

# 量化投资基金和股票市场稳定性

周方召 石祥翔 贺志芳 陈嘉琪

**摘要:**基于2003第4季度至2021年第4季度量化投资基金持股数据,分别从市场和个股层面出发,采用TGARCH(1,1)模型和固定效应回归模型检验量化投资基金对市场指数波动和个股收益的影响。研究表明,在市场整体层面,量化基金持股的相对规模可以显著减轻沪深A股指数收益率的波动。在微观个股层面,利用面临赎回压力的量化投资基金抛售个股的行为,构建遭抛售个股的压力指数和基金趋同性交易变量,结果发现量化投资基金的个股抛售并没有造成股票收益率的显著波动和股价下跌,但是多个量化投资基金的趋同性抛售信号对于股票收益则有显著的负面影响。因此,有关部门应重视量化投资基金规模增加对市场稳定的积极作用,也要约束趋同性交易行为可能产生的不利影响。

**关键词:**量化投资基金;抛售压力;趋同性机构数量;市场波动;股票收益率

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**2097-1346(2023)02-0081-16

## 一、引言

近年来只要中国股票市场出现持续下跌,市场中就会传出关于量化投资的流言轶事,诸如“量化交易容易引发市场趋同交易,进而加剧波动;在量化交易面前,广大中小投资者利益难以保护,量化基金策略对个股不断追涨杀跌、加剧个股与宏观市场波动……”;特别是自2022年初以来A股跌势不止,批评量化基金的声音更是不绝于耳。<sup>①</sup>一般来说,国外量化基金所采用的量化投资交易是指根据一定的交易模型生成买卖信号,并由计算机自动执行交易指令的过程(黄锐,2016)。量化投资基金在国外已经有四十多年的发展历史,随着量化投资策略被越来越多量化投资基金所使用,广大投资者对量化投资交易也逐渐有了更多的认识。尽管对于公募基金研究已经较为丰富,但关于量化投资基金交易的学术关注

收稿日期:2022-07-22

基金项目:教育部人文社会科学研究项目(20YJA790095)。

作者简介:周方召,博士,江南大学商学院教授、硕士生导师,研究方向为公司金融、资产定价和绿色金融;石祥翔,通讯作者,湖南大学金融与统计学院硕士研究生,研究方向为证券投资与公司金融,deshxx@126.com;贺志芳,博士,江南大学商学院副教授、硕士生导师,研究方向为行为金融、金融计量与金融风险;陈嘉琪,博士,江南大学商学院副教授、硕士生导师,研究方向为金融市场流动性、公司金融与公司治理。

①东方财富网, <https://finance.eastmoney.com/a/202203302326968194.html> (2022.03.04); 21 经济网, <http://www.21jingji.com/article/20211230/herald/cdd394b697564657bf39631d43d301f2.html> (2021.12.30)。

却仍较为缺乏(Beggs et al., 2019; Abis, 2020),尤其是量化投资基金的行为是否会影响股票市场稳定还有待进一步考察。

2008年美国次贷危机导致的全球金融风暴,使得量化投资基金对于市场价格波动影响的争议不断<sup>①</sup>;国内量化投资基金实际上处于停滞状态,直到2010年,随着融资融券交易和沪深300股指期货推出,量化对冲类策略和相应量化基金发行才又逐渐繁荣起来。不过,2013年的光大证券“8·16乌龙指”事件和2015年的“伊世顿公司事件”<sup>②</sup>又让量化投资在中国市场颇受诟病,监管层对于量化交易负面影响的担忧加剧,先后出台一系列限制量化交易的措施。随着2015年股灾之后的市场恢复,量化投资基金的发行和量化策略的应用在中国市场上又开始不断增加,基金的量化产品和量化策略也逐渐丰富。

尽管国内外量化投资基金的发展实践较为繁荣,但量化投资基金和证券市场稳定之间关系的学术研究成果还不多见,且存在一定的争议(Malikov and Pasquariello, 2021)。一方面,使用算法和机器学习的量化投资交易减轻了情绪导致的偏差影响,提升了市场定价信息的效率;

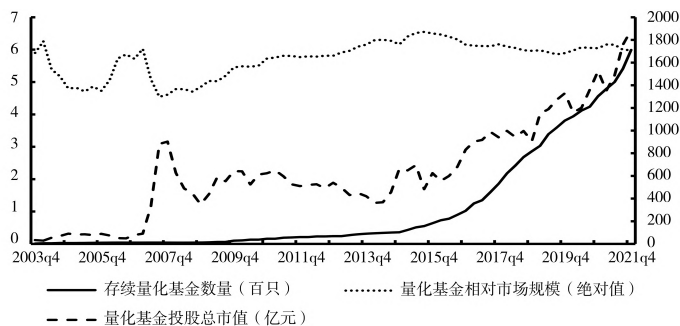


图1 量化投资基金规模和数量<sup>③</sup>

量化基金的投资策略不需要人为干预,避免人的主观情绪带来错误影响,从而减轻市场的非效率和剧烈波动(Kirilenko and Lo, 2013)。另一方面,量化投资基金策略的同质化也可能会降低市场稳定性,不同的量化基金都进行同质化的交易策略和投资方向,对市场价格的压力更大、导致市场整体剧烈波动(Beggs et al., 2019; Cai et al., 2019; Falato et al., 2021)。随着中国A股市场量化投资基金数量和规模的不断增加,量化投资基金的策略交易对于中国股票市场的价格稳定究竟会有什么样的影响?量化投资对于整体市场稳定以及个股的价格波动到底影响如何?

针对这些问题的回答无疑具有重要的理论和实践意义,本文以2011—2021年中国量化基金和上市公司为样本,借鉴Coval and Stafford(2007)、Beggs et al. (2019)针对证券投资基金赎回压力下基金规模和持股变化的研究思路,探讨量化基金交易对A股宏观市场波动和个股波动的影响效应与作用机制,并在此基础上对量化基金的进一步发展和规范基金运作提供建议和启示。与以往研究相比,本文的边际贡献主要体现在三点:首先,本文的研究结果为观测和理解中国A股市场量化投资基金交易行为和市场稳定性关系提供了新的证据和视角。既有文献主要从理论上探讨量化投资基金对于市场稳定的影响,且结论并不一致(Kirilenko and Lo, 2013; Cai et al., 2019)。本文则检验了量化投资基金发展规模对于A股市场整体稳定的影响,并进一步考察了量化投资基金抛售和个股收益之间的关系。其次,

①2007年下半年开始,美国次级贷款引发的流动性危机凸现,引发金融市场动荡,以高杠杆为代表的很多量化对冲基金遭遇了量化史上最大的“滑铁卢”。

②新华网,2015,新华社, [http://news.xinhuanet.com/finance/2015-11/03/c\\_128386862.html](http://news.xinhuanet.com/finance/2015-11/03/c_128386862.html) (2015.11.03)。

