

基于 EMD 方法的融资融券顺周期性研究

潘婉彬, 张 恋

(中国科学技术大学管理学院, 安徽合肥 230026)

摘要: 将经验模态分解(EMD)方法应用于度量金融市场的周期性,通过检验融资融券交易与股票指数周期性的相关性来研究我国融资融券业务的顺周期性. 研究结果表明,融资交易对整体市场存在顺周期效应,而融券交易则存在逆周期效应. 进一步应用向量自回归(VAR)模型分别检验了融资业务和融券业务与股指的动态影响机制. 研究结果发现股指对融资的脉冲响应为正,融资的顺周期性加剧了市场的上涨和下跌;股指对融券的脉冲响应为负,但不显著,原因在于融券规模过小,其逆周期效应无法起到平稳市场的作用.

关键词: 融资融券; 顺周期性; EMD 方法; 向量自回归模型

中图分类号: C812 **文献标识码:** A doi: 10.3969/j.issn.0253-2778.2020.08.015

引用格式: 潘婉彬,张恋. 基于 EMD 方法的融资融券顺周期性研究[J]. 中国科学技术大学学报,2020,50(8): 1144-1155.

PAN Wanbin, ZHANG Lian. Pro-cyclicity of margin trading and short selling based on EMD method [J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2020,50(8):1144-1155.

Pro-cyclicity of margin trading and short selling based on EMD method

PAN Wanbin, ZHANG Lian

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: The empirical mode decomposition (EMD) method was applied to measure the cyclical fluctuations of the stock index, and then used to study the pro-cyclicity of China's margin trading and short selling. The research results show that margin trading has a positive pro-cyclical effect on the overall market, and short selling has a counter-cyclical affect. The vector autoregressive (VAR) model was applied to test the dynamic between margin trading and short selling and stock index. It was found that the impulse response of stock index to margin trading is positive, and the pro-cyclicity of margin trading aggravates the rise and fall of the market; the impulse response of stock index to short selling is negative but not significant, because the scale of securities lending is too small and its counter-cyclical effect can not stabilize the market.

Key words: margin trading and short selling; pro-cyclicity; empirical mode decomposition method; vector autoregressive model

0 引言

从经济周期的角度看,经济主体的行为选择有顺周期性和逆周期性之分. 顺周期性是经济学中用于描述一个经济量与经济波动之间呈正反馈关系的一个概念. 周小川^[1]在对当前的全球性金融危机进行反思后,认为近年来在经济金融体系中,通常有多个反馈环,有些是正反馈,有些是负反馈;宏观和微观的层面上有太多的正反馈环,而负反馈环不多,因此系统呈现非常明显的顺周期性特征. 我国“十二五”规划明确提出,要构建逆周期的金融宏观审慎管理制度框架,这对于进一步加强和改进我国

金融宏观调控,提升系统性风险防范能力,熨平经济周期性,保持经济金融平稳较快发展具有重要的现实意义.

2010年3月31日我国正式开始融资融券试点工作. 融资融券交易又称“证券信用交易”或保证金交易,是指投资者向具有融资融券资格的证券公司提供担保物,借入资金买入证券(融资交易)或借入证券并卖出(融券交易)的行为. 融资融券业务对市场最主要的影响在于实现了杠杆交易和引入了卖空机制,增添了市场的负反馈调节功能. 当市场繁荣时,由于存在卖空机制,能够防止市场过度泡沫;而当市场衰退,杠杆机制帮助缓解市场资金压力,

收稿日期: 2020-06-29; 修回日期: 2020-07-25

基金项目: 安徽省自然科学基金(2008085MG235), 教育部人文社会科学青年基金(17YJZH161)资助.

作者简介: 潘婉彬(通讯作者),女,1977年生,博士/副教授. 研究方向:行为金融与公司金融. E-mail: wbp@ustc.edu.cn

改善流动性不足的情况.因此融资融券不仅承载着刺激A股市场活跃、缓解市场的资金压力的目的,而且增添了金融体系内的逆周期调控功能,从而保障我国经济金融能够平稳较快发展.

融资融券制度自成立以来一直备受质疑.例如,在2015年上半年的牛市中,融资余额达到前所未有的高值2.27万亿元,同时股指也达到了多年的高峰5353点;下半年股指暴跌,融资余额也急剧减少,此次暴涨暴跌被社会各界认为是融资融券交易引入的杠杆机制加剧了市场中杠杆投机行为造成的.融资融券的顺周期性可以定义为:当市场处于繁荣周期时期,资产价格上升,保证金率下降,融资融券业务规模扩大,促使市场产生泡沫;而当市场处于萧条周期时,资产价格下降,可抵充保证金的资产规模缩小,融资融券规模缩小,加剧了市场的下跌.

2008年金融危机过后,学术界对整体金融体系的顺周期性进行重新审视^[2].而中国金融市场的融资融券业务作为杠杆交易的一种,是否存在顺周期性?融资融券余额的变动与股票市场整体价格的变动是存在何种模式?融资融券业务能否发挥稳定市场的功能,保证我国金融体系平稳较快发展?因此研究融资融券业务在我国市场是否呈现顺周期性很有必要.

本文主要工作如下:第一,运用经验模态分解(empirical mode decomposition, EMD)方法对金融经济变量的周期性进行了研究. EMD方法在处理非平稳非线性数据具有明显的优势,而金融经济变量通常具有非平稳非线性的性质; EMD方法尤其适合处理比季度数据更高频的日数据. 本文将EMD方法应用于金融经济变量的周期性的处理上,为金融经济体系内顺周期性的研究引入了一种新的方法. 第二,已有研究大多从融资融券对股市波动率的影响进行探究,本文从顺周期性的角度对融资融券业务与股票市场整体价格的关系进行了探究,探讨融资融券业务是否起到稳定金融市场作用,为政策制定者发展融资融券业务提供了参考. 第三,进一步应用向量自回归(vector autoregressive, VAR)模型分别检验了融资业务和融券业务与股票指数价格的相互动态影响机制,丰富了当前融资融券的文献研究.

1 文献综述与假设

1.1 文献综述

国内外学者对金融周期的度量,基于对金融经济变量时间序列的不同假设,可分为以下三类方法:

①线性趋势分解法,假设金融经济序列平稳且存在时间变化趋势,对时间序列分离出趋势项而获得周期成分,其中常用的方法有回归分析法、移动平均法和阶段平均法.然而大多数金融经济变量存在单位根,因此该方法在对金融经济变量的平稳假设受到质疑^[3-4].

②状态域分解法,假设金融经济时间序列具有随机性趋势,对时间序列分解成状态空间中各类波

动成分,从而从相应取值中分辨出带有随机性的趋势成分以及特质部分的周期波动,其中具有代表性的方法包括: Beveridge-Nelson (BN) 分解^[5] 和 Kalman 分解^[6].

③时频域分解法,通过相应滤波算子或谱分析将序列分为缓慢变动的趋势成分以及围绕趋势上下变动的周期成分.其中滤波算子代表的有HP滤波分解和BP滤波分解,而在傅里叶变换的基础上进行分解趋势及周期成分的主要代表方法有谱分解^[7]和小波算子^[8].

时频域分解法中的HP滤波、BP滤波等方法在金融体系及宏观经济周期性的提取中应用较多.常见的做法是通过HP滤波、BP滤波方法提取出相应趋势项,然后通过对趋势项进行去除从而得到相应周期性成分^[9].但是,HP滤波存在需要主观选取的参数,且近来一些研究表明,HP滤波存在一些较难克服的缺陷.其中King和Rebelo^[10]指出,HP滤波器的准确性会随序列时序特性的变化而变化;Harvey和Jaeger^[11]进一步证实,当目标序列不平稳时,HP滤波器分离出的周期性可能包含伪周期信息.同时对于BP滤波而言,通过 n 项超前、滞后期对称滤波得到的序列将失去原序列两端各 n 个观测值,这对数据量较少的宏观数据是一个很大的损失.

本文运用EMD方法^[12]对金融周期进行提取. EMD方法是依据数据自身的时间尺度特征来进行信号分解,无须预先设定任何基函数.与HP、BP滤波算法相比,它是一种自适应的数据处理或挖掘方法,在处理非平稳及非线性数据上具有非常明显的优势,适合于分析非线性、非平稳信号序列,具有很高的信噪比,可以更准确地衡量金融周期.

关于融资融券业务,国外学者则主要通过通过对杠杆交易的顺周期性以及卖空机制对市场的影响的角度进行了研究.而我国融资融券业务引入时间不长,国内学者现多从波动性的角度来探究融资融券对市场的稳定功能.

