

# 融资融券对A股市场影响幅度的研究

贾明琪 赵亮

(兰州大学管理学院 兰州 730000)

**【摘要】** 本文对融资融券余额与上证指数每月日涨幅的标准差进行Johansen协整检验,确定二者具有长期协整关系。再通过建立误差修正模型,发现融资融券余额总是以0.747 477的强度对指数每月日涨幅的标准差进行修正。对两个变量进行Granger因果检验,发现融资融券余额是上证指数每月日涨幅标准差的Granger原因。最后本文结合研究结果给出了一些政策建议。

**【关键词】** 融资融券 涨跌幅 协整分析

## 一、引言

经过两年多的准备,2010年3月31日,经证监会同意,上海证券交易所正式开通融资融券交易系统,接受试点会员融资融券的交易申报。这标志着我国融资融券业务的正式开始,这将弥补我国证券市场无法做“卖空”交易的空白。

融资融券又称“证券信用交易”,是指投资者向证券公司提供担保物,借入资金买入证券或借入证券卖出的行为。包括券商对投资者的融资、融券和金融机构对券商的融资、融券。融资是借钱买证券,证券公司借款给客户购买证券,客户到期偿还本息。融券是借证券来卖,然后以证券归还,证券公司出借证券给客户出售,客户到期返还相同种类和数量的证券并支付利息。

融资融券最早起源于美国,目前一些资本市场比较发达的国家已经将融资融券作为一项成熟的交易制度实施。融资融券业务的推出,将改变证券市场的“单边市”的现状,完善了A股市场价格发现机制。欧、美、日等成熟资本市场经验证明,融资融券对股价的合理定价起到了非常好的促进作用。融资融券有利于充分发挥证券市场的功能,加快了市场中信息的传播速度,也为投资者和券商提供了新的盈利模式。融资融券业务的开展将直接影响股票市场交易的活跃程度和资本的流动性,使股票的价格更加趋向其内在价值。所以研究融资融券对A股市场的影响途径和影响的幅度在当下是非常必要。笔者将在这里运用协整理论的分析方法对融资融券影响A股市场的问题做一些探讨。

## 二、文献回顾

在国外融资融券业务已经发展得比较成熟,学者们从不同的角度对融资融券影响证券市场的问题做了大量的研究。Lee、Yoo(1993)从投资者的不同类型及对市场的不同反应解释了调整初始保证金比例对市场波动性的两种相反效应:投机性效应和流动性效应。Woolridge和Dickinson(1994)的研究表明卖空交易者通过在上涨的市场中增加卖空交易量而在下跌的市场中减少卖空交易量来向整个市场提供流动性。

Anchada、Charoenrook和Hazem Daouk(2003),通过对15家证券市场的研究发现,在附有较为严厉卖空约束条件的新兴市场国家中,股票市场的流动性要明显低于没有卖空约束条件的发达市场国家。

在国内融资融券业务刚刚起步不久,国内学者们对融资融券对证券市场带来的影响比较感兴趣。骆玉鼎、廖士光(2005)运用协整检验和Granger因果检验的方法对台湾证券市场买空交易与市场流动性之间关系做了实证研究,研究发现在不同阶段中,买空交易与市场流动性之间均存在显著的协整关系,且买空交易是市场流动性的Granger原因,融资买空交易为市场提供了流动性。廖士光、杨朝军(2005)利用我国香港股票市场上的数据来实证研究卖空交易机制与市场波动性、流动性间的内在联系,研究结果表明,如果市场上投机性卖空者的比重较大且它们的交易额所占份额也较大时,卖空交易机制在一定程度上会平抑市场的过度波动;反之,卖空交易机制会在一定程度加剧市场的过度波动;如果与卖空交易相关的信息披露程度越低,则卖空交易就越有可能加剧整个市场的动荡。杨德勇、吴琼(2011)以上海证券市场的经验数据研究了融资融券交易的推出对市场流动性和波动性的影响。结果表明,融资融券交易机制与整个市场的波动性存在长期协整关系,而与市场流动性不存在长期协整关系;融资融券交易对市场流动性和波动性有因果引致作用,利用事件研究法对新纳入和剔除融资融券标的证券范围的个股进行参数或非参数检验表明:融资融券交易机制对个股的波动性具有一定平抑作用,并能提升个股流动性。