③数据取自Wind数据,经过作者计算整理得到。

本文利用量化投资基金面临赎回压力的测度,有效识别了被基金抛售个股的收益变化,初步回答了国内关于量化投资基金不利影响的质疑与争议。最后,本文的研究结论也具有较强烈的现实意义,可以为量化投资基金的发展与监管提供经验参考,有助于防范系统性金融风险和维护金融市场稳定。

## 二、文献回顾

随着人工智能、机器学习、深度学习与文本分析等技术的不断完善,国内外的量化投资研究和实践蓬勃发展。Barbopoulos et al. (2021) 发现机器学习显著提高了市场处理信息的效率,并且不容易受到负面情绪的影响。李斌等(2017)设计了基于机器学习和技术指标的量化投资算法 ML-TEA(machine learning and technical analysis),研究发现机器学习在识别异象因子与超额收益的复杂模式上更有优势(李斌等,2019)。尽管量化投资方法的应用获得了大量的认可,但量化投资基金也并不是无可挑剔的,很多量化策略难以打败被动投资组合(Heaton,2018)。

针对美股市场量化投资影响的文献得出了一些差异化的结论。Hendershott and Riordan(2013)利用纽约证券交易所2003年推出的自动报价机制作为外生事件,研究发现程序化的量化交易给市场带来更好的流动性和更有效率的价格发现,量化投资交易和市场质量之间存在着积极的因果关系。Hasbrouck and Saar(2013)也认为量化高频交易对市场波动、买卖价差和市场流动性深度均具有改善作用;Brogaard et al. (2014)的研究结论也表明,高频量化交易对于市场的价格发现功能有重要的促进作用。但是,Beggs et al. (2019)的研究结果则发现,量化基金抛售对市场不稳定的影响要比传统共同基金的抛售影响大得多,由于量化基金相对同质的投资方法导致重叠持股,以及在选择出售哪个头寸时对某些股票特征的高度敏感,进而导致遭到量化基金抛售的证券价格压力更大。

目前针对A股市场量化投资基金抛售影响市场稳定的研究较为缺乏。尽管中国量化基金同质化倾向尚不强烈,但依然需要防范大规模同质化交易可能导致和加剧的系统性金融风险(董裕平,2009)。从实践经验和理论逻辑上来看,量化投资基金的交易对于股票市场价格波动具有两方面的可能影响。一方面,量化投资策略能够向市场提供一定的流动性,并不会对股票价格产生显著的影响。量化投资基金采用的量化投资策略依赖于数量化、模型化和程序化,较之传统基金的主观投资策略具有一定优势,可以避免基金经理情绪和主观决策的干扰,能够借助程序化的计算机模型,及时跟踪和发现大量人力不及的投资机会,并及时实施交易决策,从而有利于市场定价效率的提升和市场价值的回归(Kirilenko and Lo,2013)。特别是量化投资基金采用的高频交易,追求相对的交易速度,控制投资组合头寸的比例,尽可能减少市场波动风险(Brogaard et al.,2014),从这个意义上来说其并不会对市场的稳定性产生过度的影响。另一方面,量化投资基金之间的相互作用和策略的同质化也可能会加剧市场的波动;尤其是在面临赎回压力的时候,量化基金的机构同质化交易会导致趋同性抛售股票,从而可能导致个股短期的剧烈波动。同时,机构投资者也可能通过频繁交易来获取短期利润,这就加剧了市场的波动(Abreu and Brunnermeier,2002,2003);机构卖出可能通过向市场释放信号影响其他投资者(尤其是中小投资者)的交易行

为,显著增加未来个人投资者的短期跟风卖出,这会带来更大的个股股价暴跌风险(高昊宇等,2022)。

### 三、数据、变量和研究设计

#### (一) 样本数据

从目前已知的国内研究文献来看,并没有针对量化投资基金的严格定义和其投资行为的具体探讨,因此本文考虑借助数据库中对于证券投资基金的概念风格分类。具体地,本文利用 Wind 数据库中所归类为“量化指数型”和“量化主动型”股票基金作为研究样本, Wind 量化基金样本中最早成立的时间为 2003 年 8 月 26 日(050002, 博时沪深 300 指数 A)。基于数据可得性和本文的研究目的,选择 2003 年第 4 季度至 2021 年第 4 季度作为本文的研究样本区间,由于基金数据信息披露采用的时间频率为季度数据,因此在本文研究的区间内共计 73 个季度。

此外,本文所采用的基金资产净值数据、沪深 300 指数收盘价、一年期银行定期存款利率等信息均来自 RESSET 数据库;其他的 A 股市场流通市值等数据则来自 Wind 数据库,另外的宏观经济指数与道琼斯工业指数数据来源于 CSMAR 数据库。本文对来自不同数据库的样本数据进行了时间和观测值的重新匹配对应。

#### (二) 变量设定

1.  $R_t$ —沪深 300 指数季度收益率。沪深 300 指数能够较好刻画 A 股全貌,反映中国沪深股市运行的综合状况,因此本文选用沪深 300 指数的季度对数收益率作为衡量股市整体收益的指标, $R_t$  表示第  $t$  季度的沪深 300 指数收益率。

2.  $QFholding_t$ —量化投资基金相对市场规模。基金所持股票资产的价格会受到股票市场价格波动的影响,因此仅仅用量化基金的基金资产净值作为解释变量难以刻画阐释量化投资基金对市场波动的影响。参考刘振彪和何天(2016)等研究,本文采用季末量化基金持股总市值与中国流通 A 股市值比值的对数来度量量化基金的相对规模, $\ln QFholding_t$  表示第  $t$  季度的量化投资基金相对市场规模,具体计算方法见式(1)。

$$\ln QFholding_t = \ln \frac{SUMHolding_t}{MV_t} \quad (1)$$

其中, $\ln QFholding_t$  表示第  $t$  季度量化基金相对市场规模, $SUMHolding_t$  表示第  $t$  季度量化基金期末持股总市值, $MV_t$  表示第  $t$  季度 A 股市场流通市值。

3.  $MR_t$ 、 $H_t$  和  $INR_t$ —市场利率、宏观经济景气指数和道琼斯工业指数。市场利率的变动对股市收益率能够产生一定的影响,一般来说,利率对股市收益率能够产生负向影响。对于市场利率的衡量,本文采用一年期定期存款利率来测度,具体符号用  $MR_t$  来表示。宏观经济的运行情况与股市的表现也存在紧密联系,本文采用宏观经济景气一致指数衡量国内宏观经济运行对于股市收益率的影响,具体符号为  $H_t$ 。国际股票市场的走势与波动也能够对国内股票市场产生影响,特别是作为全球最大资本市场的美国股市,其市场指数的涨跌对全球金融市场都有着重要的影响。本文的控制变量中,采用道琼斯工业指数季度对数收益率来衡量国际市场对中国 A 股的影响,具体符号为  $INR_t$ 。