国内外学者通过对金融体系内杠杆交易的顺周期性进行研究,发现金融体系内杠杆交易的顺周期性会扩大市场的波动,造成市场的不稳定. Adrian和Shin^[13]研究发现,顺周期的杠杆率会使得资产的价格波动反映到资产负债表中,进而扩大了市场金融周期的波动.袁闯^[14]则在研究中指出,我国证券业与商业银行一样具有较强的顺周期性与风险传染性,因此对于证券行业进行宏观审慎监管对行业稳定与宏观经济整体运行具有重要意义. Nuño和Thomas^[15]则从实证的角度分析了银行中杠杆率的波动性,发现杠杆率波动与总资产、GDP的波动具有正相关性;刘志洋和宋玉颖^[16]从定性的角度分析了融资融券业务的顺周期性,认为融资融券交易可能引发金融体系内的系统性风险,并提出应当加强数据库建设,防范和管理融资融券的系统性风险.

国外学者探究了卖空机制对市场的影响.一种观点认为卖空交易并不能稳定市场,其中“金字塔和倒金字塔”理论认为在投资中投资者对价格预期

存在惯性作用,可解释为当价格上升时投资者预期价格会继续上升,而在价格下跌时投资者预期仍会继续下跌,因而卖空机制会具有助涨杀跌的作用,造成市场的不稳定^[17-18]。另一种观点认为卖空机制有助于稳定市场,卖空机制能够将市场中负面消息不断释放,充分反映市场的信息,从而减少累计的负面消息造成股市的暴跌,而且卖空机制有助于价格发现功能,能够更好地促使股价回归,达到稳定市场的作用^[19-20]。还有一种观点认为卖空机制对市场稳定没有显著影响^[21]。

我国对融资融券是否稳定了市场的研究中,多是从融资融券对股市波动率的影响进行了探究,研究结论并不统一。一种观点认为,融资融券交易恶化了标的股票的崩盘风险,放大了市场中投资者情绪效应,加剧了市场的波动^[22-23]。且融资交易与融券交易在我国具有一定特有的性质,融资交易提供了市场跟风的渠道,加剧了市场的波动,而融券交易规模较小,则几乎无影响^[24]。一种观点认为融资融券交易起到了平抑市场波动的作用,且融资融券业务抑制市场波动的效果随着融资融券标的扩容和交易规模增大,其稳定性不断加强^[25]。还有一种观点认为融资融券对市场稳定不起作用。当前融资融券规模较小,股市波动更多源于外在因素及自身的惯性影响^[26-27]。

上述研究关于融资融券业务是否稳定了市场仍存在争议,且多从融资融券对股指波动性的影响角度进行研究,而从融资融券业务顺周期性角度研究的成果主要为定性论述,缺乏基于融资融券数据的实证研究。融资融券业务在我国发展时间较短,投资者结构和交易规模与国外存在着巨大的差异,我国融资融券交易投资者以个人投资者为主,更易发生惯性交易以及羊群效应。而我国融资融券交易中 99% 的交易规模由融资交易构成,融资交易的杠杆机制在我国以个人投资者为主的交易结构下,是否会出现助涨助跌的顺周期效应? 是否能起到稳定市场的作用? 因此从顺周期性的角度来探究融资融券是否发挥稳定市场的作用具有重要意义。

1.2 研究假设

H1: 融资业务具有逆周期性。

融资业务的杠杆融资功能可以放大证券的供求,增加市场的交易量,对于市场的流通性与交易活跃性有着明显的促进作用,同时也为市场提供了逆周期调节的能力。当市场出现过热时,融资业务杠杆做多的投资者意识到泡沫的到来,会卖出所持有证券以锁定利润,卖方规模上升,扩大证券供应量,缓解了证券供不应求的状态,从而抑制了市场泡沫的继续与膨胀。另一方面,当市场因泡沫破灭而使得资产价格下降,多头交易者看到市场上空间,通过融资业务抵押资产获得更多资金购入证券,融资规模放大,买方势力上升,缓解了市场流动性不足的局面,市场开始复苏,防止市场出现暴跌的情形。因此融资业务不仅刺激了市场的活跃、缓解了市场流动性不足的情况,更具有逆周期调控的功能保障了市场的平稳发展。

H2: 融资业务具有顺周期性。

对于我国而言,融资投资者结构不合理。中金公司 2015 年统计,我国融资融券业务自试点以来,个人投资者占比高达 99%,机构投资者仅为 1%,专业机构投资者,如公募基金、保险、信托、QFII 等,还不能向证券金融公司出借证券,也不能直接参与融资融券业务,制约了机构投资者在稳定证券市场、丰富金融创新产品等方面发挥积极作用。由于融资融券本身就是风险较大的投资,而个人投资者缺乏成熟的心理和专业的知识,在实际操作中,投机性强,更注重短期收益,不能合理利用信用交易机制,影响融资融券平抑股价功能的发挥。个人投资者的交易行为具有较大的非理性,羊群效应明显,易出现追涨杀跌的情况^[28]。因此对于融资杠杆交易而言,投资者结构的失衡,个人投资者的非理性及缺乏专业的知识,在实际操作中易出现追涨杀跌的情况。在市场上升阶段,投资者盲目乐观,对资产价格预期良好,保证金率下降,多头方为获取更大利益通过融资业务进行杠杠融资,导致信贷等资金大量进入证券市场,融资规模放大,证券需求上升,市场不断上涨并形成泡沫,积累了大量金融风险。在市场下降阶段,抵押品资产价格下降,保证金率上升,可融资规模下降,市场信心不足,预期下降,市场流动性不足,融资规模不断下降,促使市场加速下降,从而融资业务对市场出现助涨助跌的顺周期效应。

H3: 融券业务具有逆周期性。

融券业务作为卖空机制引入我国市场,卖空机制能够促使市场中负面消息及时释放,从而降低了因累计负面消息而造成股市暴跌的可能性,而且有助于提高市场的价格发现功能,促使市场价格回归理性,达到了稳定市场的作用。即当市场出现过热时,敏感的投资者意识到可能出现的泡沫,于是通过融券业务借入证券进行卖空,融券规模上升,证券供应量增大,卖方势力增强,从而抑制了市场泡沫的继续与膨胀。另一方面,当市场因泡沫破灭而使得资产价格下降,先前通过融券卖空的投资者为了锁定已有的利润,会买入证券归还因融券出现的债务,增加了证券的需求,防止市场出现暴跌的情形。因此融券业务具有逆周期调控的功能,保障了市场的平稳发展。

H4: 融券业务具有顺周期性。

融券业务卖空机制的引入会使得我国市场惯性预期作用加速实现,加剧了市场的不稳定。融券的卖空机制为市场中投资者进行卖空和跟风操作提供了便利条件,放大了投资者情绪效应。基于“金字塔和倒金字塔”理论,在投资中投资者对价格预期存在惯性作用,可解释为当价格上升时投资者预期价格会继续上升,而在价格下跌时投资者预期继续下跌。而卖空机制的引入则会使得市场中惯性预期作用加速实现,加剧了市场的不稳定。即当市场上升时,投资者预期价格继续上涨,投资者情绪盲目乐观,融券卖空方为避免市场继续上升而造成无限损失,及时买入证券以归还融券债务,市场对证

券的需求增加,加剧了市场供不应求的紧张局面,市场价格不断膨胀而催生泡沫;而当市场下跌,投资者情绪悲观,市场预期价格继续下降,融券卖空方加大卖空力度以赚取更多收益,融券规模上升,空头方势力迅速加大,加速了市场的下跌.因此融券业务对市场存在助涨助跌的顺周期效应,未能起到稳定市场的作用.

2 EMD 方法介绍

EMD 方法是基于信号局部特征时间尺度,将原信号分解为有限个本征模态函数 (intrinsic mode function, IMF), 所分解出来的各阶 IMF 分量包含了原信号中不同时间尺度相应的局部特征信号. 其本质上是对数据序列或信号的平稳化处理, 其结果是将信号不同尺度的波动或趋势分解开来, 产生一系列具有不同特征尺度的数据序列, 每一个序列代表了原信号中所包含的一个尺度波动成分, 而余项通常代表了原信号的趋势. 该方法与 HP, BP 滤波算法相比是一种自适应的数据处理或挖掘方法, 更适合非线性、非平稳时间序列的处理. 股票市场指数信号经 EMD 算法分解后, 可得到若干个彼此间影响甚微的基本模式分量, 这些分量具有不同的尺度, 代表了多个外在冲击, 包括宏观政策等对股票市场不同经济周期波动的作用. 而本文则将分解的多个本征模态函数 IMF 叠加, 以代表相应股票市场信号本质的波动情况, 从而用于融资融券与股票市场周期波动是否存在顺周期性的研究.

