

融资融券对于我国股市波动性的影响

张 品, 王 波

(上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要:针对时间序列存在非线性、随机波动性强的特点,从波动性的视角,用 EGARCH(1,1)模型对比分析了融资融券在股市处于平稳及暴涨暴跌的不同阶段时,其对股市波动性的影响是否存在差异。结果表明:①在股市变动较为平稳的情况下,融资融券能够平抑股市的波动性,但在股市剧烈波动时却能显著加剧其波动性。②股市波动具有杠杆效应,在股市平稳阶段利空比利多产生更大的波动,在股市暴涨暴跌阶段利多会比利空产生更大的波动。

关键词:融资融券;波动性;融资交易;融券交易;杠杆性

中图分类号:F831 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2016)09-0146-08

2010年3月31日融资融券业务的正式推出为中国证券市场引入了“做空机制”,彻底打破了我国股票市场只能买空而不能卖空的单边格局,填补了我国“单边做市”格局的漏洞。融资融券又被称为证券信用交易或保证金交易,是指投资者向具有融资融券业务资格的证券公司提供担保,借入资金买入证券或借入证券并卖出的行为。融资融券作为股票市场一种全新的交易模式,完善了我国证券市场的交易机制。理论上讲,融资融券交易具有价格发现、增加股市的流动性及平抑股市的波动性功能,但由于本身存在着高财务杠杆效应,使得其收益和风险均可能被成倍放大,潜藏着加剧股市波动性的巨大风险。融资融券交易对股市究竟带来了怎样的影响?国内外的学者们众说纷纭。

刘焯、方立兵、李冬昕、李心丹^[1]构建了“外生信息冲击的门限自回归条件密度(TARCD-X)”模型,从动态的角度研究了融资融券在实施前后对市场稳定性的影响,得出融资融券没有显著地增加股市的波动性和市场暴涨暴跌的频率,而融资融券与暴涨暴跌的不对称性存在显著的相关关系,能够预测股市的暴涨暴跌。冯玉梅、陈旋、张玲^[2]通过对融资融券转常规前后对股市波动性的影响进行比较,结果发现试点期间融资相对于融券更能平抑波动,转常规后融券平抑股价波动的功能开始显现,但是两个阶段的影响系数均较小。梁星韵、刘卫民^[3]研究了融资融券自

2010年3月31日启动后四年的数据发现融资融券交易会增大股市的波动性。陈海强、范云菲^[4]通过运用面板数据政策效应评估方法对比分析了真实波动率与构造的反事实波动率路径,发现融资交易降低了股市的波动性,然而融券交易却增加了股市的波动率,由于融资交易较之融券交易更为活跃,总体来说,两者对波动率的影响最终为负数,即融资融券制度的推出能够有效地降低股市的波动性。杨丽彬、李虹含、周凯^[5]利用CAPM模型、DID模型研究了融资融券对旅游行业和电子信息行业股价波动性的影响,结果发现融资融券可以平抑股价、稳定市场。唐艳^[6]利用VAR模型对我国股票市场融资融券试行以来的交易情况进行实证检验,发现融资交易与融券交易均与股市协整,且融券卖空对指数波动的影响要大于融资交易,同时,实证结果表明,融资融券对股市波动的整体贡献很小,股市波动更多的源于外在因素及自身惯性的影响。杨德勇、吴琼^[7]研究了融资融券对于上海证券市场流动性和波动性的影响,发现融资融券与股市波动性呈现负相关。

ZhongkuangZhao^[8]研究了影响中国证券市场的三因素:卖空、悲观和市场效率,发现融券交易可以起到稳定价格的作用。MarioMaggi和DeanFantazzini^[9]对比了金融危机期间的新兴市场和成熟市场,发现不允许卖空交易的国家价格波动率要明显高于允许卖空交易的国家。Saff和Sigurdsson^[10]研究了26

收稿日期:2016-04-18

作者简介:张品(1991—),女,河南商丘人,上海理工大学管理学院,硕士研究生,研究方向:金融定量分析;王波(1960—),男,江西东乡人,上海理工大学管理学院,系主任,教授,研究方向:生产运营系统管理,环境管理,金融衍生产品风险管理,决策分析。

个国家的股票数据,卖空限制大幅降低了股票价格吸收市场和个股负面信息的能力,但对收益率分布的影响并不显著,即融资融券交易对股市的影响不确定。Chang, et al^[11]研究了香港证券市场的个股,个股加入卖空交易后,其波动性会显著地增加。Bris 和 Goetzmann^[12]研究发现卖空交易机制有助于市场的稳定。

综上所述,融资融券交易对于股市的影响仍存在争议,研究主要集中于境外、台湾、香港等成熟的证券市场,关于学者研究主要集中于融资融券实施后的近几年股市处于平稳的阶段,而对于在股市在剧烈波动的情况下融资融券又起到何种作用暂时还缺少相关学者进行研究。