### (三) 数据描述与平稳性检验

图 2 为 2002 年第 1 季度至 2021 年第 4 季度沪深 300 指数收益率的波动情况,从中可以发现,沪深 300 指数收益率初步呈现出聚集波动的现象,全球金融风暴期间的 2007 年到 2009 年、股灾期间的 2015 年到 2017 年,这两个阶段的波动幅度较大。根据样本数据的描述

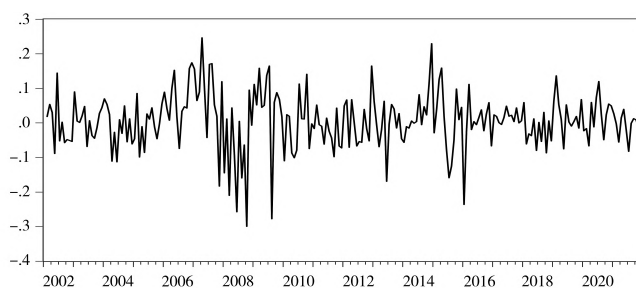


图2 沪深300指数收益率的波动

性统计,本文样本区间的时间序列峰度为 3.21,具有明显的尖峰厚尾现象,并且存在波动的非对称性,由此适合构建 TGARCH 模型对市场整体波动情况进行检验。

在应用时间序列数据建模分析之前,本文首先对各变量进行平稳性检验。根据 ADF 值可以发现,沪深 300 指数季度收益率  $R_t$ 、宏观经济景气指数  $H_t$  与道琼斯指数收益率  $INR_t$  均在 1% 的显著性水平下平稳。量化基金相对市场规模  $\ln QFholding_t$  与市场利率  $MR_t$  为非平稳序列,本文对其进行一阶差分处理得到  $D\ln QFholding_t$  与  $DMR_t$ ,再次进行 ADF 检验,ADF 值分别为  $-7.412 (P=0.000)$  和  $-6.702 (P=0.000)$ ,在 1% 的显著性水平下通过平稳性检验。

表 1 变量的平稳性检验

变量	ADF 值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	检验结果
$R_t$	-6.433	0.000	-3.524	-2.902	平稳
$\ln QFholding_t$	-1.706	0.424	-3.524	-2.902	不平稳
$MR_t$	-1.360	0.597	-3.524	-2.902	不平稳
$H_t$	-5.238	0.000	-3.526	-2.903	平稳
$INR_t$	-8.745	0.000	-3.524	-2.902	平稳

### (四) 研究思路和计量模型

本文后续的实证检验将分别从量化投资基金对于整体市场影响和对个股波动影响两个层面展开。首先,在整体市场层面,本文利用沪深 300 指数的季度收益率作为被解释变量,选择量化基金相对市场规模作为解释变量,构建 TGARCH(1,1) 模型。这一分析将考察量化投资基金的规模与市场稳定性之间的关系,从而在整体市场层面揭示近年来量化投资基金体量的发展对于市场指数波动的影响。其次,在微观基金和个股层面,借鉴最新的研究方法识别量化投资基金所面临的赎回压力(Coval and Stafford,2007; Beggs et al., 2019),利用基金重仓股与年报(半年报)持股明细来识别面临赎回压力的量化基金所抛售的个股,进而构建遭到抛售股票投资组合并计算其累计超额收益率,从而考察量化投资基金的抛售是否引起个股收益波动;进一步地,为了解释量化投资基金的抛售行为是否导致个股剧烈波动,本文采用面临赎回压力的量化投资基金持股数变化所计算出的抛售压力指数  $SALEINDEX_{i,t}$  作为解释变量,通过计量回归结果来进行最终的检验。

首先对整体层面分析的模型构建进行介绍。本文的数据特征表明,沪深 300 指数收益率存在较为明显的波动聚集性。噪声的波动受到过去噪声波动幅度的影响,具有记忆性,

由于自回归条件异方差模型(ARCH Model)可以较好刻画时间序列波动的变化,GARCH 类模型相对有效地解决了异方差的问题。本文采用的 TGARCH 模型在方差方程中引入非对称项,以更好地刻画出好消息和坏消息对于资产收益率波动的影响,并克服 GARCH 模型参数必须为正的的限制。因此,在整体的市场指数收益率研究部分,本文采用 TGARCH(1,1)模型进行实证分析。该模型的具体设定如下:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 DMR_t + \alpha_2 H_t + \alpha_3 INR_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \beta_3 \sigma_{t-1}^2 + \beta_4 D \ln QFholding_t \quad (3)$$

其中,式(2)为均值方程,式(3)为条件方差方程,其中 $\sigma_t^2$ 为沪深 300 指数收益率的方差,反映 A 股市场整体的波动性; $I_{t-1}$ 为虚拟变量,即若 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ,则 $I_{t-1} = 1$ ;反之,若 $\varepsilon_{t-1} > 0$ ,则 $I_{t-1} = 0$ 。也就是说, $\beta_2 \neq 0$ 表示中国股市波动存在非对称性,且 $\beta_1$ 的绝对值代表好消息对于股市波动的影响程度, $\beta_1 + \beta_2$ 的绝对值代表坏消息对于股市波动的影响程度,如果 $\beta_1$ 的绝对值大于 $\beta_1 + \beta_2$ 的绝对值,则代表利好消息对于市场冲击的程度大于利空消息。在条件方差方程中,系数 $\beta_4$ 的大小与显著性刻画了量化投资基金相对市场规模的扩大能否造成甚至加剧 A 股市场波动,如果 $\beta_4 > 0$ ,则证明量化基金相对规模的扩大加剧了市场波动,反之,则减小了 A 股市场整体波动。

#### 四、整体市场影响的实证结果与分析

##### (一)TGARCH(1,1)模型的结果与分析

回归结果见表 2,从中可以发现,市场利率 DM  $R_t$ 的系数值虽然为正,但在统计意义上并不显著,表明利率对沪深 300 指数收益率波动并无显著性影响,此结果与熊正德和谢敏(2007)关于利率与股市波动溢出效应的研究结论相一致,即中国市场的利率对股票市场收益率的影响并不显著。宏观经济景气指数 $H_t$ 的系数为 $-0.005$ ,在 1% 的显著性水平下显著,说明宏观经济向好并不能给中国股市带来正向收益,即股票市场和宏观经济态势之间反而没有呈现“晴雨表”的明显特征,这一结论与曾志坚和江洲(2007)关于宏观经济变量对股票价格影响的研究结论相似,他们的研究也发现股票价格指数的短期波动受到通胀率、利率、储蓄的短期变化的影响,但是中国股市的走势与国内经济发展情况却存在背离的表现。从表 2 还可以发现,美股市场的波动与沪深 A 股市场的收益波动呈现显著的正相关关系,二者有着一定的同步性。