EMD 方法假设任何信号均可由不同 IMF 分量组成, 其中 IMF 分量必须满足两个条件: ①在整个时间范围内, 其过零点和极值点的数目必须相同, 或最多相差一个; ②在任意时刻, 其局部上下包络线平均值必须为零.

EMD 方法算法步骤如下:

①找出原信号 $x(t)$ 的所有局部极大值点和局部极小值点, 然后用包络线分别将上下极值点连接起来, 记为上包络线 $u_1(t)$ 和下包络线 $l_1(t)$, 算出上下包络线的均值为平均包络线, 记为 $m_1(t)$:

$$m_1(t) = \frac{u_1(t) + l_1(t)}{2} \quad (1)$$

数据 $x(t)$ 与 $m_1(t)$ 之差记为 $h_1(t)$:

$$x(t) - m_1(t) = h_1(t) \quad (2)$$

这时如果得到的 $h_1(t)$ 不满足 IMF 的两个条件, 则对 $h_1(t)$ 重复上述式(1)、(2)操作得到:

$$h_1(t) - m_{11}(t) = h_{11}(t) \quad (3)$$

其中 $m_{11}(t)$ 为 $h_{11}(t)$ 上下包络的均值, 重复这一过程, 直到 $h_{1k}(t)$ 为 IMF 为止, 此时有

$$h_{1(k-1)}(t) - m_{1k}(t) = h_{1k}(t) \quad (4)$$

当 $h_{1k}(t)$ 为 IMF, 定义 $c_1(t) = h_{1k}(t)$ 即从原始信号中分离出第一个 IMF, 其中包含信号局部最小的尺度部分.

②把 $c_1(t)$ 从数据中分离出来, 有

$$r_1(t) = x(t) - c_1(t) \quad (5)$$

式中, $r_1(t)$ 为 $x(t)$ 去掉高频分量 $c_1(t)$ 的差值数据序列, 此时 $r_1(t)$ 一般还包含 IMF 分量. 把

$r_1(t)$ 作为新数据重复如上处理, 直到得到一个 $r_n(t)$ 无法再进行 EMD 分解为止:

$$r_1(t) - c_1(t) = r_2(t), \dots, r_{n-1}(t) - c_n(t) = r_n(t),$$

因此有

$$x(t) = \sum_{i=1}^n c_i(t) + r_n(t) \quad (6)$$

式中, $c_i(t)$ 是各阶的 IMF 分量, 代表了序列的本质局部变化情况, $r_n(t)$ 为长周期的光滑曲线, 是宏观趋势项.

3 研究设计

3.1 样本选择

3.1.1 融资融券数据

2010 年 3 月 31 日, 我国正式启动了融资融券业务试点工作, 初始标的证券 90 只. 经过一年多的试点工作, 在 2011 年 11 月 25 日, 沪深交易所分别发布《融资融券交易实施细则》, 融资融券业务由试点转为常规. 同时, 沪深交易所还分别调整融资融券标的证券范围, 由原来的 90 只标的证券, 扩容为 278 只. 后来又经过 5 次扩容, 由最初的 90 只, 扩容为 2019 年 6 月末的 1600 只标的证券. 交易规模上, 融资融券试点首日余额为 659.07 万元, 而在转为常规的新一年, 2012 年 1 月 4 日, 融资融券余额为 381.79 亿元, 接近 5800 倍的增长. 由于融资融券业务在初期规模增长过于迅速, 数据不平稳. 因此本文选取融资融券成为常规业务以后的时间段为样本区间, 区间选取为 2012 年 1 月 4 日到 2019 年 6 月 13 日, 共 1808 个日数据样本. 首先, 选择该期间股票市场总体融资融券余额数据作为变量进行研究. 进一步, 由于在我们的研究期间, 融资融券标的股票不断扩容. 为了区分融资融券余额这个变量的增大是由于业务本身需求的增大还是扩容导致的增大, 本文选取最初的 90 只股票作为样本进行探究. 样本股筛选条件为: 一、剔除在 2012~2019 年期间曾丧失融资融券资格, 数据不连续的股票; 二、剔除停牌超过一个月或退出股市的股票. 最终得到 71 只标的证券. 根据这 71 只股票的融资融券余额数据, 加总后获得新的融资融券样本股余额数据.

为了解整体融资融券业务的情况, 我们对 71 样本股融资融券余额与所有具有融资融券资格股票的融资融券余额数据进行了对比. 从 71 样本股融资融券余额占整体股票年平均融资融券余额来看, 虽随着融资融券标的数量不断扩容, 但融资余额在总体加权平均占比达到了 26.56%, 融券达到了 31.78%; 2019 年, 71 样本股数量占比 4.44%, 融资余额占比达到了 22.09%, 融券余额占比达到了 21.70%; 表明 71 样本股在数量占比虽少, 但其流动性强, 具有很好的代表性. 总体而言, 该 71 样本股能够很好地代表我国融资融券的市场情况.

3.1.2 市场指数数据.

沪深 300 指数样本覆盖了沪深市场六成左右的市值, 具有良好的市场代表性, 因此本文选择沪深 300 指数做为市场指数来计算股票市场的周期性. 本文融资融券数据来自 WIND, 股指数据来自国泰

安数据库(CSMAR),样本期间为 2012 年 1 月 4 日至 2019 年 6 月 13 日,共 1808 个交易日数据。

表 1 样本股融资融券余额在整体标的股票年平均占比情况

Tab.1 The average annual percentage of the balance of margin trading and short selling of sample stocks in the overall underlying stock

年份	融资余额年平均占比	融券余额年平均占比
2012	49.83%	55.22%
2013	33.48%	39.92%
2014	23.58%	35.32%
2015	24.62%	25.85%
2016	17.79%	26.59%
2017	18.95%	30.02%
2018	22.15%	19.67%
2019	22.09%	21.70%
加权平均占比	26.56%	31.78%

3.2 变量定义

3.2.1 市场周期性变量

本文通过 EMD 方法对沪深 300 指数的对数日收盘价格 p_t 进行分解,得到相应趋势项 g_t 和各阶本征模态函数 IMF. 此时原数据减去相应趋势项,

代表了真实经济周期(real business cycle)学派里面的股票市场的周期性,其值计算为

$$\text{Cycle}_t = p_t - g_t = \sum_{i=1}^n c_i(t) \quad (7)$$

式中, g_t 代表宏观趋势项, $c_i(t)$ 是各阶的 IMF 分量。

3.2.2 融资融券变量

融资余额是指融资买入额与偿还融资额的差额,融券余额是指融券卖出额与偿还融券额的差额,分别代表了市场上做多与做空的力度. 因此本文使用日融资融券余额作为对融资融券指标的代表。

由于融资融券与股指的量纲不同,为保证数据的一致性和平稳性,本文对日融资融券余额数据取对数. 因此,此时使用日对数融资余额($\ln mb_t$)和日对数融券余额($\ln ss_t$)数据来分别代表总体融资业务指标和融券业务指标. 同理,71 样本股的数据分别为样本股融资业务指标 $\ln mb_{71,t}$ 和样本股融券业务指标 $\ln ss_{71,t}$. 变量说明如表 2 所示。

本文融资融券余额数据采用沪深市场日融资余额合计和日融券余额合计,分析软件为 R 3.1.1.

