

卖空行为处置效应的影响因素研究

——来自我国A股市场的证据

贺 静, 廖 昕, 何 玥

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年10月19日; 录用日期: 2024年11月20日; 发布日期: 2025年1月7日

摘 要

随着我国资本市场的不断发展和完善, 卖空机制作为市场的重要组成部分, 其运行效率与投资者行为特征日益受到关注。本文以我国A股投资者的卖空行为为研究对象, 实证研究了我国A股卖空行为处置效应的影响因素。研究发现, 首先, 我国A股投资者的卖空行为具有处置效应; 其次, 信息不对称会增强我国A股投资者卖空行为的处置效应; 最后在异质性检验中, 公司规模越大、卖空高机构持股比例的股票以及在牛市时, 我国A股投资者卖空行为的处置效应将会减弱。本文不仅揭示了我国A股投资者卖空行为处置效应的存在及其影响因素, 还为理解市场行为、优化投资策略以及制定监管政策提供了重要的参考依据。

关键词

卖空行为, 处置效应, 影响因素

Research on Influencing Factors of Short-Selling Behavior in Disposition Effect

—Evidence from China's A-Share Market

Jing He, Xin Liao, Yue He

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Oct. 19th, 2024; accepted: Nov. 20th, 2024; published: Jan. 7th, 2025

Abstract

With the continuous development and improvement of China's capital market, short-selling mechanism, as an important part of the market, has attracted more and more attention for its operating efficiency and investor behavior characteristics. This paper takes the short-selling behavior of A-share

investors in China as the research object, and empirically studies the influencing factors of disposition effect of A-share short-selling behavior in China. It is found that, firstly, the short-selling behavior of A-share investors in China has disposition effect; Secondly, information asymmetry will enhance the disposition effect of short-selling behavior of A-share investors in China; Finally, in the heterogeneity test, the bigger the company is, the shorter the stocks with high institutional shareholding ratio, and in the bull market, the disposition effect of short-selling behavior of A-share investors in China will be weakened. This paper not only reveals the existence and influencing factors of short-selling behavior of A-share investors in China, but also provides an important reference basis for understanding market behavior, optimizing investment strategies and formulating regulatory policies.

Keywords

Short-Selling Behavior, Disposition Effect, Influencing Factors

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

处置效应是行为金融学中的非理性行为之一，主要指投资者根据其选择的某一价格水平作为参考点，以此来判断资产是处于盈利状态还是亏损状态。如果资产处于盈利状态，投资者更倾向于出售资产来获取收益；如果资产处于亏损状态，投资者更倾向于继续持有资产。在处置效应中，做多者在资产盈利时倾向于迅速卖出以锁定收益，而在亏损时则可能犹豫不决，持续持有；相反，做空者在盈利时可能更为贪婪，寻求更大收益，而在面临亏损时则更可能迅速平仓以控制损失。处置效应的存在使得投资者无法对投资风险和资产估值进行客观判断，导致其长期持有已经不具有投资价值的资产，过早卖出具有增值潜力的资产，最终导致自身收益水平降低，这也是我国资本市场的投资者出现较多亏损的原因。