表 2 TGARCH(1,1)方程回归结果

变量	系数	系数值	标准误差	z - Statistic	P 值
常数项	$\alpha_1$	0.512	0.280	1.828	0.0676 *
$DMR_t$	$\alpha_2$	1.666	6.877	0.242	0.809
$H_t$	$\alpha_3$	-0.005	0.003	-1.894	0.0582 *
$INR_t$	$\alpha_4$	1.129	0.167	6.779	0.000 ***
C	$\beta_0$	0.002	0.001	4.286	0.000 ***
$\varepsilon_{t-1}^2$	$\beta_1$	0.456	0.193	2.365	0.018 **
$\varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}$	$\beta_2$	-0.790	0.212	-3.728	0.000 ***
$\sigma_{t-1}^2$	$\beta_3$	0.725	0.083	8.755	0.000 ***

续表 2

$D \ln QFholding_t$	$\beta_4$	-0.018	0.008	-2.299	0.022 **
$\beta_1 + \beta_2 = -0.334$					

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著

表2中的 $\beta_4$ 是本部分实证结果中所要探讨的核心变量,因为其反映了量化投资基金发展的相对市场规模与沪深300指数收益之间的关系。从表2的结果来看, $\beta_4$ 的值为-0.018,且在5%的水平下显著。由此可知,量化投资基金的发展并没有加剧沪深股市波动,反而起到了一定的稳定作用。这一结果和 Beggs et al. (2019) 等基于美股市场的研究结论存在差异,究其原因可能在于以下两点:第一,中国量化投资基金的市场规模依旧较小,且由于A股市场的T+1交易等微观市场制度导致的交易成本不同,以及非量化投资基金仍是A股市场参与的主体,所以量化投资基金并没有对市场波动产生极大的影响;第二,目前的量化投资基金在丰富中国机构投资者结构的同时,所采用的高频交易、对冲套利等量化策略也可能给市场提供一定的流动性(Hendershott and Riordan, 2013),从而有利于提高市场定价效率,减小整体股市的波动。在条件方差方程中, $\beta_2$ 的值在1%的置信水平下显著不等于0,且 $\beta_1$ 的绝对值为0.456,大于 $\beta_1 + \beta_2$ 的绝对值0.334,这说明中国沪深300指数收益率存在明显的非对称性,并且反映了好消息对于市场波动性的影响强于坏消息,即在A股整体市场中,投资者追涨的趋势更加明显。

从整体市场波动层面来看,本部分利用沪深300指数收益的时间序列数据构建TGARCH(1,1)模型,考察量化投资基金的相对市场规模和股票市场波动之间的关系。通过实证结果可以发现:首先,目前的数据和计量分析表明,量化投资基金发展对稳定股市起到了一定的积极作用;其次,利好消息给股市波动带来的影响强于利空消息;再次,中国股市收益率与美国股市收益率显著正相关,两者具有一定的同步性。当然,在市场整体层面的研究也存在一定的不足,表现为由于数据获取的限制,本文所采用的主要是公募量化投资基金的相对规模数据,且数据的频率为季度,可能存在代表性不足的问题。

## 五、面临赎回压力的量化投资基金抛售对个股波动的影响

当投资者要求赎回基金份额,即面临更大的赎回压力之时,基金的资金会大量流出,资产规模也随之缩减,基金在面临赎回压力的背景下更多可能是不得不抛售其所持有的股票。由此可见,基金所面临的赎回压力也会传递到股票市场交易当中,进而影响个股收益和波动(Beggs et al., 2019)。本部分的研究借鉴已有的研究成果,利用 Coval and Stafford (2007) 和 Beggs et al. (2019) 所采取的基金赎回压力指标,结合陈玉罡和王伟洲(2012)的计量回归方法,进一步细致考察量化投资基金面临赎回压力时所进行的股票资产抛售行为是否会导致显著的个股股价波动。

### (一) 微观个股波动影响的研究设计

考虑到数据和样本的可得性,以及需要基金存续的时间和交易数据量,本文选取的量化投资基金样本为2011年第1季度至2021年第4季度仍在运作的公募量化投资基金,共计539只。由于基金半年度才会披露持股的明细数据,因此计算基金持股变化情况采用基金的重仓股和明细持股数据对比计算得出,所需要的基金期末资产净值、重仓股数据、股票

季度交易股数等均来源于 RESSET 数据库。

1. 识别面临赎回压力的量化基金。当基金面临投资者巨额赎回基金份额压力时,往往意味着基金资产将会有大量资金流出,本文衡量基金赎回压力的方法详细说明如下。

首先,计算出基金当季度的资金净流量:

$$\text{Flow}_{j,t} = \text{TNA}_{j,t} - \text{TNA}_{j,t-1} \times (1 + R_{j,t}) \quad (4)$$

式(4)中,  $\text{Flow}_{j,t}$  表示  $j$  基金在第  $t$  季度的资金净流量,  $\text{TNA}_{j,t}$  表示  $j$  基金在第  $t$  季度的基金期末资产净值,  $R_{j,t}$  表示  $j$  基金在第  $t$  季度的净值收益率,以季度净值增长率来衡量。式(4)表示,基金第  $t$  季度的资金净流量等于基金季度末净资产减去上一季度末净资产所带来的收益。

其次,计算出基金  $j$  当季度所面临的赎回压力  $\text{REDEM}_{j,t}$ :

$$\text{REDEM}_{j,t} = \frac{\text{Flow}_{j,t}}{\text{TNA}_{j,t-1}} \quad (5)$$

式(5)所表达的含义为:如果第  $t$  季度  $j$  基金的资金净流量  $\text{Flow}_{j,t}$  与上一期的期末基金资产净值  $\text{TNA}_{j,t-1}$  的比值越低,则说明基金所面临的资金净流出规模越大。根据每一期计算出的不同基金的赎回压力  $\text{REDEM}$ ,进一步将样本基金分成十等份,将  $\text{REDEM}$  处于最低 10% 的基金归入面临赎回压力的基金。