表 2 描述性统计

Tab.2 Descriptive statistics

变量名	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$index_t$	股指	1 808	3 129.037	690.070	2 086.970	5 353.750
mb_t	融资余额	1 808	7 130.605	4 473.247	337.693	22 666.350
ss_t	融券余额	1 808	42.873	20.869	6.892	103.113
$mb_{71,t}$	样本股融资余额	1 808	1 597.589	1 023.718	240.203	5 877.643
$ss_{71,t}$	样本股融券余额	1 808	12.409	4.872	3.632	32.524
$Cycle_t$	股指周期性变量	1 808	-0.020	0.148	-0.271	0.571
$\ln mb_t$	融资业务变量对数	1 808	8.514	1.037	5.822	10.029
$\ln ss_t$	融券业务变量对数	1 808	3.624	0.551	1.930	4.636
$\ln mb_{71,t}$	样本股融资变量对数	1 808	7.148	0.738	5.481	8.679
$\ln ss_{71,t}$	样本股融券变量对数	1 808	2.433	0.429	1.290	3.482

3.3 实证模型

顺周期性是经济学中用于描述一个经济量与经济波动之间呈正反馈关系的一个概念. 因此基于此概念,本文运用模型(8)对假设中融资业务、融券业务的顺周期性或逆周期性进行检验,其中将股市周期性 $Cycle_t$ 作为解释变量,融资业务和融券业务指标为被解释变量. 通过对融资业务和融券业务与股市周期性关系进行探究,从而对融资业务和融券业务顺周期性或逆周期性的假设做出检验。

$$y_t = \alpha + \beta \text{Cycle}_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

对于融资业务:将样本股融资指标 $\ln mb_{71,t}$ 、整体融资指标 $\ln mb_t$ 代入模型(8)中 y_t 与周期性 $Cycle_t$ 进行回归,若 $\beta < 0$,表明融资业务存在逆周期性,证明假设 H1;当 $\beta > 0$,表明融资业务存在顺周期性,证明假设 H2. 对于融券业务:将样本股融券指标 $\ln ss_{71,t}$ 、整体融券指标 $\ln ss_t$ 代入模型(8)中 y_t 与周期性 $Cycle_t$ 进行回归,若 $\beta > 0$,表明融券业务具有逆周期性,具有稳定市场的作用,证明假设 H3;若 $\beta < 0$,

融券业务存在顺周期性,证明假设 H4.

4 实证研究

4.1 融资融券顺周期性检验

4.1.1 描述性统计

表 2 给出了本文各变量的描述性统计结果. 从表 2 可以看出,融资融券规模差异较大,二者业务发展失衡. 其中市场总融资融券余额原始数据,融资余额均值为 7130.605 亿元,融券余额均值为 42.874 亿元,融资业务占比 99.39%,而融券业务占比不到 0.61%,融资融券发展规模不平衡. 而且从表中可以看出,融资交易的波动相对于融券交易而言其波动更大. 其中取对数后的市场融资量标准差为 1.037,融券量标准差为 0.551. 同时,对于 71 个样本股而言,在原始数据中,选取的样本股融资余额均值为 1597.589 亿元,融券余额均值为 12.409 亿元,约占整体的 22.40%和 28.94%;样本股融资指标均值占总体融资比例 83.96%,样本股融券指标

均值占总体融券比例 67.15%，且样本股标准差相对于整体而言更小，样本股代表性较强。

4.1.2 股指周期性提取

在对股指周期性指标进行提取时，本文运用 EMD 对 HS300 指数的对数价格 p_t 进行 EMD 分解得到图 2，此时 EMD 滤波分解后存在 8 阶本征模态函数 IMF，以及代表真实经济周期学派趋势项的

Trend，其体现为图 3 中的股指趋势项。此时可得真实经济周期学派中周期性分量 $Cycle_t$ ：

$$Cycle_t = p_t - g_t = \sum_{i=1}^n c_i(t) \tag{9}$$

式中， g_t 代表趋势项， $c_i(t)$ 是各阶的 IMF 分量。

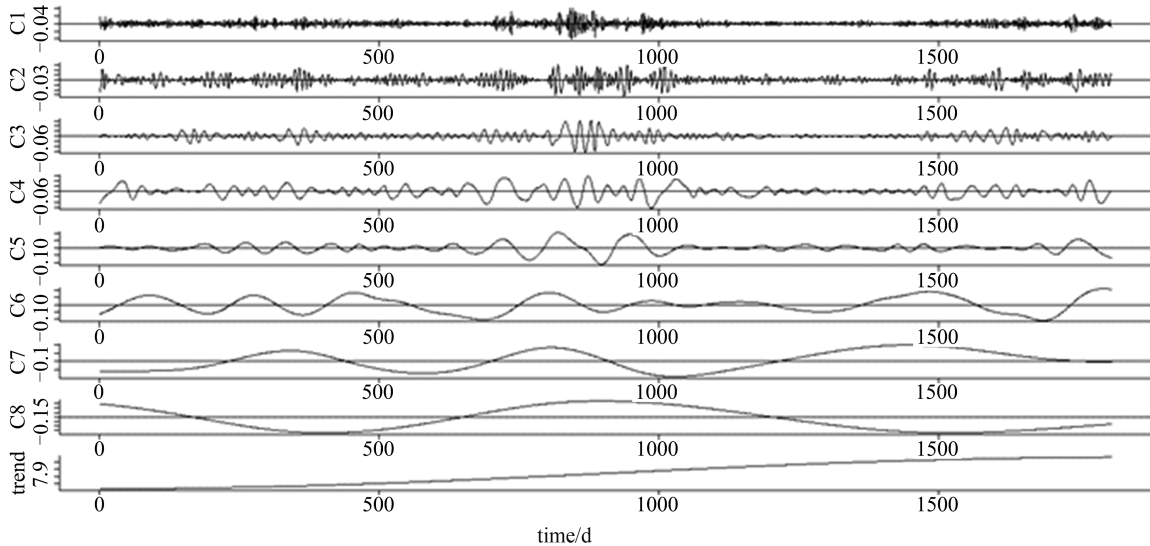


图 1 各阶 IMF 分量序列估计
Fig. 1 IMF component sequence estimation of each order

由图 1 可知，通过 EMD 方法将沪深 300 指数分解为代表趋势变动的 Trend 项和波动幅度及周期频率不同的 8 阶本征模态函数分量。从图中可以看出，各阶分量其波动幅度随着阶数的增加而上升，而且各阶分量波动周期也随着阶数的增加而变大，此时代表了在多元冲击影响下，市场围绕着长期趋势而出现不同幅度的波动，各阶分别代表不同程度和周期的冲击对市场的影响。

4.1.3 融资融券顺周期性检验结果

应用模型(8)，对融资业务和融券业务与股指周期性做回归检验，融资业务：将样本组融资指标 $\ln mb_{71t}$ 与整体融资指标 $\ln mb_t$ 分别与股指周期性进行回归检验；融券业务：将样本组融券指标 $\ln ss_{71t}$ 与整体融券指标 $\ln ss_t$ 分别与股指周期性进行回归检验。检验结果如表 3 所示。

由表 3 可见，对融资顺周期性的检验结果，无论是对样本股的顺周期性检验还是整体融资业务的顺周期检验，均在 1% 的置信水平下，显示显著正相关，表明融资业务存在顺周期效应，证明假设 H2。且从表中可以看出，虽然样本股融资数据的周期性 $Cycle_t$ 系数值稍小于整体，但其 T 值上升较大，说明流动性大的融资融券标的顺周期性效应更显著。此时对融资业务的顺周期性可解释为，融资业务在股指周期性上升时期，融资规模上升，此时会更加促进股指的上升，从而出现螺旋上升的情况，加剧市场的波动，同理，市场下跌时，加剧下跌。表 3 中融资融券顺周期的检验结果可知，无论是样本股还是整体的融券余额和融券余额均与周期性均在 1% 的置信水平下，呈现显著正相关，表明融券业务交易存在逆周期性，发挥了稳定市场的作用，证明假设 H3。对融券业务的逆周期性可解释为，在市场繁荣阶段，融券规模跟着股指上升，但其为卖空机制，具有抑制股指继续上扬的特点，稳定了股指。同理，市场下跌时，融券业务减少，卖空减少，防止股指暴跌，发挥了稳定市场的作用。

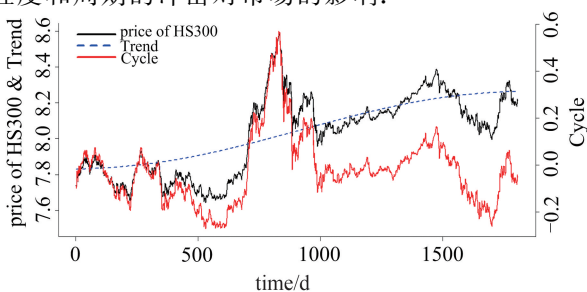


图 2 EMD 获取的趋势项与周期波动项
Fig. 2 Trend and Cycle extracted by EMD

图 3 为通过 EMD 分解得到的趋势项与周期波动项。从宏观趋势项不断上升可知，我国市场整体趋势处于不断上升的阶段，但由于相应的周期性冲击等原因，从而造成我国市场围绕趋势项而出现上下波动的周期性情况。同时通过相应 EMD 分解后，获得的周期性的分量，呈现一定的大周期与各小周期的叠加状态，当其大于 0 时可代表为处于相应周期性繁荣时段，小于 0 时则代表为周期性衰退时期。因此本文应用该数据来代表我国股市的周期性情况 $Cycle_t$ 。