近一年来,在推出融资融券后,我们发现沪深两市的日成交额随两融余额直线飙升。在中国股市开门的 25 年中,两市日成交额从来就没有超过 6 000 亿元,然而在这一轮“杠杆牛”中却轻而易举地连续突破了 1 万亿、1.5 万亿、2 万亿大关,最高日成交额居然达到 2.4 万亿。中国股市也走势疯狂,其中上证综合指数自 2014 年 11 月份略高于 2 400 点的水平大涨并在今年 6 月份逼近 5 200 点,之后一路暴跌于 7 月初跌向 3 700 点。中国股市由前期快速上涨,到近期快速下跌时,融资融券业务也发生巨大变化,尤其是融资额,由快速增长到快速回落,和股市的趋势呈现出极大地相关性,融资是否成为中国股市发展的巨大推动力?它给股市的波动性到底带来多大的影响?这是一个非常值得研究的问题,本文借助近期最新的股票市场数据,对此问题通过建立 EGARCH(1,1) 模型进行了研究,得到一些有意义的结论:①在股市变动较为平稳的情况下,融资融券能够平抑股市的波动性,但在股市出现剧烈波动的情况下却能显著的加剧股市的波动性。②股市波动具有杠杆效应,在股市平稳阶段利空消息比利多消息产生更大的波动,在股市暴涨暴跌阶段利多消息会比利空消息产生更大的波动。

1 融资融券对股市波动性影响的理论机制

融资融券对股市波动性的作用机制分为两方面即正向机制和负向机制。正向机制是指融资融券的存在会对股市波动产生正向的影响即加速股市的波动。负面机制是指融资融券的引入会减缓股市的波动性,在股价下跌的时候能够停止其继续下跌,在股市过度上涨的时候能够停止其继续上涨。基于融资融券对股市波动性的作用机制,本文提出以下两个假设:

假设一:融资融券交易能够加大股市的波动性。

这种假设发挥作用的前提条件是趋势投资者占据主导地位。具体来说,在趋势投资者主导的市场中,当某只股票呈现上涨趋势时,趋势投资者会融资买入大量的股票,这增大了该股票的需求,使得股价进一步上涨。他们还会给市场传递未来该股票还会继续上涨的信息,吸引了更多的投资者购买该股票,这一行为加速了股价的上涨。当股价被过分高估,股市泡沫就会破裂导致股价下跌,此时,趋势投资者就会卖出股票归还从券商借得的资金,这增加了股票的供给加速了股价的下跌。趋势投资者买卖股票的行为通过融资交易的杠杆效应被成倍放大,加剧了股市的波动。当某只股票由于利空而呈现下跌趋势时,趋势投资者认为未来该股票还会进一步下跌,他们向证券公司借入股票卖出,这一行为加剧了股价的下跌,并且向市场传递了股价还会继续下跌的信号,导致其他投资者竞相卖出股票,股价进一步的下跌。当该股票停止下跌并开始上涨时候,趋势投资者就会买入股票偿还,这会造成股价大幅上升。趋势投资者的投资决策行为增大了股市的波动。

假设二:融资融券交易可以平抑股市的波动性。

这种情况发生的前提是价值投资者认为某只股票的价格偏离其内在价值,进行反向操作可以在未来获利。当某只股票下跌到一定程度时,价值投资者认为股价低于其内在价值就会向证券公司融入资金购买该股票,这增加了股票的需求,在一定程度上可以防止股价的继续下跌。当股价上涨高于其内在价值时候,价值投资者就会卖出股票偿还借入的资金,这会导致股票供给的增加,防止股价的继续上涨。价值投资者的投资决策会减缓股市的波动。

2 样本数据及研究方法

2.1 数据的选取及相关性分析

我国的融资融券交易于 2010 年 3 月 31 日正式启动,基于前期阶段融资融券交易量不大,避免刚启动阶段的不稳定性,本文上证指数每日收盘价、融资余额、融券余额等指数为代表,选取了从 2012 年 10 月 12 日到 2015 年 10 月 9 日共计 725 个样本数据,数据来源于 Wind 数据库。

1) 融资交易(RZ):用上证综指每日融资余额代表融资交易影响力。

2) 融券交易(RQ):用上证综指每日融券余额代表融券交易影响力。

3) 波动性(R):采用上证综指的日对数收益率来反应市场的波动性,即 $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$,其中 R 为日对数收益率,为 t 日收盘价。

