参考文献:

- [1] BLACK F. Studies of stock market volatility changes [C]// Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 1976: 177-181.
- [2] NELSON D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach [J]. Econometrica, 1991, 59(2): 347-370.
- [3] ENGLE R F, NG V K. Measuring and testing the impact of news on volatility [J]. Journal of Finance, 1993, 48(5): 1749-1778.
- [4] 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): 80-82.
- [5] 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.
- [6] 陆显伟, 董大勇, 纪春霞. 债市和股市波动非对称性 [J]. 系统工程, 2009, 27(9): 10-15.
- [7] LIU H C, HUNG J C. Forecasting S&P-100 stock index volatility: the role of volatility asymmetry and distributional assumption in GARCH models [J]. Expert Systems with Applications, 2010, 37(7): 4928-4934.
- [8] YANG H, WU X. Semiparametric EGARCH model with the case study of china stock market [J]. Economic Modelling, 2011, 28(3): 761-766.
- [9] 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.
- [10] MENEZES R, OLIVEIRA Á. Risk assessment and stock market volatility in the eurozone: 1986-2014 [J]. Journal of Physics Conference Series, 2015, 604(1): 12-14.
- [11] 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.
- [12] 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.

编辑: 张所滨