表 3 融资融券顺周期性检验数据结果
Tab. 3 Pro-cyclical test results of margin trading and short selling

变量名	融资业务		融券业务	
	lnmb71 _t	lnmb _t	lnss71 _t	lnss _t
Cycle _t	2.374*** (22.950)	2.496*** (16.163)	0.397*** (5.853)	0.680*** (7.871)
常数项	7.197***	8.565***	2.442***	3.638***
观测值	1808	1808	1808	1808
R ²	0.226	0.126	0.019	0.033
修正 R ²	0.225	0.126	0.018	0.033

[注] 括号里的数字为 T 值; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著。

4.2 融资融券与股指动态影响机制研究

前面的研究中,通过分别对融资业务与融券业务的顺周期性进行检验,发现融资业务作为做多交易,存在助涨助跌的顺周期性效应;融券业务作为卖空交易,具有逆周期的调节功能,有利于市场的稳定.但二者的顺周期或逆周期效应是如何对市场发挥影响的?股票指数价格与融资融券的相互影响机制是什么?接下来,本文通过向量自回归(VAR)模型分别对融资业务和融券业务与股指的动态影响机制进行研究.

VAR 模型^[29]采用的是多方程联立的形式,其以数据统计性质为基础,把某一经济系统中的每一变量作为所有变量的滞后变量的函数来构造模型.在模型的每一个方程中,内生变量对模型的全部内生变量的滞后项进行回归,从而估计全部内生变量的动态关系.VAR 模型通常用来预测相互联系的时间序列系统以及分析随机扰动项对变量系统的动态影响.向量自回归的原理在于每个内生变量作为系统中所有内生变量滞后值的函数来构造模型,从而避开了结构建模方法中需要对系统每个内生变量关于所有内生变量滞后值的建模问题.一般的

VAR(P)模型的数学表达式为

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (10)$$

式中, y_t 是 k 维度内生变量向量, p 是滞后阶数,样本个数为 T , $k \times k$ 维矩阵 (A_1, \dots, A_p) 是要被估计的系数矩阵, ϵ_t 是 k 维扰动项且 $\epsilon_t \sim \text{IID}(0, \Omega)$.

4.2.1 Granger 因果检验

首先对融资业务与融券业务分别与股指进行 Granger 因果检验,从而对融资业务与融券业务分别与股指的相互影响进行初步探究.其中 Dmb_t , $Dmb71_t$ 分别为整体融资余额和样本样本股融资余额的一阶差分数据,代表整体融资交易与样本股融资交易,其经济学含义为融资日买入额; Dss_t , $Dss71_t$ 分别为整体融券余额和样本股融券余额的一阶差分数据,代表整体融券交易与样本股融券交易,其经济学含义为融券日卖出额; $Yield_t$ 为股指对数收益率,分别选取沪深 300 指数与上证综合指数,此时代表股指平稳性指标.通过分别对融资交易及融券交易指标与股指进行 Granger 因果检验,结果如表 4 所示.

表 4 Granger 因果检验结果
Tab. 4 Granger causality test results

原假设	沪深 300 指数			上证综合指数		
	F 统计量	P 值	检验结果	F 统计量	P 值	检验结果
Dmb_t 的变动不是 $Yield_t$ 变动的 Granger 原因	3.6520	0.0003	拒绝原假设	4.3174	0.0000	拒绝原假设
$Yield_t$ 的变动不是 Dmb_t 的 Granger 原因	10.3960	0.0000	拒绝原假设	10.6445	0.0000	拒绝原假设
$Dmb71_t$ 的变动不是 $Yield_t$ 变动的 Granger 原因	4.0523	0.0000	拒绝原假设	4.3669	0.0000	拒绝原假设
$Yield_t$ 的变动不是 $Dmb71_t$ 的 Granger 原因	12.6900	0.0000	拒绝原假设	13.0789	0.0000	拒绝原假设
Dss_t 的变动不是 $Yield_t$ 变动的 Granger 原因	0.8001	0.6025	接受原假设	1.0965	0.3625	接受原假设
$Yield_t$ 的变动不是 Dss_t 的 Granger 原因	4.9053	0.0000	拒绝原假设	4.9693	0.0000	拒绝原假设
$Dss71_t$ 的变动不是 $Yield_t$ 变动的 Granger 原因	0.1664	0.9951	接受原假设	0.4207	0.9092	接受原假设
$Yield_t$ 的变动不是 $Dss71_t$ 的 Granger 原因	5.2810	0.0000	拒绝原假设	4.6865	0.0000	拒绝原假设

由表 4 可知,对于融资交易而言:在 1% 的显著性水平下,无论是整体的融资指标还是样本股的融资指标,均与股指互为 Granger 因果关系.股指对融资交易产生了影响,同时融资交易对股指也产生了影响.此时也再次证明了融资顺周期性的相互影响

关系,股指对融资业务存在一定推动效果,而反过来融资交易对股指也有相应推动,表现为融资交易对市场助涨助跌,造成市场的不稳定.对于融券交易而言:在 1% 的显著性水平下,无论是整体的融券指标还是样本股的融券指标,股指是融券交易的

Granger 原因,但融券交易不是股指的 Granger 原因. 股指对融券产生了影响,但融券对股指无影响,此时在一定程度上证明,融券交易规模过小,对股指不能起到逆周期调节的功能,无法平抑市场的波动. 另一方面,由于 71 只样本股均为沪深 300 指数的成分股,这是不是融资融券与沪深 300 指数之间相互影响的原因呢? 进一步,我们选取上证综合指数作为市场指标,检验上证综合指数与融资融券的 Granger 因果关系. 检验结果与沪深 300 指数检验结果一致. 这表明融资融券与市场股指之间的确存在相互影响. 以下均选取沪深 300 指数作为市场的一个近似指标.

4.2.2 股指分别对融资业务和融券业务的影响

运用 VAR 模型对融资业务顺周期性以及融券业务逆周期性进行检验,探究股指对融资业务和融券业务的影响强度及时间. 通过融资业务样本股融资指标 $Dmb71_t$ 、整体融资指标 Dmb_t 分别对股指冲击的脉冲响应,来探究股指对融资业务的进一步影响,结果如图 3 和图 4 所示;融券业务样本股融券指标 $Dss71_t$ 、整体融券指标 Dss_t 分别对股指冲击的脉冲响应,来探究股指对融券业务的进一步影响,结果如图 5 和图 6 所示.

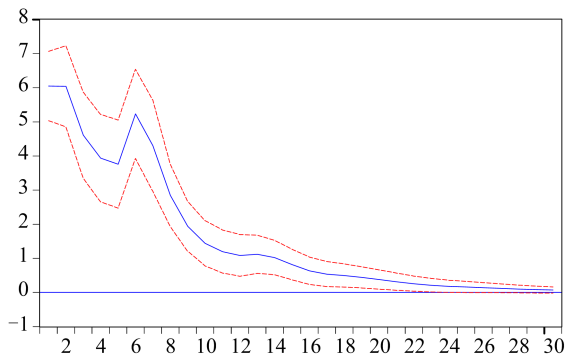


图 3 $Dmb71_t$ 对股指冲击的脉冲响应
Fig. 3 Impulse response of $Dmb71_t$ to HS300 index

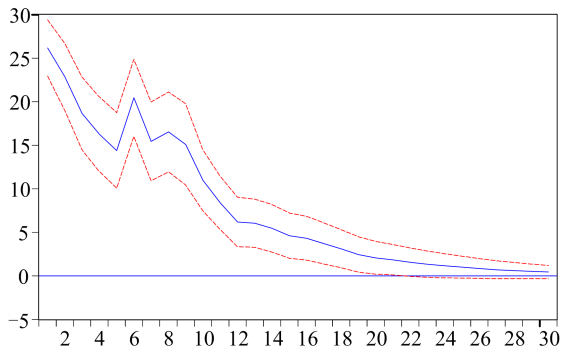


图 4 Dmb_t 对股指冲击的脉冲响应
Fig. 4 Impulse response of Dmb_t to HS300 index

由图 3、图 4 可知,融资业务:由样本股可知,股指对融资存在一个显著 22 个交易日的正向冲击,同时对整体融资而言,存在一个显著 21 个交易日的正向冲击. 此时再次验证了融资交易的顺周期性,即股指对融资业务存在一个较长期 21、22 个交易日的正向冲击,表明股指的上升将会带动融资交易的上