2.2 融资融券与上证指数收盘价趋势图

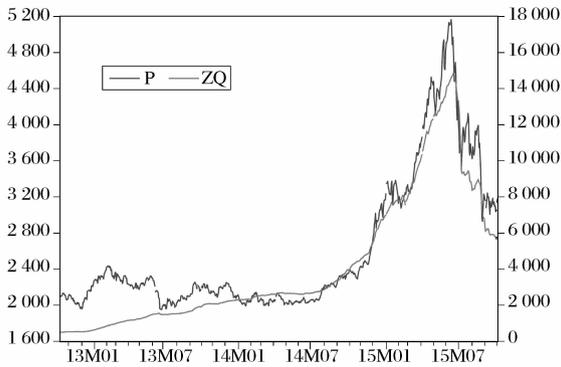


图 1 融资融券与上证综指收盘价趋势图

通过观察图 1 融资融券与上证指数收盘价趋势图也可以看出融资融券余额与股市价格波动的趋势相似。即可以通过融资融券余额的变动来反映股市的波动。

2.3 融资余额、融券余额和融资融券余额与上证综指收盘价相关性分析

表 1 两融余额与上证综指收盘价的相关性

相关性	融资余额	融券余额	融资融券余额
上证指数收盘价	0.959 580	0.688 391	0.959 699

由表 1 知：三个变量与上证指数收盘价的相关系数绝对值都大于 0.688，其中融资融券余额和融资余额与上证指数收盘价呈现正相关且相关系数绝对值高达 0.959，融券余额与上证指数收盘价呈现正相关，这说明，融资融券余额的变动可以很好的反映出股市的变动。

2.4 两阶段波动性比较

表 2 融资融券两阶段的波动性比较

	2012/10/12—2014/3/3	2014/3/5—2015/10/9
均值	-4.279 75	0.001 091 32
标准差	0.011 296	0.020 216

融资融券具有财务杠杆效应，在股市大涨大跌，融资融券会加速股市的上涨亦会加速其下跌。上表 2 说明了在股市处于平稳期，上证综指的日波动均值为 -4.279 75，日波动标准差为 0.011 296；在股市暴涨暴跌时，日均值稳定在 0.001 091 32，标准差升为 0.020 216，说明在股市发生巨大波动时，融资融券业务增大了股市的波动性。

从上述分析可知，融资融券与股市的波动性存在很强的相关性，可以用融资融券余额来反映股市的波

动性，从图表 2 可知，融资融券在股市发生巨大波动变化时，增大了股市的波动性。但这只是初步的对比分析，未考察市场上其他因素和其自身因素的影响，本文着重研究的是在股市发生变化时，融资融券对股市的影响效果。

由于 GARCH 模型可以很好的描述金融资产收益率表现出来的“尖峰厚尾”、“波动聚集性”以及“杠杆性”等特征，因此本文拟采用 EGARCH 模型进行建模分析。

3 模型的设定

3.1 GARCH 模型的定义

为了刻画预测方差的条件方差中可能存在的某种相关系，Engle 提出了 ARCH 模型，即自回归条件异方差模型。为了更精确地描述这些时间序列的尾部分布特，Bollerslev 于 1986 年提出了广义的 ARCH 模型，即 GARCH(Generalized ARCH)模型。他在条件方差的方程中引入了残差方程的滞后项，能体现了条件异方差的长期传导过程。Garch 模型的结构可以用公式(1)来描述：

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \delta_{t-j}^2 \quad (\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, \beta_j > 0; \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \alpha_j < 1) \quad (1)$$

GARCH 模型的条件方差不仅仅取决于以前的条件方差，还取决于最新的信息，它可以用来预测收益率的方差。Garch 模型考虑了金融事件序列中的波动集群性，可以有效地排除资产收益率中的过度峰值。但是其存在一些缺陷，GARCH(p, q)模型不能解释股票收益和收益变化波动之间出现的负相关现象，另外，为了保证非负，必须假定 GARCH 方程中的所有系数均大于零，这使得估计模型时可能会出现震荡现象。在 GARCH 模型中，历史数据是以平方的形式影响未来波动率的，所以涨或跌对未来波动率的影响是一样的。为了可以解释“杠杆效应”，必须舍弃平方这个对称函数，历史数据应该通过一个“非对称函数”影响未来波动率，EGARCH 正是这样处理历史数据的。因此本文选择 EGARCH 模型来进行建模分析。EGARCH 模型的一般形式如公式(2)所示：

$$\ln(\delta_t^2) = \omega + \beta \ln(\delta_{t-1}^2) + \alpha_1 \left| \frac{\mu_{t-1}}{\delta_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma \frac{\mu_{t-1}}{\delta_{t-1}} \quad (2)$$

其中，参数 γ 为不对称系数， $\gamma \neq 0$ ，冲击的影响就存在着非对称性； $\gamma = 0$ 表示信息对称，正的冲击产生

的波动效果和负的冲击产生的波动效果相同;如果 $-1 < \gamma < 0$, 负的冲击引起的变化比相同程度的正冲击引起的变化大, 表明序列变化存在杠杆效应; 如果 $\gamma > 0$, 同等程度的正冲击引起的变动要大于负冲击; 如果 $\gamma < -1$, 负的冲击将增大波动, 正的冲击将减少波动。