笔者在查阅了大量文献后,总结了融资融券业务对A股市场的影响途径,再运用协整检验和Granger因果检验以及建立我差修正模型研究融资融券业务对A股市场的影响幅度。

## 三、融资融券影响A股市场幅度的实证研究

### (一)指标的选取

选取融资融券余额(MP\_SS)作为衡量融资融券业务的指标,融资融券余额是指证券市场中累计的融资融券总金额。这

里将融资融券余额的单位确立为千亿元。

选取上证指数和深圳指数期间内每月的日涨幅标准差作为衡量A股市场幅度(RAN)的指标。

$$\text{日涨幅RZF} = \frac{P_1 - P_0}{P_0}$$

其中:  $P_1$  为本日收盘时价格,  $P_0$  为昨日收盘时价格。

$$\text{每月的日涨幅标准差} \delta_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_x)^2}{n-1}}$$

其中:  $n$  为当月交易的天数;  $x_i$  为期间日涨幅;  $\mu_x$  为期间平均日涨幅。

本文数据来源于上海证券交易所网站、深圳证券交易所网站以及搜狐证券。

### (二)实证研究

1. 本文划分了三个阶段来观测融资融券推出后上证指数和深圳指数的变化情况, 进而分析融资融券对A股市场幅度的影响, 以市场周涨幅的标准差来反映, 如表1所示:

$$\text{周涨幅的标准差} \sigma_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \theta)^2}{n-1}}$$

其中:  $\theta$  是期间平均涨幅,  $\theta = \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n x_i$ ;  $x_i$  为区间涨幅。

表1 分三个阶段预测融资融券对上证指数与深证指数的影响

不同阶段	融资融券未启动阶段 (2001.1.4~2008.9.30)	融资融券试点准备阶段 (2008.10.6~2010.3.30)	融资融券市场操作阶段 (2010.3.31~2011.10.28)
上证指数			
均值	0.000 885 4	0.004 870 7	-0.002 159 1
标准差	0.036 158 26	0.045 568 65	0.029 629 1
观测数	384	76	82
深圳成指			
均值	0.002 021 9	0.007 8107	-0.001 187 8
标准差	0.040 413 74	0.052 647 58	0.034 804 55
观测数	384	76	82

从表1可以看出, 在融资融券市场操作阶段时的上证指数标准差与深证指数标准差分别为0.029和0.035, 这不仅小于融资融券试点准备阶段的0.046和0.053, 而且也小于融资融券未启动的阶段的0.036和0.040, 说明在融资融券准备阶段也就是将要推出的时候, 股市指数上涨或下跌的幅度要大于融资融券未启动阶段, 然而当融资融券正式运行后, 股市指数上涨或下跌的幅度反而是比以往都要小。说明融资融券业务对于稳定股市、抑制股市波动性有一定的积极作用。

为了研究融资融券是怎样影响A股市场幅度的, 本文选用2010年3月31日至2011年10月28日为研究区间, 选取这区间内的数据以上海证券交易所为例对MP\_SS和RAN做进一步的研究。

2. 对序列进行稳定性检验。在日常计量经济中使用的标准估计方法有赖于变量的均值和方差是常数, 与时间无关, 既是平稳变量, 其特点是: 统计特性不随时间的推移而变化, 或者说不随时间原点的选取而变化。而许多经济时间序列都是非平稳的。

为了避免在研究中出现“伪回归”, 有必要对MP\_SS与RAN两个变量进行平稳性检验。若一个变量是  $y_t$  为非平稳的,

对其进行  $d$  阶差分后是平稳的, 就称时间序列  $y_t$  是  $d$  阶单整的, 记为  $I(d)$ 。进行协整检验的前提是两个时间序列都是  $I(d)$ , 即两个时间序列是同阶单整。

采用时间序列软件Eviews6.0分别对原序列(MP\_SS、RAN), 一阶差分序列( $\Delta MP\_SS$ 、 $\Delta RAN$ )做ADF单位根检验, 检验结果如表2所示:

表2 各序列的ADF检验结果

序列	检验形式(c,t,k)	ADF统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
MP_SS	(c,t,0)	-3.286 909	-4.571 559	-3.690 814	-3.564 65	不平稳
$\Delta MP\_SS$	(c,t,0)	-5.271 336	-4.616 209	-3.710 482	-3.297 799	平稳
RAN	(c,t,0)	-3.146 319	-4.571 559	-3.690 814	-3.286 909	不平稳
$\Delta RAN$	(c,t,0)	-6.412 945	-4.616 209	-3.710 482	-3.297 799	平稳

注: ①  $\Delta$  表示原序列的一阶差分序列。② 检验形式中,  $c$  代表截距项;  $t$  代表时间趋势项;  $k$  表示滞后阶数。滞后阶数的选取根据施瓦茨(Schwartz)信息准则。