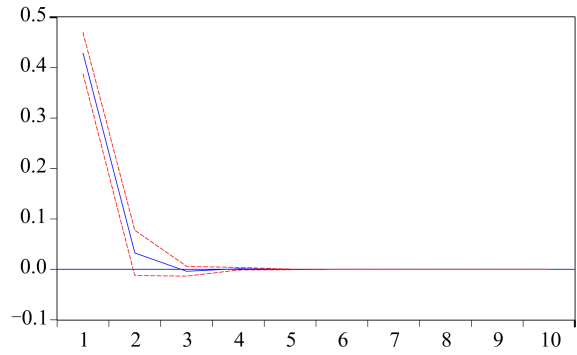


图 5 $Dss71_t$ 对股指冲击的脉冲响应
Fig. 5 Impulse response of $Dss71_t$ to HS300 index

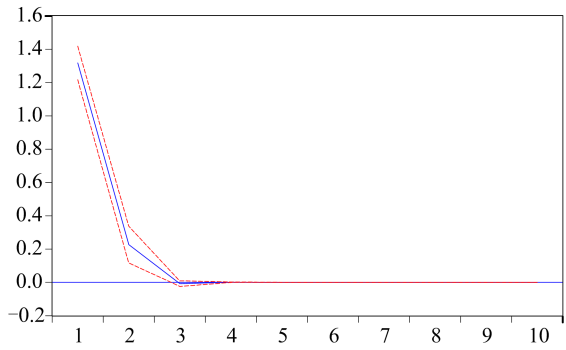


图 6 Dss_t 对股指冲击的脉冲响应
Fig. 6 Impulse response of Dss_t to HS300 index

升,扩大了杠杆看涨的规模,势必造成市场上升速度更快,同时股指的下降将会带动融资交易的下降,加快了市场下降的速度,造成市场的不稳定. 从图 5、图 6 可知,融券业务股指对样本股融券交易存在一个短期 1 个交易日的正向冲击,对整体融券交易存在一个短期 2 期的正向冲击. 此时也再次验证融券交易的逆周期性,即融资交易会随着股指的上升而上升,增加卖空的力量,防止泡沫;随着股指的下降而下降,减少卖空的行为,防止过分卖空,稳定了市场. 另一方面,融资业务相对于融券业务而言,其对股指冲击的脉冲响应时间更长,表明融资业务顺周期性持续性更强,不利于市场稳定;对于融券业务而言,股指对其脉冲响应只存在 2 期的冲击,融券业务逆周期性持续时间较短.

更进一步探讨股指对融资业务和融券业务影响的原因. 我们将沪深 300 指数看作整体市场的一个近似指标,基于 CAPM 模型,随着整体市场的预期收益率上升,投资者对个股的预期回报率增加,市场对资金及证券的需求增大,投资者通过融资融券的方式借入资金及证券投入市场,以获取更多收益,从而引起了融资融券余额的上升. 而当市场下降,投资者预期回报率下降,投资者会更倾向于投资较低风险的其他资产,从而减少了相应融资融券的需求,融资融券余额下降.

4.2.3 融资业务和融券业务分别对股指的影响

运用 VAR 模型进一步检验融资业务顺周期性以及融券业务逆周期性对股指的影响效果. 其中股指分别对融资业务样本股融资指标 $Dmb71_t$ 、整体

融资指标 Dmb_t 冲击的脉冲响应, 来探究融资业务对股指的影响, 结果如图 7 和图 8 所示; 股指分别对融券业务样本股融券指标 $Dss71_t$ 、整体融券指标 Dss_t 冲击的脉冲响应, 来探究融券业务对股指的影响, 结果如图 9 和图 10 所示。

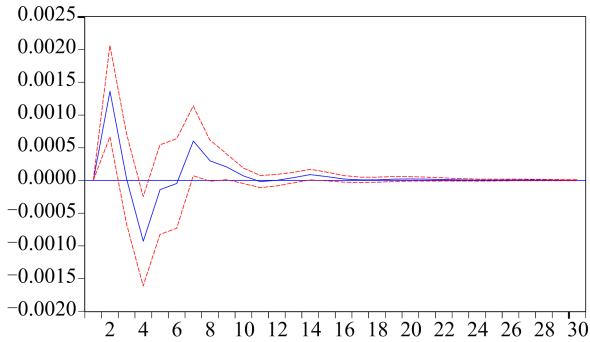


图 7 股指对 $Dmb71_t$ 冲击的脉冲响应

Fig. 7 Impulse response of HS300 index to $Dmb71_t$

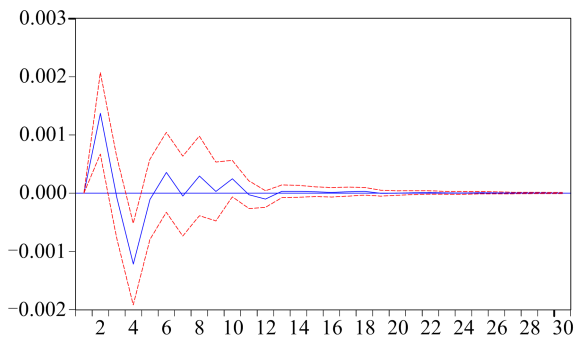


图 8 股指对 Dmb_t 冲击的脉冲响应

Fig. 8 Impulse response of HS300 index to Dmb_t

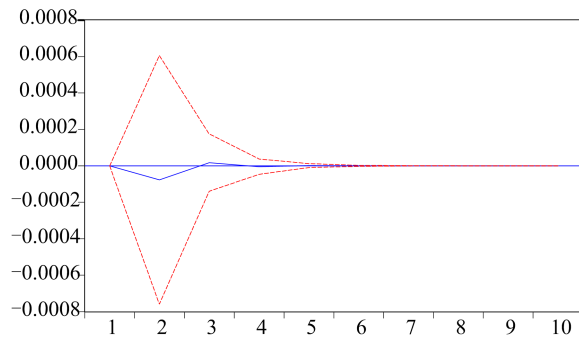


图 9 股指对 $Dss71_t$ 冲击的脉冲响应

Fig. 9 Impulse response of HS300 index to $Dss71_t$

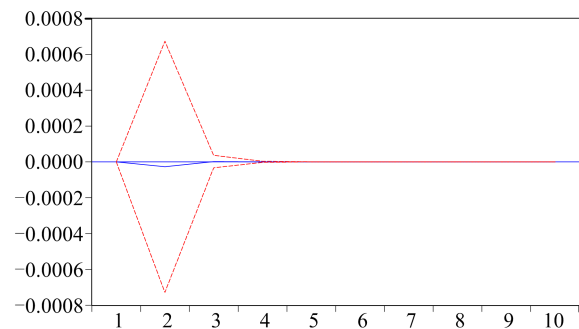


图 10 股指对 Dss_t 冲击的脉冲响应

Fig. 10 Impulse response of HS300 index to Dss_t

由图 7、图 8 可知, 融资交易在第 2 期对股指是一个正向冲击, 在第 4 期有一个负向冲击, 但整体而言融资对股指是一个正向的冲击. 此时证明融资业务的顺周期性效应, 融资规模大, 其顺周期性对股市产生了一个正的冲击, 加剧了市场的不平稳, 起到助涨杀跌的作用. 由图 9、图 10 可知融券对股指冲击为负, 但不显著, 此时证明了融券的逆周期效应, 但因为融券规模过小, 其逆周期性难以发挥稳定市场的作用, 融券对股指影响为负但值不显著. 因此对于融资交易而言, 其业务规模大, 其顺周期性对股指产生正向影响, 助涨助跌; 而融券业务规模过小, 其逆周期性虽对股指有一定的抑制作用, 但其并不显著.

4.2.4 投资者情绪的中介效应研究

融资业务对股指的影响是通过什么机制来实现的呢? 对以往文献分析发现投资者情绪会显著影响股指波动及收益率^[30], 又有文献指出融资融券业务放大了投资者情绪^[31], 那么投资者情绪是否是一个中介变量? 即融资业务是否会通过影响投资者情绪进而影响股指? 本文参照文献^[32]的中介效应模型进行了进一步的探究, 模型如下:

$$Y = cX + e_1 \quad (11)$$

$$M = aX + e_2 \quad (12)$$

$$Y = c'X + bM + e_3 \quad (13)$$

式中, Y 为股指周期性指标 $Cycle_t$, 代表股指的周期变动; X 为解释变量, 此时代入融资增加额 Dmb_t , $Dmb71_t$, 代表融资业务的变动; M 为中介变量, 此时代入投资者情绪指数 ISI_t (来源于 CSMAR 数据库). 鉴于投资情绪指数的数据可得性, 以上变量数据均采用月度数据. 中介效应检验结果如表 5 所示.