2. 识别遭到量化基金抛售的股票。通过对比在第  $t$  季度位于  $\text{REDEM}$  最高 10% 与最低 10% 的两组基金与第  $t-1$  季度的股票持有情况,可以得到基金在此期间股票的买卖信息,然后根据式(6)的计算来识别面临赎回压力而被迫抛售的股票:

$$\text{SALEINDEX}_{i,t} = \frac{\sum_j (\max(0, \Delta \text{Holdings}_{j,i,t}) | \text{REDEM} > \text{percentil}(90\%) + \sum_j (\min(0, \Delta \text{Holdings}_{j,i,t}) | \text{REDEM} < \text{percentil}(10\%))}{\text{AvgVolume}_{i,t}} \quad (6)$$

式(6)中,  $\text{SALEINDEX}_{i,t}$  表示股票  $i$  在第  $t$  季度面临量化基金抛售的压力指数;  $\Delta \text{Holdings}_{j,i,t}$  表明相较于第  $t-1$  季度,基金  $j$  在第  $t$  季度对股票  $i$  的持股变化数;  $\text{AvgVolume}_{i,t}$  代表股票  $i$  在第  $t$  季度的市场交易股数。式(6)所表达的含义是,股票  $i$  在第  $t$  季度被赎回压力最大的一组量化基金所减持的数量与被赎回压力最小的一组量化基金所增持的数量相加得到的净交易量与其在  $t$  期的市场交易量比值。  $\text{SALEINDEX}_{i,t}$  越大,说明股票  $i$  在第  $t$  季度面临的抛售压力越大。

3. 检验购买抛售股票能否获得累计超额收益率。识别出遭到量化基金抛售的股票后,本文使用  $[-250, -61]$  的时间窗口来估计投资组合的  $\beta$  值,并使用公式(7)计算抛售期前后每日投资组合的超额收益率:

$$\text{AR}_{i,t} = r_{i,t}^e - (\hat{\beta}_{1,i} \text{RMRF}_t + \hat{\beta}_{2,i} \text{SMB}_t + \hat{\beta}_{3,i} \text{HML}_t) \quad (7)$$

式(7)中,  $r_{i,t}^e$  表示股票  $i$  在第  $t$  天超过无风险利率的回报,方程中的  $\text{RMRF}_t$ 、 $\text{SMB}_t$ 、 $\text{HML}_t$  分别表示个股  $i$  流通市值加权下的市场风险因子、市值因子、账面市值比因子。

其次,计算被抛售股票投资组合平均异常收益率  $\text{AAR}_{i,t}$ 、累计异常超额收益率  $\text{CAR}_{i,t}$  和累计平均超额收益率  $\text{CAAR}_{i,t}$ ,进一步观察  $\text{CAAR}_{i,t}$  的统计性,从而检验累计超额收益是否显著,具体计算方法见式(8)、式(9)、式(10)。



$$AAR_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_i^N AR_{i,t} \quad (8)$$

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{i,t} \quad (9)$$

$$CAAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AAR_{i,t} \quad (10)$$

4. 量化投资基金抛售压力是否影响个股的 CAR 的检验。借鉴陈玉罡和王伟洲 (2012) 的研究, 本文采用计量模型式 (11)、式 (12) 来最终检验量化投资基金所抛售的个股压力 SALEINDEX<sub>i,t</sub> 是否对抛售当期与抛售后期的个股超额收益产生显著性的影响, 用以解释量化投资基金卖出行为是否是个股收益波动的主要原因。

$$CAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SALEINDEX_{i,t} + \alpha_2 TURNOVER_{i,t} + \alpha_3 DUM_t + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$PASTCAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SALEINDEX_{i,t} + \alpha_2 TURNOVER_{i,t} + \alpha_3 DUM_{i,t} + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

式 (11) 和式 (12) 中, CAR<sub>i,t</sub> 为被抛售股票 i 在抛售期 [-60, 60] 的累计超额收益, PASTCAR<sub>i,t</sub> 为抛售事件发生之前 60 个交易日 [-60, 0] 个股的累计超额收益, SALEINDEX<sub>i,t</sub> 为股票 i 在第 t 季度所面临的抛售压力指数, TURNOVER<sub>i,t</sub> 为股票 i 抛售当季度平均日换手率, v<sub>i</sub> 代表未能观测到的个股其他特征影响。进一步地, 在具体回归过程中, 本文对公司层面数据进行了聚类 (cluster) 处理, 表 5 括号中所报告的结果为经过公司层面聚类调整后稳健标准误计算得到的 t 值。考虑到市场情况的差异, 本文在控制变量中也纳入了牛熊市的虚拟变量, 即利用沪深 300 指数情况对本文所涉及的样本区间进行划分, DUM<sub>t</sub> 为判别抛售期所在季度处于牛市还是熊市, 处于牛市则为 1, 熊市则为 0。

## (二) 实证结果与分析

1. 面临赎回压力基金的识别。根据前文所述的检验步骤和方法, 首先计算出赎回压力 REDEM 指标, 之后根据该指标的大小将基金分成 10 组, 第 1 组与第 10 组分别为面临赎回压力最大与最小的两组。根据表 3 可以发现, 赎回压力最大组的 REDEM 值平均为 -49.19%, 而赎回压力最小组的 REDEM 值平均高达 720.05%, 显示出了明显的差异, 这一结果也在一定程度上体现了 A 股市场量化投资基金之间的资金流动压力存在很大的异质性。从净值收益率来看, 第 1 组与第 10 组存在显著的不同, 说明第 1 组受到业绩压力, 面临投资者赎回压力较大。从基金规模来看, 第 1 组与第 10 组存在明显差异, 受到赎回压力较大的第 1 组基金资金流出导致基金规模较小。

表 3 面临赎回压力基金分组

序号	排序	净值增长率	期末基金净值	REDEM
1(流出)	10%	4.20%	240133862.12	-49.91%
2	20%	3.61%	487548442.98	-25.13%
3	30%	3.13%	632980804.27	-16.59%
4	40%	3.19%	839326256.55	-11.48%
5	50%	3.54%	928460700.22	-7.57%
6	60%	3.18%	964130990.42	-4.03%
7	70%	3.90%	1024092601.64	0.73%
8	80%	4.02%	961678730.44	9.09%
9	90%	4.90%	998834993.79	28.28%
10(流入)	100%	5.36%	811566512.52	720.05%

2. 被抛售股票的累计超额收益。根据基金所公布季度报告披露的重仓股数据,本文识别出在第  $t$  期面临赎回压力的基金持股变化情况,共识别出 312 只被抛售的股票,361 个抛售事件。再根据上文所述计算方式,计算被抛售的股票组合因被抛售而表现的超额收益。将  $t$  期作为