EGARCH 模型的更为高阶的表达式如公式 (3) 所示。

$$\ln(\delta_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\mu_{t-i}}{\delta_{t-i}} - E\left(\frac{\mu_{t-i}}{\delta_{t-i}}\right) \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\mu_{t-1}}{\delta_{t-1}} + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(\delta_{t-j}^2) \quad (3)$$

RGARCH 模型的此种高阶设定是以对数形式 δ_t^2 描述的, 无需考虑方程右端的系数是否为正, 因为

方差 δ_t^2 本身就是正的。因此, 与 GARCH 模型不同, EGARCH 模型的表达式 (3) 不需要施加任何的限制, 这使得 EGARCH 模型成为求解过程更为简单和灵活的一簇动态模型。

3.2 EGARCH(1,1)模型的设定

由于 R 均值为零且不存在自相关性, 因此建立的均值方程中只包含随机误差项。EGARCH(1,1) 模型的形式如下:

$$\begin{cases} VOL_t = \mu_t \\ \ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + a \ln(\sigma_{t-1}^2) + \beta \frac{\mu_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \gamma \left[\frac{|\mu_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \lambda D_t \end{cases}$$

4 融资融券交易对股市影响的检验

4.1 正态性检验

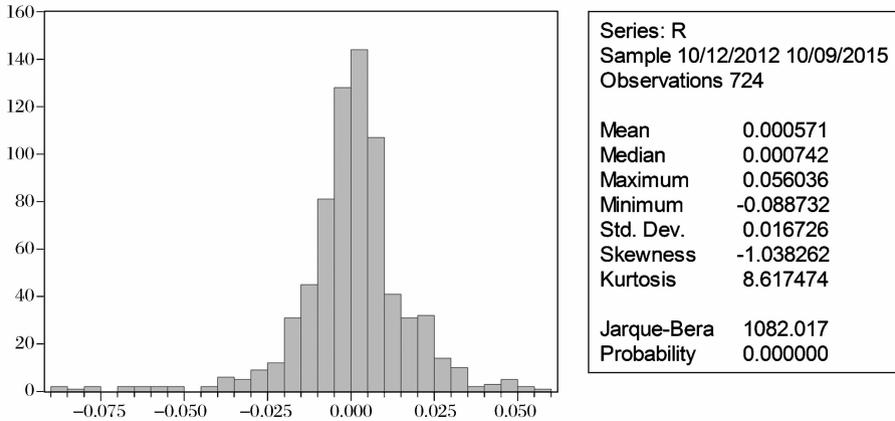


图2 上证综指的正态性检验

如图 2 所示: R 的偏度 $S = -1.038262 < 0$, 峰度 $K = 8.617474 > 3$, 与正态分布相比, 呈现“左偏, 厚尾”的分布形态。同时, $Jarque-Bera = 1082.017$, 其概率 $P = 0.00$, 说明在 1% 的置信水平下拒绝原假设, 即序列 R 不服从正态分布。序列 R 的均值 0.000 571, 接近于 0, 根据假设检验: T 统计量不显著, 接受均值等于 0 的原假设, 表明平均收益率为 0, 即 $\mu = 0$ 。一般来说, 股票的日收益率的均值为零, 因此上述结果符合一般结论。

4.2 平稳性检验

本文采用 ADF 检验法对上证指数的 R 进行平稳性检验。

表 3 平稳性检验

	t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.73266	0.000 0
Test critical values:	1% level	-3.439 205
	5% level	-2.865 338
	10% level	-2.568 849

本文采用 ADF 检验法对上证综指的波动性进行平稳性检验。结果如表 3 所示, 上证综指的 ADF 检验 T 统计量为 -11.732 66, 小于 1% 置信水平的临界值, 所以 R 平稳。

4.3 残差序列图

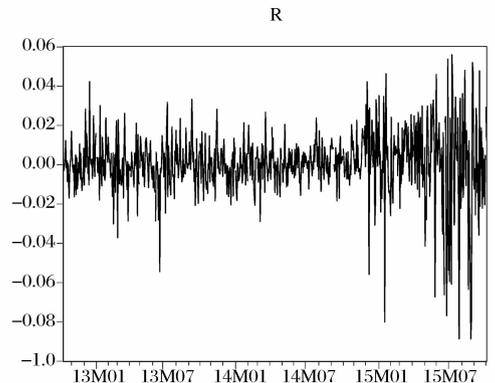


图3 残差序列图

从图 3 的时序图可以看出, R 序列没有明显的非

平稳特征。序列 R 围绕在零值附近波动,大部分时期波动范围在 -0.02~0.02 之间。但是在 2014 年末到 2015 年上半年,序列的波动较大,具有明显的集群效应。这种特征表明残差序列可能存在 ARCH 效应,需要通过 ARCHLM 检验来判定。在进行 ARCHLM 检验之前,先确认其自相关关系及最佳滞后阶数。