表 5 中(1)列结果显示, 在不加入中介变量时, 在 5% 的显著性水平下, $Dmb71_t$ 对股指的总效应 c 为 0.000095, 显著为正, 再次验证了融资业务能够推动股指的上涨与下跌. 表 5 中(2)列, 投资者情绪作为中介变量的回归中, a 为 0.021981, 在 1% 的水平显著. 表 5 中(3)列加入投资者情绪中介变量后 b 为 0.004081, 在 1% 的水平显著, 说明投资者情绪在融资影响股指过程中具有中介效应, 同时 c' 为 0.000005, 并不显著, 说明投资者情绪作为中介变量具有完全中介效应, 即融资通过影响投资者情绪渠道进而推动了股指的上涨或下跌. 同时对整体融资融券业务进行相同检验后发现, 投资者情绪作为中介变量具有完全中介效应, 与样本股融资余额检验结果一致.

5 稳健性检验

出于稳健性考虑, 本文分别从提取周期性的方法、变量选取以及融资融券失衡指标的考虑三个角度进行了稳健性检验, 检验结果如表 6 所示, 可以看出, 三者的检验结果均与本文结论一致, 表明本文结论是稳健的. 具体稳健性检验情况如下:

稳健性检验 1: 出于对周期性提取的稳健性考虑, 本文运用常用的周期性提取方法 HP 滤波法对

沪深 300 指数的周期性进行了提取,由于 HP 滤波依赖于经验参数 λ 的选取,而现今文献中只存在对年度、季度和月度数据的经验参数选取建议,而没有对日度数据处理的经验参数选取建议.因此本次选取融资融券以及股指的月度数据通过 HP 滤波法 ($\lambda=14400$)进行了相同的检验,数据范围 2012-01~2019-05 共 89 个月度数据.实证结果表明,通过运用 HP 滤波方法提取的周期波动,与融资融券变量做相同检验均呈现正相关性,此时与运用 EMD 方法提取的周期波动检验结果一致.

稳健性检验 2:出于对沪深市场融资融券业务发展可能的差异以及变量选取的稳健性考虑,本文

分别对沪深两市场单独的融资融券数据与深证综合指数、上证综合指数进行了检验.实证结果与选取沪深 300 指数与整体融资融券进行检验的结果一致,变换选取变量的结果表明结论是稳健的.

稳健性检验 3:出于对融资融券失衡的稳健性考虑,本文借鉴文献[33],运用日融资余额和日融券余额的差额取对数后作为融资融券失衡的替代变量,然后对其进行顺周期性检验发现,融资融券规模失衡存在显著顺周期性,表明融资的顺周期性掩盖了融券的逆周期调节的效果,融资融券业务并未起到平稳市场的作用,再次验证了本文的结果.

表 5 中介效应检验结果
Tab.5 Test results of mediation effect

变量名	样本股融资余额			整体融资余额		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cycle _t	ISI _t	Cycle _t	Cycle _t	ISI _t	Cycle _t
ISI _t			0.004081*** (8.92)			0.004040*** (8.90)
Dmb71 _t	0.000095** (2.25)	0.021981*** (3.07)	0.000005 (0.17)			
Dmb _t				0.000027** (2.35)	0.005718*** (2.86)	0.000004 (0.48)
常数项	-0.008298	53.145410***	-0.225161***	-0.009204	52.995910***	-0.223313***
观测值	89	89	89	89	89	89
R ²	0.0552	0.0977	0.5092	0.0597	0.0862	0.5104
修正 R ²	0.0443	0.0873	0.4978	0.0488	0.0757	0.4990

[注] Cycle_t 项为 HP 滤波获取的月度股指周期性指标($\lambda=14400$);*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著.

表 6 稳健性检验结果
Tab.6 Robustness test results

变量名	稳健性检验 1				稳健性检验 2				稳健性检验 3	
	lnmb71 _t	lnmb _t	lnss71 _t	lnss _t	sh-lnmb _t	sh-lnss _t	sz-lnmb _t	sz-lnss _t	unbalance71 _t	unbalance _t
Cycle _t	1.787*** (3.1)	1.354 (1.614)	0.876** (2.484)	0.809* (1.803)	2.644*** (17.633)	1.083*** (9.349)	2.362*** (26.479)	0.026 (0.568)	2.389*** (22.823)	2.508*** (16.125)
常数项	7.146***	8.514***	2.416***	3.601***	8.100***	3.397***	7.759***	2.371***	7.185***	8.555***
观测值	89	89	89	89	1973	1973	1973	1973	1808	1808
R ²	0.099	0.029	0.066	0.036	0.136	0.042	0.262	0.001	0.224	0.126
修正 R ²	0.089	0.018	0.055	0.025	0.136	0.042	0.262	0.000	0.223	0.125

[注] 稳健性检验 1 中 Cycle_t 项为 HP 滤波获取的股指周期性变量;稳健性检验 2 中 sh-lnmb_t、sh-lnss_t 代表沪市市场融资融券变量,sz-lnmb_t、sz-lnss_t 代表深市市场融资融券变量,数据时间为 2012-1-4~2020-2-18,共 1973 个日数据;稳健性检验 3 中 unbalance71_t、unbalance_t 分别代表样本股融资融券失衡变量和融资融券失衡变量.*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著.

6 结论

本文运用经验模态分解(EMD)方法对融资融券顺周期性进行了研究;进一步,通过构建向量自回归(VAR)模型分别对融资业务和融券业务与股

指的动态性影响进行了探究;最后,运用中介效应模型检验投资者情绪在融资业务中的中介效应.研究结果表明融资业务存在顺周期效应,融券具有逆周期效应.进一步对融资融券业务与股指动态影响机制进行了探究,发现融资融券业务失衡,融资规

模过大,顺周期效应影响显著;融券规模较小,无法起到逆周期调节的效用.融资业务作为做多交易,其顺周期性表明,融资规模随着股指的上涨而变大,对股指有一个正向的冲击,加剧了市场的上升,而在市场下跌时期,加剧市场下跌,因此融资并未起到稳定市场的作用,反而加剧了市场的上涨和下跌;融券业务作为卖空业务,其逆周期性表明,当市场繁荣时,融券卖空力量增强,防止市场泡沫,在市场下跌时,卖空减少,抑制市场暴跌,起到了一个稳定市场的功能.进一步,向量自回归(VAR)模型结果发现融资交易与股指互为 Granger 原因,且股值对融资有一个长期的正向冲击,此时验证了融资交易的顺周期性,而融资交易对股指来说也是一个正向的冲击,此时也证明了融资加剧了市场的上涨和下跌,未能起到稳定股市的作用.中介效应模型检验发现,投资者情绪具有完全中介效应,融资业务通过影响投资者情绪进而影响股指的变动.而对融券交易进行探究发现,融券交易不是股指的 Granger 原因,股指是融券交易的 Granger 原因,股指对融券有一个短期的正向冲击,此时验证了融券交易的逆周期性,但融券交易对股指的冲击虽为负但不显著,无法起到平稳市场的作用,与我国融资融券发展不平衡,融资占比较大,而融券规模过小的现状有关.

从本文的研究中,可以得到如下的政策启示:

(I)鼓励专业机构投资者进入融资融券业务,可推动社保基金、公募基金、信托、保险和资管等专业机构投资者来开展融资融券业务,同时逐步修订完善法律法规,逐步引入合格境外投资、人民币境外投资者以及境外参股证券公司参与融资融券业务,改善投资者结构中专业机构投资者不足,投资者投机性过强的现状.

(II)建立健全融资融券风险评估体系,加强监控.建立融资融券风险评估体系,对获得融资融券业务资格的证券公司进行业务风险测量,同时将客户的信用账户的盈亏情况和风险承受能力纳入评估系统.督促证券公司建立自己的风险管理体系,并在一定频率下对其业务及相应风险进行汇报,管理机构可通过不定时抽查,做好监督管理工作,监控防范融资融券风险.