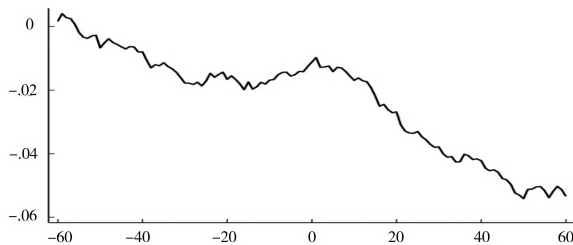


图3 累计平均超额收益率CAAR走势

事件发生日,将事件发生前后 60 个交易日作为事件窗口期  $[-60, 60]$ ,使用  $[-250, -61]$  作为估计窗口计算超额收益的估计参数,具体事件窗口期的累计平均超额收益如图 3 所示。

从图 3 可以初步发现:首先,根据每一期抛售压力股票所构建的投资组合的累计平均超额收益率在抛售公告前 58 个交易日左右开始小于 0,说明基金持股组合内的个股股票在季报公布前就已经开始陆续遭到卖出;其次,到季报公告前的 10 个交易日左右基金的抛售事件减少,股票的累计平均超额收益不再发生显著的波动,股价基本稳定,但此时收益率依然为负;再次,至季报公布的时间点,也就是基金季度报告披露出了重仓股信息之后,累计超额平均收益率走势再次小幅向下,说明基金公告的重仓股持股变化所带来的减持信息给市场带来了一定的“坏消息”,但这一持仓变化信息披露之后的 10 个交易日内股票收益并没有出现显著的下降,量化投资基金的仓位变化信息披露短期没有造成市场大幅下跌。反而,在信息披露的 10 天之后,累计超额收益才开始下跌,而这可能是其他投资者效仿基金的卖出行为导致的。

从以上结果可以看出,根据面临赎回压力的量化投资基金所筛选出的遭到抛售的股票价格产生了一定的波动。在抛售公告前,最低累计平均收益只有  $-2\%$ ,而在基金公布季度重仓股信息之后,10 个交易日内并没有明显的波动;在信息公告披露 10 个交易日之后,市场才又开始出现反应,投资组合收益再次受到影响,而最低点已经接近  $-6\%$ 。尽管以上的结果反映出,面临赎回压力基金所抛售的个股会有向下的收益波动,但这也可能是由于量化投资基金对于选股和择时的正常投资行为,而且也可能是包含了对于股票内在价值判断的有效率结果;再者除了量化基金的卖出之外,其实对于个股价格压力和卖出行为还可能是其他的非量化投资基金与散户投资者的抛售行为所致。因此,根据以上的研究结果并不能够确定,个股累计超额收益的变化是否由于量化投资基金抛售所导致的,需要进一步细致检验量化投资基金面临的抛售压力和股票累计收益之间的关系。

3. 量化投资基金抛售压力和股票 CAR 的关系。本部分通过计量模型,实证检验量化基金持仓个股的抛售压力指数  $SALEINDEX_{i,t}$  对个股累计收益率的影响。

表 4 报告了计量模型中所纳入的主要变量描述性统计结果,从被抛售股票的描述性统计结果来看,抛售压力指数  $SALEINDEX$  最大仅有 0.003,最低只有  $-2.444$ ,均值是  $-0.179$ 。换手率  $TURNOVER$  最大值为 7.979,最小为 0.025,说明个股的股票换手率在抛售期内的差异较大。从 CAR 和  $PASTCAR$  的均值上来看,抛售信息公告之后,投资组合的收益再次受到影响而下降,在季度短中期没有发生明显的反转变

表 4 回归中主要变量的描述性统计

变量名	变量个数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
SALEINDEX	361	-0.179	-0.091	0.282	-2.444	0.003
TURNOVER	361	1.374	1.031	1.206	0.025	7.979
DUM	361	0.607	1	0.489	0	1
CAR	361	-0.053	-0.052	0.290	-1.143	1.046
PASTCAR	361	-0.112	-0.016	0.186	-0.805	0.927

利用固定效应模型回归后的结果在表 5 中列示,从回归结果来看,个股抛售压力指数 SALEINDEX 的回归系数均不显著,这一结果说明量化投资基金的抛售压力并没有对抛售窗口期和抛售前 60 个交易日的个股超额收益产生显著的影响;结合已有研究的结论,实际上国内外量化投资基金在选择标的股票时更多会投资于流动性较好的个股,因此个股的流动性深度和宽度都较好,交易对于股价变化的影响并不十分明显。以上的证据表明,A 股市场的量化投资基金抛售对于所交易的个股收益率而言并没有产生显著的影响。同时,回归的结果也发现牛熊市行情对于抛售事件后的累计超额收益不存在显著影响。

表 5 抛售压力和股票累计超额收益的回归结果

	(1)	(2)
变量	CAR	PASTCAR
SALEINDEX	-0.127 (-0.976)	0.054 (0.621)
TURNOVER	0.085* (1.762)	0.033 (0.838)
DUM	0.097 (0.968)	0.009 (0.169)
样本数	361	361
R <sup>2</sup>	0.083	0.016

注:括号内的 t 值为经过公司层面聚类调整后稳健标准误计算得到,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,本表省略了常数项、个体固定效应和季度时间固定效应结果,表 6~表 9 同

4. 量化投资基金的趋同性交易信号和股价波动关系检验。量化基金趋同性抛售对于个股股价产生明显影响的假设前提是,不同量化投资机构的策略与回测过程是同质性的,机构之间趋同性抛售在交易量上可能并不相同,但在趋同性策略的信息方面可以形成合力<sup>①</sup>;因此,抛售压力指数 SALEINDEX 所代表的个股抛售交易量仅仅是一个交易规模变量,而量化投资基金趋同性抛售个股的机构数量反映了基金策略趋同的信息,可以更好反应量化基金趋同性交易特征的信息。本文加入面临赎回压力而进行抛售个股行为的量化投资基金机构数量之和作为量化投资趋同性交易信息的衡量指标,进一步检验量化基金趋同性抛售信息对个股收益的影响。

量化基金相较于非量化基金所选择的股票更具有相关性,在面临同一市场信号时,量化基金可能由于投资组合较高的股票组合重叠程度而出现多只基金抛售同一只股票,尽管

①感谢匿名审稿人在量化投资基金趋同交易导致个股收益风险方面给出的建议。

抛售数量可能存在差异,但一致的抛售信息和行为可能造成个股股价的波动(Coval and Stafford,2007;Beggs et al.,2019)。为了验证量化基金投资的趋同性与股票收益率的关系,本文将处于赎回压力背景下同时抛售个股的量化基金机构数量(NUM)作为量化基金投资趋同性信号的指标,从抛售公告前后120个交易日(CAR)、抛售前60个交易日(PASTCAR)与抛售公告后60个交易日(FUCAR)三个窗口期对个股收益的影响进行检验。