4.4 序列 R 的自相关图

R 的自相关函数和偏自相关函数大多数都在 95% 的置信区域内,R 不存在自相关性,因此,构建如下形式的均值方程 $R_t = C + \mu_t$ 。

4.5 滞后阶数的选定

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.126	0.126	11.600	0.001	
2	-0.091	-0.108	17.567	0.000	
3	-0.012	0.014	17.679	0.001	
4	0.143	0.137	32.624	0.000	
5	0.016	-0.024	32.815	0.000	
6	-0.097	-0.074	39.730	0.000	
7	0.042	0.071	40.994	0.000	
8	0.118	0.073	51.269	0.000	
9	0.010	-0.012	51.343	0.000	
10	-0.094	-0.057	57.915	0.000	
11	-0.074	-0.067	61.941	0.000	
12	0.051	0.028	63.864	0.000	
13	0.047	0.036	65.523	0.000	
14	-0.055	-0.034	67.759	0.000	
15	0.014	0.043	67.901	0.000	
16	0.088	0.051	73.655	0.000	
17	0.063	0.036	76.637	0.000	
18	-0.013	0.021	76.763	0.000	
19	-0.072	-0.062	80.662	0.000	
20	0.098	0.085	87.810	0.000	

图 4 序列 R 的自相关图

表 4 滞后 8 阶的结果图

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1 910.009	NA	0.000 283	-5.332 429	-5.326 041	-5.329 962
1	1 915.792	11.532 36	0.000 279	-5.345 787	-5.333 012	-5.340 854
2	1 920.030	8.441 581	0.000 277	-5.354 833	-5.335 670	-5.347 433
3	1 920.111	0.160 147	0.000 277	-5.352 265	-5.326 714	-5.342 398
4	1 926.935	13.552 11	0.000 273	-5.368 532	-5.336 593 *	-5.356 199 *
5	1 927.134	0.395 520	0.000 274	-5.366 296	-5.327 969	-5.351 496
6	1 929.108	3.909 968 *	0.000 273	-5.369 018	-5.324 303	-5.351 751
7	1 930.933	3.608 279	0.000 272	-5.371 321	-5.320 218	-5.351 587
8	1 932.838	3.762 157	0.000 271 *	-5.373 849 *	-5.316 358	-5.351 649

模型的滞后长度 p 一般可根据 AIC 信息准则和 SC 准则取值最小的原则来确定模型的滞后阶数。在实际应用中,由于滞后阶数越大,自由度就越小但是模型的动态特征体现的就越好,因此我们要充分考虑模型的滞后项和自由度。在 AIC 和 SC 不能同时取最小时,采用 LR 检验进行取舍。上表 4 的检验结果表明在 5% 的显著性水平下,综合考虑各个指标滞后 4 阶模型最合理。

4.6 ARCHLM 检验

表 5 GARCH 建模后的 ARCHLM 检验

F-statistic	8.677 380	Prob. F(4,719)	0.000 0
Obs * R-squared	33.341 35	Prob. Chi-Square(4)	0.000 0

选取滞后 4 阶的 ARCHLM 检验,结果如表 5 所示:F 统计量和统计量的概率值 P 都很小,这表明,检验辅助回归方程中所有滞后残差平方项联合显著并且拒绝“残差不存在 ARCH 效应”的原假设,即残差序列存在条件异方差性。

5 EGRACH(1,1) 的回归

5.1 股市剧烈波动阶段时模型的回归结果

本文将在条件方程中引入一个虚拟变量来刻画两个不同阶段融资融券业务对股市波动性的影响。

$$D_1 = \begin{cases} 0, & 2012/10/12 - 2014/3/3 \\ 1, & 2014/3/4 - 2015/10/9 \end{cases}$$

阶段一:2012 年 10 月 12 日至 2014 年 3 月 3 日,共 333 个数据,代表在股市处于平稳阶段时融资融券业务的运行。

阶段二:2014 年 3 月 4 日至 2015 年 10 月 9 日,共 392 个数据,代表在股市剧烈波动阶段时融资融券业务的运行。

$$\ln(\delta_t^2) = -0.1353 + 0.9977\ln(\delta_{t-1}^2) + 0.0480$$

$$\frac{\mu_{t-1}}{\sqrt{\delta_{t-1}^2}} + 0.1592 \left[\frac{|\mu_{t-1}|}{\sqrt{\delta_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + 0.0017D_1$$

Z (-2.676183) (266.2320) (2.879534)

P (0.0074) (0.0000) (0.0040)

AIC = -5.505698 SC = -5.455044

(3.938425) (3.005743)