从表2中可以看出, 原序列MP\_SS和RAN在10%显著水平上均没有拒绝存在单位根的原假设, 说明MP\_SS和RAN是非平稳的。然而一阶差分序列 $\Delta MP\_SS$ 和 $\Delta RAN$ 在1%显著水平上拒绝了存在单位根的原假设, 说明 $\Delta MP\_SS$ 和 $\Delta RAN$ 是平稳序列, 即是  $I(0)$ , 所以MP\_SS和RAN都是  $I(1)$  的, 可以对二者进行协整检验, 研究其长期均衡关系。

3. 协整分析。本文选取LR、FPE、AIC、SC、HQ五个评价指标确定VAR模型的最优滞后期, 五个指标都认为MP\_SS和RAN建立的VAR模型是VAR(1), 即最优滞后期是1。对序列进行Johansen协整检验, 检验结果如表3所示:

表3 (RAN, MP\_SS)的Johansen协整检验结果

变量组	滞后期	协整方程数	特征值	迹统计量	5%显著水平	$\eta$ 统计量	5%显著水平
(RAN, MP_SS)	1	没有	0.432 703	24.78 122	20.26 184	9.636 831	15.892 10
		至多一个	0.261 114	5.144 391	9.164 546	5.144 391	9.164 546

注:  $\eta$  表示最大特征值。

从表3中可以看出, 两个变量间不存在长期均衡关系的假设在5%显著水平下被拒绝, 两个变量最多存在一个协整向量的假设被接受。说明它们具有协整关系。得到一个被标准化的协整向量表达式:

$$SAN = 0.009 7 + 1.96 \times 10^{-3} MP\_SS + \varepsilon_t$$

4. 建立误差修正模型(Error Correction Model, ECM)。虽然RAN与MP\_SS之间存在长期的均衡关系, 但是两个变量很少处于均衡点上, 我们所观察的是短期的或者是非均衡关系, 为了能够度量变量偏离共同随机趋势时的调整速度, 我们需要建立误差修正模型(ECM)。一个一阶线性自回归分布滞后模型ADL:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ ,  $|\alpha_1| < 1$ , 设  $y^* = E y_t, x^* = E x_t$ , 所以

$$y^* = \alpha_0 + \alpha_1 y^* + \beta_0 x^* + \beta_1 x^*$$

$$\text{即 } E y_t = \alpha + \beta E x_t, \alpha = \alpha_0 / (1 - \alpha_1), \beta = (\beta_0 - \beta_1) / (1 - \alpha_1)$$

将(1)式整理得到:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \beta_0 - \Delta x_t + \varepsilon_t$$

这就是误差修正模型ECM,其中 $(y_{t-1}-\beta x_{t-1})$ 为误差修正项,记为 $ecm_t$ 。

根据前文分析,变量RAN与MP\_SS之间存在唯一协整关系,可以建立误差修正模型。误差修正模型如下:

$$RAM_t = 0.009\ 307 + 0.252\ 523 RAM_{t-1} + 3.942\ 6 \times 10^{-3} MP\_SS_{t-1} - 3.443\ 1 \times 10^{-3} MP\_SS_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(3.774\ 51)      (1.152\ 183)      (3.567\ 192)      (-2.941\ 468)

$$R^2 = 0.553\ 77, D-W = 1.586\ 907, F = 5.791\ 312$$

方程下面括号内的值表示系数对应的T统计量。拟合方程中调整的 $R^2$ 为0.553 77,F统计量5.791 312远远高于其显著水平0.000 000,说明方程的拟合效果不错,整体线性关系较为显著。D-W值为1.586 907,说明方程不存在序列相关性。

根据(2),可以将模型整理为如下形式:

$$\Delta RAM_t = 0.009\ 307 + 0.747\ 477 ecm_t + 3.942\ 6 \times 10^{-3} \Delta MP\_SS_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中:误差修正项的系数为负,这就符合反向修正机制。从(3)式中可以看出,误差修正项 $ecm_t$ 的系数是-0.747 477,表明误差修正项对 $\Delta RAM_t$ 的修正速度是0.747 477。意思是说,当市场的震动幅度偏离长期均衡状态 $SAN = 0.009\ 7 + 1.96 \times 10^{-3} MP\_SS$ 时,融资融券业务将会以0.747 477的修正速度使得这种偏离值向下一期的均衡值调整。