从表6可以看出,在这三个时间段,个股抛售压力指数依然没有对个股累计超额收益造成显著性影响;抛售个股的量化基金数量(NUM)与个股累计超额收益之间存在显著的负相关关系,即量化基金投资的趋同性抛售信号能够引起个股累计超额收益下跌。从系数结果上看,抛售公告后机构数量NUM的回归系数值比抛售前更大,显著性水平也更高。这说明抛售公告向市场公开释放交易信号后,投资者参考量化投资基金的交易决策跟风卖出,进一步造成了个股累计超额收益的下跌;机构卖出带来的信号释放,除了引起其他投资者的跟风卖出,还可能短期内造成失衡的股票供需关系,进而对股价暴跌产生促进作用(高昊宇等,2022)。综上,本文发现,量化基金对个股超额收益造成影响更多地源于量化基金趋同性交易的信号,进而影响个人投资者交易决策;而量化基金交易规模所产生的个股抛售压力对股价下跌的影响并不显著。

实际上,这也体现了量化投资影响的“一个硬币总有两面”特征:在总体的规模发展层面,量化基金交易规模不断增长对于股市整体波动存在正面影响;但在同质化的趋同交易信息影响个股层面,量化基金数量不断增加的同时,类似的抛售信号则可能会引起趋同性交易的股价下跌风险。

表6 抛售压力和股票累计超额收益的回归结果

	(1)	(2)	(3)
变量	CAR	PASTCAR	FUCAR
NUM	-0.035 *** (-3.622)	-0.010 *** (-2.745)	-0.026 *** (-3.421)
SALEINDEX	-0.032 (-0.263)	0.082 (0.923)	-0.079 (-1.263)
TURNOVER	0.070 (1.401)	0.029 (0.725)	0.035 (1.149)
DUM	0.152 * (1.826)	0.025 (0.479)	0.135 *** (2.632)
样本数	361	361	361
R <sup>2</sup>	0.227	0.046	0.339

## (二) 稳健性检验

1. 替换变量计算方式。前文利用Fama-French三因子估计并计算出抛售事件窗口个股累计平均超额收益,同时也用这一变量进行了相应的抛售压力指数的回归分析。为了进一步提供稳健性的结果,本文对股票收益变量进行了重新计算和替换,采用Fama-French五因子模型估计并计算了个股累计超额收益CAR,结果和之前相一致;量化投资基金的卖出并不是导致股票收益下降的直接原因,后期的股价下跌则可能是其他投资者的卖出行为导致。



表 7 报告了五因子超额收益计算的个股累计超额收益率,个股抛售压力指数对于抛售窗口期与抛售前 60 个交易日累计超额收益率影响。根据回归结果来看,抛售压力指数 SALEINDEX 的回归系数仍然在统计意义上并不显著,均未对 CAR 与 PASTCAR 产生显著性影响,且方向也未发生变化,这进一步验证了前文回归结果的稳健性。

表 7 抛售压力和股票累计超额收益的回归结果 (FF 五因子)

	(1)	(2)
变量	CAR	PASTCAR
SALEINDEX	-0.212 (-1.324)	0.003 (0.039)
TURNOVER	0.082* (1.751)	0.032 (1.036)
DUM	0.150 (1.532)	0.029 (0.534)
样本数	361	361
R <sup>2</sup>	0.155	0.021

2. 抛售压力指数对于抛售期股票收益率和波动的影响。前文验证了抛售压力指数对个股累计超额收益的影响,为了更进一步检验 SALEINDEX 对于个股的实际累计收益和收益波动率是否存在显著影响,本文将被解释变量替换为个股收益波动率 $\sigma_i$ 和个股实际的季度累计收益率 Qtrcret;个股收益波动率 $\sigma_i$ 采用被抛售个股季度内股票日收益率的标准差衡量,个股累计收益率采用考虑现金红利再投资的季度收益率表示,估计结果见表 8。

从表 8 来看,抛售压力指数对个股收益波动率和实际季度累计收益的影响仍然在统计意义上不显著;但从 t 值的变化来看,个股抛售压力指数 SALEINDEX 对于收益波动率的影响有一定的增大;进一步可以发现,个股季度换手率 TURNOVER 的回归系数显著为正,且在 1% 水平显著,这说明换手率越高,个股收益波动越大;股票市场的牛熊市状态变量 DUM 的回归系数为负,这说明相较于牛市,熊市更容易加剧个股收益的波动,投资者在熊市期间更容易产生非理性行为,盲目跟风买入或卖出个股,造成个股股价产生大幅波动。

表 8 抛售压力指数和个股收益波动率的回归结果

	(1)	(2)
变量	$\sigma_i$	Qtrcret
SALEINDEX	0.002 (1.486)	0.042 (1.009)
TURNOVER	0.007*** (18.955)	0.059*** (6.052)
DUM	-0.003*** (-3.468)	0.090*** (3.718)
样本数	361	361
R <sup>2</sup>	0.512	0.126

3. 剔除股灾时期的重新检验。2015 年中国 A 股市场经历了千股跌停的股灾影响,全年股票市场持续的低迷。从各大指数的跌幅程度来看,上证指数从 5174 点跌至 3373 点,

幅度 34.8% ;深证指数从 18182 点跌至 10850 点,幅度 40.3% ;代表成长股的核心指数中证 500 从 11589 点跌至 6444 点,幅度 44.4% ,整个市场都面临股价大幅波动与收益率大幅下跌的窘境。为了剔除股灾期间市场异常所产生的影响,本文进一步识别出 2015 年股灾期间面临赎回压力的量化基金抛售个股并对其进行剔除,然后利用其余年份的数据重新进行了前文的基准回归(表 9)。

从表 9 的稳健性检验结果来看,在剔除了 2015 年股灾期间的数据样本之后,个股抛售压力指数对于被抛售股票在抛售窗口期的累计超额收益影响仍然不显著,而且本文也提供了抛售压力指数对于个股收益波动率影响的回归结果,SALEINDEX 的回归系数显著性水平与方向与表 5 列(1)相比,均没有发生显著的变化,这进一步验证了本文之前回归结果的稳健性。总体来看,在本文的窗口期间,当 A 股市场量化投资基金面临赎回压力的时候,对于个股的抛售所造成的压力并不是该股票收益下降和收益率波动的重要因素,这实际上意味着量化投资基金的交易并没有对股票市场波动和个股价格产生显著负面影响。

表 9 剔除股灾期间的重新回归结果

变量	(1) CAR	(2) PASTCAR	(3) $\sigma_i$
SALEINDEX	-0.050 (-0.401)	0.097 (1.045)	0.004 (1.145)
TURNOVER	0.120 ** (2.314)	0.060 (1.291)	0.007 *** (3.202)
DUM	0.127 (1.220)	0.028 (0.495)	-0.003 (-1.602)
样本数	343	343	343
R <sup>2</sup>	0.117	0.046	0.383