(0.0001) (0.0026)

$$L = 1084.117$$

表 6 EGARCH 回归结果 1

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D1	0.001 719	0.000 572	3.005 743	0.002 6
Variance Equation				
C(2)	-0.135 279	0.050 549	-2.676 183	0.007 4
C(3)	0.159 176	0.040 416	3.938 425	0.000 1
C(4)	0.048 033	0.016 681	2.879 534	0.004 0
C(5)	0.997 657	0.003 747	266.232 0	0.000 0
R-squared	-0.000 965	Mean dependent var		0.001 091
Adjusted R-squared	-0.000 965	S. D. dependent var		0.020 216
S. E. of regression	0.020 226	Akaike info criterion		-5.505 698
Sum squared resid	0.159 952	Schwarz criterion		-5.455 044
Log likelihood	1 084.117	Hannan-Quinn criter.		-5.485 623
Durbin-Watson stat	1.717 459			

通过上述表 6 回归结果可知,各系数在 5% 的置信水平下都显著。非对称项的系数估计值 ($\beta = 0.0480$) 显著大于 0, 这表明在我国证券市场中, 正冲击所引起的波动要大于同等程度的负冲击所带来的波动, 即存在杠杆效应: 利多消息会比利空消息产生更大的波动。当收到利多消息时 ($\mu_t > 0$), 对条件方差的对数产生 $0.1592 + 0.0480 = 0.2071$ 倍的冲击, 而收到利空消息时 ($\mu_t < 0$), 将对条件方差的对数产生 $0.159176 - 0.048033 = 0.111143$ 倍的冲击。虚拟变量的系数为正, 说明一定情况下融资融券业务

可以显著地加大股市的波动, 此种情况与假设二的结论相符合。

5.2 股市平稳阶段模型的回归结果

为了得到股市在平稳阶段时融资融券对股市的影响, 截取 2013/3/4 到 2014/3/3 一年较为平稳的数据来进行实证分析, 即虚拟变量可以表示成如下形式:

$$D_1 = \begin{cases} 1, 2012/10/12 - 2014/3/3 \\ 0, 2014/3/4 - 2015/10/9 \end{cases}$$

用 EGARCH 模型进行回归得到如下结果:

表 7 EGARCH 回归结果 2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D1	-0.000 344	0.000 682	-0.503 774	0.614 4
Variance Equation				
C(2)	-1.116 357	0.366 164	-3.048 789	0.002 3
C(3)	-0.083 935	0.052 200	-1.607 951	0.107 8
C(4)	-0.133 284	0.036 905	-3.611 579	0.000 3
C(5)	0.870 257	0.040 681	21.392 13	0.000 0
R-squared	-0.000 287	Mean dependent var		-0.000 535
Adjusted R-squared	-0.000 287	S. D. dependent var		0.011 311
S. E. of regression	0.011 312	Akaike infocriterion		-6.153 556
Sum squared resid	0.030 584	Schwarz criterion		-6.081 042
Log likelihood	743.426 7	Hannan-Quinn criter.		-6.124 338
Durbin-Watson stat	1.752 381			

$$\ln(\delta_t^2) = -1.1164 + 0.8703\ln(\delta_{t-1}^2) - 0.1333$$

$$\frac{\mu_{t-1}}{\sqrt{\delta_{t-1}^2}} - 0.0839 \left[\frac{|\mu_{t-1}|}{\sqrt{\delta_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] - 0.0003D_1$$

$$Z \quad (-3.048789) \quad (21.39213) \quad (-3.611579)$$

$$P \quad (0.0023) \quad (0.0000) \quad (0.0003)$$

$$AIC = -6.153556 \quad SC = -6.081042$$

$$(-1.607951) \quad (-0.503774)$$

$$(0.1078) \quad (0.6144)$$

$$L = 743.4267$$

通过上述表 7 回归结果可知,各系数在 5% 的置信水平下都显著。非对称项的系数估计值显著小于 0, 这表明在我国证券市场中, 正冲击所引起的波动要小于同等程度的的负冲击所带来的波动, 即存在杠杆

效应:利空消息会比利多消息产生更大的波动。当收到利多消息时($\mu_t > 0$),对条件方差的对数产生 $-0.0839 + (-0.1333) = -0.2172$ 倍的冲击,而收到利空消息时($\mu_t < 0$),将对条件方差的对数产生 $-0.0839 - (-0.1333) = 0.0494$ 倍的冲击。虚拟变量的系数为负,说明股市在平稳阶段时,融资融券业务可以显著地平抑股市的波动,此种情况与假设一的结论相符合。

6 研究结论

本文通过研究了我国证券市场中上证综指2012年10月12日到2015年10月9日共725个交易日的数据为样本,以R、RZ、RQ、ZQ等指标,运用EGARCH(1,1)模型实证分析了融资融券对股市波动性的影响。综合以上两种结论得出新的发现:融资融券在股市波动不同阶段对股市具有不同的影响,这与我们前面的假设相符合。在股市变动较为平稳的情况下,融资融券能够平抑股市的波动性,股市波动具有杠杆效应且利空消息比利多消息产生更大的波动;但在股市出现剧烈波动的情况下却能显著的加剧股市的波动性,此时利多消息会比利空消息产生更大的波动。