**5. Granger因果检验。**判断一个变量的变化是否是引起另一个变量变化的原因,这是计量经济学中常见的问题。如果x是y的Granger原因,必须有两个条件:第一,用去预测y要比仅用y的过去值去预测y的效果要好。第二,不能根据y预测x,因为如果能够根据x预测y,又能根据y预测x,很可能x和y都是由第三个或更多的其他变量决定的。

用Eviews6对RAN和MP\_SS做Granger因果检验,检验结果如表4所示:

**表4** Granger因果检验结果

检验项目	滞后期	F统计量	P值	结论
RAN不是MP_SS的Granger原因	1	0.405 364	0.816 5	接受原假设
MP_SS不是RAN的Granger原因	1	1.112 523	0.573 3	拒绝原假设
RAN不是MP_SS的Granger原因	2	0.362 511	0.732 6	接受原假设
MP_SS不是RAN的Granger原因	2	1.134 052	0.456 1	拒绝原假设

从检验结果可以看出,滞后1期和滞后2期结果相同,RAN不是MP\_SS的Granger原因的假设被接受,MP\_SS不是RAN的Granger原因的假设被拒绝。说明MP\_SS是RAN的Granger的原因。因此,融资融券余额是A股市场幅度变化的Granger原因,融资融券余额能够影响A股市场的幅度。

**四、研究结论及政策建议**

通过上面的研究,我们可以的出以下三点结论:①经过Johansen协整检验,RAN与MP\_SS之间存在着长期协整关系,两者之间存在着唯一的协整向量,两者长期会向这个向量的均衡方向发展。即日涨幅就会偏离其均值一定的点数。说明MP\_SS在长期会以这样的幅度影响A市场的涨幅。②通过误

差修正模型可以知道,在短期内,MP\_SS总是以0.747 477的强度将涨幅日标准差向长期均衡状态调整,这种反向的调整机制,能够稳定市场的波动。对于A股市场的涨跌幅度,在短期内,MP\_SS能够控制其趋向长期均衡方向。③通过Ganger因果检验,我们知道MP\_SS是影响市场涨跌幅度的Granger原因,MP\_SS的变化总会引起RAN的变化。说明要控制市场的涨跌幅度,控制融资融券余额是一种有效的方法。

从以上研究可以看出,融资融券业务总是从许多方面影响着A股市场。我们可以给出以下三点建议:①控制A股市场的波动幅度,可从控制融资融券余额着手。融资融券余额和A股市场每月日涨幅标准差之间存在协整关系,无论是长期还是短期,融资融券余额的多少,影响着大盘指数波动的幅度。所以要控制A股市场的指数波动幅度,可以利用一些措施控制融资融券的余额,从而达到控制市场波动幅度的目的。②放松监管力度,寻求有效监管措施。融资融券业务作为一种我国证券市场的新业务,会多我国证券市场带来积极的影响,这需要各方的支持,宽松的环境,才能得到很好的发展。然而融资融券业务也会给市场带来一些消极影响,这就需要监管层对其进行抑制。所以应该放松监管的力度,使融资融券业务得到更大的发展空间,同事也要寻求有效的监管措施,尽量将其带来的负面影响消除。③尽早出台关于证券公司转融通制度。现在我们的试点证券公司只能运用自有资金开展融资融券业务,这就使得融资融券业务各项功能不能完全发挥。应把银行和保险公司、养老基金等非银行金融机构纳入证券信用交易体系中来,真正实现货币市场和资本市场的连通,为此,笔者建议尽早出台关于证券公司转融通的制度。

**【注】**本文受兰州大学中央高校基本科研业务费专项资金(项目编号:11LZUJBWZY050)资助。

**主要参考文献**

1. Woolridge J. R., Dickinson. Short-selling and common stock price. Financial Analysts Journal, 1994; 1
2. Hazem Daouk, Anchada Charoenrook. A Study of Market-Wide Short-Selling Restrictions. SSRN Working Paper Series. Rochester, 2005; 5
3. 廖士光, 杨朝军. 卖空交易机制、波动性和流动性一个基于香港股市的经验研究. 管理世界, 2005; 12
4. 骆玉鼎, 廖士光. 融资买空交易流动性效应研究——台湾证券市场经验证据台湾证券市场经验证据. 金融研究, 2007; 5
5. 李谦. 融资融券业务对资本市场的影响. 中国金融, 2009; 5
6. 开昌平. 融资融券业务对我国证券市场的影响. 中国金融, 2010; 4
7. 谷文林, 孔祥忠. 融资融券业务对市场资本流动性的短期影响. 证券市场导报, 2010; 7
8. 杨德勇, 吴琼. 融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角. 中央财经大学学报, 2011; 5