## 六、研究结论和启示

近年来量化投资基金和量化策略在中国市场获得了极大关注,特别是最近两年市场的波动和关于量化投资的传闻轶事更引起了广泛担忧,使得中国证券市场的监管部门和投资者对于量化投资的态度都更趋谨慎。立足于这一背景,本文从市场整体层面和微观个股层面分别检验了中国 A 股市场的量化投资基金相对规模与基金面临赎回压力下的抛售行为对于股票收益及其波动的影响,得到了以下主要研究结论:从市场总体层面来看,目前的量化投资基金相对市场规模没有加剧中国 A 股市场的波动,量化投资基金规模对 A 股市场指数收益的稳定起到了积极作用;A 股市场整体层面的收益率波动容易受到美股市场收益率波动的影响,二者之间呈现了一定的同步性关系。在微观个股层面,回归检验结果发现,个股所面临的基金抛售压力和股票收益之间并没有呈现显著的关系,但是量化基金趋同性抛售的机构数量会对股票收益产生显著负向影响。

本文的研究结论有如下启示。首先,在目前阶段,监管部门应该引导量化投资基金的良性发展,理性看待量化基金,进一步丰富中国证券市场的参与机构主体,培育不同类型机构投资者并发挥其提升定价效率、稳定市场的功能。其次,金融市场的监管部门需要关注

量化投资基金交易策略趋同所导致的同质化交易倾向风险;尤其是对于多个量化投资基金持股的公司,更要注意趋同交易信息所产生的信号风险,这就需加强市场信息披露,强化公司个股的信息透明度和机构投资者的信息披露,监管部门有必要加快对量化投资基金同质化倾向的信息监测,构建同质化交易预警和相应的处理机制。最后,市场投资者也需要树立科学理性的投资理念,非理性投资行为会极大扰乱 A 股市场的稳定,监管者、行业协会和机构投资者都需要对中小投资者进行投资教育和理念培养,引导其通过正确方式参与基金投资合理配置金融资产,从而形成长期理性的投资理念,减少市场噪声,避免散户投资者的非理性行为和过度损失。

#### 参考文献:

- 陈玉罡,王伟洲. 开放式基金的资产抛售与股票折价套利[J]. 上海金融,2012(5).
- 董裕平. 防范同质化加剧系统性金融风险——美国次贷危机的警示[J]. 国际金融研究,2009(7).
- 高昊宇,刘伟,马超群,杨晓光. 机构卖出和暴跌风险:优势信息的作用[J]. 管理科学学报,2022(1).
- 黄锐. 量化交易改善了中国股指期货市场质量吗? ——基于股指期货高频数据的分析[J]. 金融经济学研究,2016(3).
- 李斌,林彦,唐闻轩. ML-TEA:一套基于机器学习和技术分析量化投资算法[J]. 系统工程理论与实践,2017(5).
- 李斌,邵新月,李玥阳. 机器学习驱动的基本面量化投资研究[J]. 中国工业经济,2019(8).
- 刘振彪,何天. 机构投资者影响中国股价波动的实证研究[J]. 财经理论与实践,2016(1).
- 熊正德,谢敏. 中国利率与股市间波动溢出效应的实证研究[J]. 财经理论与实践,2007(1).
- 曾志坚,江洲. 宏观经济变量对股票价格的影响研究[J]. 财经理论与实践,2007(1).
- Abis S.,2020. Man vs. Machine:Quantitative and Discretionary Equity Management, *Working Paper*.
- Abreu D., and M. K. Brunnermeier,2002. Synchronization Risk and Delayed Arbitrage. *Journal of Financial Economics*,66(2-3):341-360.
- Abreu D., and M. K. Brunnermeier,2003. Bubbles and Crashes. *Econometrica*,71(1):173-204.
- Beggs W.,J. Brogaard, and A. Hill-Kleespie,2019. Quantitative Investing and Market Instability, *Working Paper*.
- Brogaard J., T. Hendershott, and R. Riordan,2014. High-Frequency Trading and Price Discovery, *The Review of Financial Studies*,27(8):2267-2306.
- Cai F., S. Han, D. Li, and Y. Li,2019. Institutional Herding and Its Price Impact:Evidence from the Corporate Bond Market, *Journal of Financial Economics*,131(1):139-167.
- Coval J., and E. Stafford,2007. Asset Fire Sales (and Purchases) in Equity Markets, *Journal of Financial Economics*,86(2):479-512.
- Falato A., A. Hortacsu, D. Li, and C. Shin,2021. Fire-Sale Spillovers in Debt Markets, *The Journal of Finance*,76(6):3055-3102.
- Hasbrouck J., and G. Saar. 2013. Low-latency Trading, *Journal of Financial Markets*,16(4):646-679.
- Heaton J. B.,2018. Quantitative Investing and the Limits of (Deep) Learning from Financial Data, *Journal of Financial Transformation*,47:117-122.
- Hendershott T., and R. Riordan,2013. Algorithmic Trading and the Market for Liquidity, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*,48(4):1001-1024.
- Kirilenko A. A., and A. W. Lo,2013. Moore's Law versus Murphy's Law: Algorithmic Trading and Its Discontents, *Journal of Economic Perspectives*,27(2):51-72.

Malikov G., and P. Pasquariello, 2021. Quants, Strategic Speculation, and Financial Market Quality, *Working Paper*.

(责任编辑 李长春)

## Quantitative Investment Funds and Stock Market Stability

Zhou Fangzhao, Shi Xiangxiang, He Zhifang, Chen Jiaqi

**Abstract:** This study investigates the impact of quantitative investment funds on market index volatility and individual stock returns at both the market and individual stock levels, respectively, using the TGARCH(1,1) and fixed-effect regression models based on the data of quantitative investment fund holdings from the fourth quarter of 2003 to the fourth quarter of 2021. The study found that the relative size of quantitative fund holdings can significantly mitigate the volatility of returns on Shanghai and Shenzhen A-share indices at the overall market level. At the macro individual stock level, this study constructs a selling pressure index for individual stocks and a convergence trading variable for funds based on individual stock sell-offs by quantitative investment funds in the face of redemption pressure. The results revealed that individual stock sell-offs by quantitative investment funds neither cause significant volatility in stock returns nor a significant decline in stock prices; however, convergence selling signals from multiple quantitative investment funds had a significant negative impact on stock returns. Therefore, the relevant departments should not only give attention to the positive effect of the increased size of quantitative investment funds on market stability but also constrain the possible adverse effects of convergence trading.

**Keywords:** quantitative investment fund, selling pressure, converging institutions, market volatility, stock return