融资融券是一把双刃剑且具有较高的杠杆性,在成倍地放大融资者的收益同时也可能成倍地放大融资者的风险。此次股灾源于我国的证券市场尚不成熟、不完善、不规范,再加上“借钱炒股”的融资融券过快及过高杠杆膨胀的巨大推动,即“资金牛+杠杆牛”最终导致了疯牛、快牛、短命牛。为了避免融资融券对股市带来的负面影响,证监会应该加强对具有高杠杆作用融资融券的监管;在股市发生剧烈波动时,证券交易所可通过缩减标的证券范围、提高融资融券保证金和维持担保比例、暂停特定标的证券的融资买入或融券卖出等措施减少融资融券交易,以平缓其对股市的影响。另外,证监会和交易所在规避风险的同时,还应该完善和规范融资融券业务,让其尽快走入新常态,以发挥其在股市中的积极作用。

参考文献

- [1] 刘焯,方立兵,李冬昕,李心丹. 融资融券交易与市场稳定性:基于动态视角的证据[J]. 管理科学学报,2016(1):102-116.
- [2] 冯玉梅,陈旋,张玲. 融资融券交易对我国股市波动性的影响研究——基于融资融券转常规前后的比较检验[J]. 山东社会科学,2015(2):130-134.
- [3] 梁星韵,刘卫民. 我国融资融券与股票市场波动[J]. 管理论坛,2015(18):22-24.

- [4] 陈海强,范云菲. 融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析[J]. 金融研究,2015(6):159-172.
- [5] 杨丽彬,李虹含,周凯. 融资融券交易对股票价格波动影响研究——基于旅游行业的实证检验[J]. 价格理论与实践,2015(7):85-87.
- [6] 唐艳. 我国股市融资融券与股市波动的VAR模型分析[J]. 金融与经济,2012(9):17-20.
- [7] 杨德勇,吴琼. 融资融券对上海证券市场的实证分析——基于流动性和波动性的视角[J]. 中央财经大学学报,2011(5):28-34.
- [8] ZHAO Z K, S Q LI, H P XIONG. Short sale constraints, disperse pessimistic beliefs and market efficiency: evidence from the Chinese stock market[J]. Economic Modeling, 2014(2): 333-342.
- [9] MARIO M, F DEAN. Short-selling in emerging market: a comparison of market performance during the global financial crisis[J]. Handbook of Short-selling, 2012(11):339-352.
- [10] SAFFI P A C, K SIGURDSSON. Price efficiency and short selling[J]. Review of Financial Studies, 2011(24): 821-852.
- [11] CHANG E, J Y CHEN. Short-sales constraints and price discover: evidence from the Hong Kong market[J]. Journal of Finance, 2007(62):1053-1084.
- [12] BRIS A, W N GOETZMANN, N ZHU. Efficiency and the bear: short sales and markets around the world[J]. Journal of Finance, 2007(62):1029-1079.
- [13] 孙茜,姚俭. 融资融券对我国股市波动性的影响——基于上证指数指标的实证分析[J]. 金融纵横,2012(11):37-41.
- [14] CAI J H, Y M LI, X LI. Liquidity, information asymmetry and short sales constraints: evidence from the Hong Kong stock market[J]. Journal of Finance, 2006(11): 847-869.
- [15] BATTALIO R, P SCHULTZ. Options and the bubble[J]. The Journal of Finance, 2006(5):2071-2102.
- [16] CHAROENROOK A, H DAOUK. A study of market-wide short-selling restrictions[R]. Working Paper, 2005(3):37-54.
- [17] 廖士光,吴淑琨. 融资融券交易的市场冲击效应研究——基于中国台湾证券市场的经验与启示[J]. 财经研究,2008(10):99-109.
- [18] 易丹辉. 时间序列分析方法与应用[M]. 北京:中国人民大学出版社,2011.
- [19] 卢骏,杨季超. 融资融券交易对市场价格发现的影响——基于中国创业板与中小板的研究[J]. 财经论丛,2015(11):43-51.
- [20] 陈思行. 证券信用交易制度对股市波动性的影响——基于台湾市场的实证研究[J]. 世界经济情况,2010(9):47-51.
- [21] 邓梅,夏丹. 融资融券对沪深股市影响的实证分析[J]. 商业经济研究,2011(22):60-61.
- [22] 陈森鑫,郑振龙. 卖空机制对证券市场的影响:基于全球市场的经验研究[J]. 世界经济,2008(12):73-81.