(III)建立集中的证券借贷平台,降低融券门槛,发挥融券作用.我国融资融券业务只能在特定证券公司下进行交易,因此融券业务受限于证券公司所持证券的种类与数量,造成了融资融券规模不对称,无法发挥融券业务的逆周期性.因此,相关部门可以考虑推动养老金、社保基金、公募基金、信托保险等机构参与证券出借业务,以及推动个人投资者的证券出借业务,建立集中统一的证券借贷交易系统,盘活市场中闲置证券,更好地发挥融券业务稳定市场的作用.

参考文献(References)

[1] 周小川. 关于改变宏观和微观顺周期性的进一步探讨[J]. 中国金融, 2009(8): 8-11.
[2] Financial Stability Board. Report of the Financial

Stability Forum on addressing procyclicality in the financial system[R]. Basel, Switzerland: Financial Stability Board, 2009.
[3] KOOPMANS T C. Measurement without theory[J]. The Review of Economics and Statistics, 1947, 29(3): 161-172.
[4] NELSON C R, PLOSSER C R. Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications[J]. Journal of Monetary Economics, 1982, 10(2): 139-162.
[5] BEVERIDGE S, NELSON C R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the "business cycle"[J]. Journal of Monetary Economics, 1981, 7(2): 151-174.
[6] KALMAN R E. A new approach to linear filtering and prediction problems[J]. Journal of Basic Engineering, 1960, 82(1): 35-45.
[7] HODRICK R J, PRESCOTT E C. Postwar US business cycles: An empirical investigation[J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 1997, 29(1): 1-16.
[8] CHRISTIANO L J, FITZGERALD T J. The band pass filter[J]. International Economic Review, 2003, 44(2): 435-465.
[9] 邓创, 徐曼, 赵珂. 金融周期理论与实证研究的新进展[J]. 国际金融研究, 2019(5): 36-44.
[10] KING R G, REBELO S T. Transitional dynamics and economic growth in the neoclassical model[J]. American Economic Review, 1993, 83(4): 908-931.
[11] HARVEY A C, JAEGER A. Detrending, stylized facts and the business cycle[J]. Journal of Applied Econometrics, 1993, 8(3): 231-247.
[12] HUANG N E, SHEN Z, LONG S R, et al. The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis[J]. Proceedings of the Royal Society of London. Series A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences, 1998, 454(1971): 903-998.
[13] ADRIAN T, SHIN H S. Liquidity, monetary policy, and financial cycles[J]. Current Issues in Economics and Finance, 2008, 14(1): 1-7.
[14] 袁闯. 中国证券行业宏观审慎监管研究[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2012.
[15] NUÑO G, THOMAS C. Bank leverage cycles[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2017, 9(2): 32-72.
[16] 刘志洋, 宋玉颖. 融资融券的系统性风险管理研究[J]. 上海经济研究, 2015(7): 3-8.
[17] BOGEN J I, KROOSS H E. Security Credit: Its Economic Role and Regulation[M]. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall, 1960.
[18] HENRY Ó T, MCKENZIE M. The impact of short selling on the price-volume relationship: Evidence from Hong Kong[J]. The Journal of Business, 2006, 79(2): 671-691.
[19] MILLER E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. The Journal of Finance, 1977, 32(4): 1151-1168.
[20] WANG S, ZHOU Y. An empirical study on the margin trading's impacts on the volatility of China A-share stock market: From weighted stock's data[C]// 2017 International Conference on Service Systems and

- Service Management. IEEE, 2017: 1-5.
- [21] SAFFI P A C, SIGURDSSON K. Price efficiency and short selling [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 24(3): 821-852.
- [22] 巴曙松, 朱虹. 融资融券、投资者情绪与市场波动[J]. *国际金融研究*, 2016, 352(8): 82-96.
- [23] 黄虹, 张恩焕, 孙红梅, 等. 融资融券会加大投资者情绪对股指波动的影响吗? [J]. *中国软科学*, 2016 (3): 151-161.
- [24] 朱民武. 融资融券对股价的影响—基于沪市 A 股的经验研究[J]. *技术经济与管理研究*, 2014 (11): 95-99.
- [25] 龚玉霞, 笄元元. 融资融券交易对我国股市波动性影响的研究—基于第四次扩容前后的比较分析[J]. *会计之友*, 2017 (2): 65-69.
- [26] 李锋森. 我国融资融券助涨助跌了吗? —基于波动非对称性视角[J]. *金融研究*, 2017(2): 147-162.
- [27] 郑晓亚, 闫慧, 刘飞. 融资融券业务与我国股票市场长期波动性[J]. *经济与管理评论*, 2015, 31(2): 87-93.
- [28] 杨炳, 王小征, 滕召学. 中国股市个人与机构投资者的羊群效应[J]. *清华大学学报(自然科学版)*, 2004 (12): 1610-1614.
- [29] SIMS C A. Macroeconomics and reality [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1980, 48(1): 1-48.
- [30] 唐振鹏, 吴俊传, 冉梦, 等. 考虑投资者情绪的中国股市自激发效应研究[J]. *中国管理科学*, 2020, 28(7): 1-12.
- [31] 储小俊, 曹杰. 融资融券放大了投资者情绪效应吗? [J]. *证券市场导报*, 2018(9): 22-30.
- [32] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(05): 731-745.
- [33] 虞一青, 刘嫦, 赖登凌. 融资融券失衡对股价波动性的影响[J]. *金融论坛*, 2016, 21(12): 60-69.

(上接第 1109 页)

- [23] POWER J D, BARNES K A, SNYDER A Z, et al. Spurious but systematic correlations in functional connectivity MRI networks arise from subject motion[J]. *Neuroimage*, 2012, 59: 2142-2154.
- [24] PRUIM R H R, MENNES M, VAN R D, et al. ICA-AROMA: A robust ICA-based strategy for removing motion artifacts from fMRI data[J]. *Neuroimage*, 2015, 112: 267-277.
- [25] QIAO L, ZHANG H, KIM M, et al. Estimating functional brain networks by incorporating a modularity prior[J]. *Neuroimage*, 2016, 141: 399-407.
- [26] QIAO L, ZHANG L, CHEN S, et al. Data-driven graph construction and graph learning: A review [J]. *Neurocomputing*, 2018, 312: 336-351.
- [27] RASHID B, CALHOUN V. Towards a brain - based predictome of mental illness [J]. *Human Brain Mapping*, 2020.
- [28] SMITH S M, MILLER K L, SALIMI-KHORSHIDI G, et al. Network modelling methods for FMRI [J]. *Neuroimage*, 2011, 54(2): 875-891.
- [29] TZOURIO-MAZOYER N, LANDEAU B, PAPATHANASSIOU D, et al. Automated anatomical labeling of activations in SPM using a macroscopic anatomical parcellation of the MNI MRI single-subject brain[J]. *Neuroimage*, 2002, 15: 273-289.
- [30] WANG H, YAN S, XU D, et al. Trace ratio vs. ratio trace for dimensionality reduction[C]// *Computer Vision and Pattern Recognition. IEEE*, 2007: 1-8.
- [31] WANG Z, LIANG P, JIA X, et al. Baseline and longitudinal patterns of hippocampal connectivity in mild cognitive impairment: Evidence from resting state fMRI [J]. *Journal of the Neurological Sciences*, 2011, 309: 79-85.
- [32] WEE C Y, YAP P T, SHEN D. Diagnosis of autism spectrum disorders using temporally distinct resting-state functional connectivity networks[J]. *Cns Neuroscience & Therapeutics*, 2016, 22: 212-219.
- [33] WEE C Y, YAP P T, ZHANG D, et al. Identification of MCI individuals using structural and functional connectivity networks[J]. *Neuroimage*, 2012, 59: 2045-2056.
- [34] WEISSENBACHER A, KASSESS C, GERSTL F, et al. Correlations and anticorrelations in resting-state functional connectivity MRI: A quantitative comparison of preprocessing strategies [J]. *Neuroimage*, 2009, 47: 1408-1416.
- [35] YAN C G, WANG X D, ZUO X N, et al. DPABI: Data processing & analysis for (resting-state) brain imaging [J]. *Neuroinformatics*, 2016, 14: 339-351.
- [36] ZHANG L, CHEN S, QIAO L. Graph optimization for dimensionality reduction with sparsity constraints [J]. *Pattern Recognition*, 2012, 45: 1205-1210.
- [37] ZHOU Y, ZHANG L, TENG S, et al. Improving sparsity and modularity of high-order functional connectivity networks for MCI and ASD identification[J]. *Frontiers in Neuroscience*, 2018: 12.
- [38] 梁夏, 王金辉, 贺勇. 人脑连接组研究: 脑结构网络和脑功能网络[J]. *科学通报*, 2010, 55: 1563-1583.