Margin Trading's Impact on the Volatility of the China Stock Market

ZHANG Pin, WANG Bo

(School of Management, Shanghai Polytechnic University, Shanghai 200093, China)

Abstract: Owing to time series has Nonlinear and strong random volatility, this research from the perspective of volatility, using the EGARCH (1,1) model to verify whether the margin tradings' influence on the stock market is different when the stock market at the stable or dramatic fluctuation stages. The results showed that; margin trading has different effects on the stock market's volatility in different stages. (A) In the case of changes in the stock market is relatively stable, the margin can control the volatility of the stock market, while when the stock market rising and dropping suddenly and sharply, it was able to significantly increased volatility of the stock market. (B) Stock market volatility has leverage effect. Bad news have a greater volatility of the stock market than the good news in a stable stage; while the good news leads to greater volatility than the bad news during the dramatic fluctuation stages.

Key words: margin trading; volatility; financing transactions; short sale; leveraged

(上接第 131 页)

- [14] LEE Y C, LIN S B, WANG Y L. A new Kano's evaluation sheet[J]. The TQM Journal, 2011, 23(2): 179-195.
- [15] LEE Y C, WANG Y L, LIN S B. The reformed analytical Kano model[C]//Service Systems and Service Management (ICSSSM), 2012 9th International Conference on. IEEE, 2012: 676-679.
- [16] 王海权, 朱超. 基于多变量灰色模型的机械产品动态需求预测[J]. 机械设计, 2013(5): 13-17.
- [17] 姚海, 金焯, 严隽琪. 产品功能需求的定性及定量分析[J]. 机械工程学报, 2010(5): 191-198.
- [18] 杨慧, 宋华明, 周晶. 收益管理环境下乘客有限理性购票行为研究[J]. 管理科学学报, 2014, 17(6): 20-27.
- [19] RAJESH R, RAVI V, VENKATA RAO R. Selection of risk mitigation strategy in electronic supply chains using grey theory and digraph-matrix approaches [J]. International Journal of Production Research, 2015, 53(1): 238-257.
- [20] HSU C C, CHEN C Y. Applications of improved grey prediction model for power demand forecasting [J]. Energy Conversion and Management, 2003, 44(14): 2241-2249.
- [21] HASTINGS W K. Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications[J]. Biometrika, 1970, 57(1): 97-109.
- [22] 狩野纪昭, 梁红霞, 田彤坤. 质量进化: 可持续增长之路[J]. 中国质量, 2012(10): 14-18.
- [23] 狩野纪昭. 从质量到卓越经营[J]. 中国质量, 2012(2): 13.
- [24] LEE M C, NEWCOMB J F. Applying the Kano methodology to meet customer requirements: NASA's microgravity science program[J]. Quality Management Journal, 1997, 4(3): 95-106.
- [25] 陈波波, 齐佳音, 黄逸珺, 舒华英. 对 KANO 模型中质量要素评价倾向判定方法的改进[J]. 北京邮电大学学报: 社会科学版, 2007(2): 51-54.
- [26] 孟文, 韩玉启, 何林. 基于模糊 Kano 模型的顾客服务需求分类方法[J]. 技术经济, 2014(6): 54-58.
- [27] 邓聚龙. 灰色系统理论教程[M]. 武汉: 华中理工大学出版社, 1990.
- [28] 罗党, 刘思峰, 党耀国. 灰色模型 GM(1,1) 优化[J]. 中国工程科学, 2003(8): 50-53.
- [29] 刘乐, 王洪国, 王宝伟. 基于背景值构造方法的 GM(1,1) 模型优化[J]. 统计与决策, 2009(1): 153-155.
- [30] 杨华龙, 刘金霞, 郑斌. 灰色预测 GM(1,1) 模型的改进及应用[J]. 数学的实践与认识, 2011(23): 39-46.
- [31] 谭冠军, 檀甲友, 王加阳. 灰色系统预测模型 GM(1,1) 背景值重构研究[J]. 数学的实践与认识, 2015(15): 267-273.
- [32] 江艺羨, 张岐山. GM(1,1) 模型背景值的优化[J]. 中国管理科学, 2015(9): 146-152.
- [33] YAMG C C. The refined Kano's model and its application [J]. Total Quality Management & Business Excellence, 2005, 16(10): 1127-1137.

The Research of Civil Aviation Service Quality Dynamic Prediction Based on The Kano Model

KONG Xiang-fen, ZHANG Kai-qi, CHEN Peng

(Aeronautical Engineering Institute, Civil Aviation University of China, Tianjin 300300, China)

Abstract: Dealing with the indefinite rules of the traditional Kano model for quality classification, this paper puts forward a reformed Kano model. Classifying the selected civil aviation service quality elements, predict the quality elements classification of the Kano model basing on the the theory of GM (1, 1) model and Markov chain theory. In the end, through a practical example of the civil aviation service analysis, verifies the applicability of the two models.

Key words: Kano model; similarity theory; grey system theory; GM(1,1) model; probability of stability