鉴于市场长期单边上涨带来的风险累积，以及投资者日益增长的对于多样化金融产品和有效风险管理工具的需求，随着我国资本市场的逐步成熟，引入并完善卖空机制成为提升市场运作效率、保障投资者权益的关键步骤。2010年3月，我国正式启动了融券卖空试点交易，这一举措标志着我国资本市场打破了长期的卖空限制，正式迈入了做多与卖空并存的双边交易新时代。卖空机制在我国资本市场中占据举足轻重的地位，它显著增强了市场的流动性，有效促进了价格的合理发现，并为投资者提供了宝贵的避险手段，对于维护资本市场的稳健发展起到了积极作用。随着融券卖空政策的实施，越来越多的学者对其展开研究，其中大部分学者主要研究了融券卖空政策对股市的影响，少部分学者研究了融券卖空投资者的非理性行为。而在融券卖空投资者非理性行为的研究中，已经有学者研究发现我国融券卖空市场中存在处置效应。梅立兴等通过实证研究发现，我国融资融券投资者的交易行为具有处置效应[1]。刘帅等(2021) [2]利用资本利得和周换手率等数据实证也发现了我国融资融券市场存在处置效应。而在国外，von Bastian 和 Massimo (2020) [3]实证发现，美国股市的卖空投资者在交易过程中表现出处置效应。da Silva 等(2021) [4]研究发现了葡萄牙金融市场中投资者在交易股票与基金时的处置效应不同。对于卖空行为处置效应影响因素的研究，国外学者则主要研究了并购、公司规模、机构持股比例和融券成本等对卖空行为处置效应的影响[3]，国内学者主要从投资者的年龄、性别、学历和参与股市的年龄等个人特征角度进行研究[1] [5]。

目前,国内学者们主要采用投资者的融资融券整体交易数据证实了我国股票市场投资者行为处置效应的存在,且关注于投资者个人特征对融券行为处置效应的影响,并未单独从卖空行为角度进行研究。在此基础上,本文参考 von Bastian 和 Massimo (2020) [3]的方法,采用股票的卖空量和平仓量等数据更全面地验证我国股票市场卖空行为处置效应的存在性,并进一步深入探讨信息不对称、公司规模、机构持股比例以及市场牛熊周期等市场环境因素对我国股票市场卖空行为处置效应的影响。本文为卖空行为处置效应的影响因素研究提供了新的视角,所得结论有助于监管机构更全面地理解卖空投资者的投资行为,从而更好地引导投资者理性交易,优化对股票市场的监管,提高市场效率,推动我国股票市场的健康发展和长期稳定。

2. 文献综述

在现有的研究中,有关卖空机制的研究主要聚焦在金融市场流动性、股票定价以及金融市场波动性的影响等方面。在金融流动性方面,学者普遍认为卖空交易可以增加金融市场的流动性,Woolridge 和 Dickinson (1994) [6]通过研究发现当股价非理性上涨时,投资者可以融券卖空,提高了股票的流动性。Beber 和 Pagano (2013) [7]通过利用 2007~2009 年各国政府在金融危机期间实施卖空禁令的有关交易数据,发现限制卖空会降低股市的流动性。在股票定价方面,有些学者认为,卖空交易对股票定价具有积极影响。Merl 等(2023) [8]通过实验发现,当市场禁止卖空时,知情交易者会减少交易。在允许卖空和知情交易的市场中,股票发生错误定价的概率最小。Fan 和 Gao (2024) [9]研究了我国卖空机制对股票价格的影响,结果发现卖空交易活跃的股票会更快将市场信息纳入股价,提高股票定价的信息效率。在金融市场波动性方面,大多数研究显示卖空交易能够降低市场的波动性。Seguin (1990) [10]通过研究发现融券机制能够让信息得到更充分的传递,增加成交量,降低股市波动。Duong 等(2023) [11]通过研究债券市场的卖空机制,发现卖空代表了投资者的异质信念,而异质信念会导致较大的交易量并引起市场股价较大的波动。

在投资者处置效应的研究中,已经有较多文献证明其存在性。Lakonishok 和 Smidt (1986) [12]通过研究美国股票的历史价格与异常交易量的关系,发现盈利股票比亏损股票会产生更高的异常交易量,由此证明美国股票投资者存在处置效应。任德平等(2013) [13]以我国股票市场的交易数据为样本,通过线性量价回归模型证明了中国投资者存在处置效应。在卖空行为处置效应及其影响因素的研究中,von Bastian 和 Massimo (2020) [3]通过探讨美国股市卖空者的平仓量与资本利得的关系,发现被认为成熟和理性的卖空者存在处置效应。同时,进一步分析了融券费率、公司规模、股市流动性和机构持股比例等因素对处置效应的影响。Chague 等(2019) [14]以巴西股票市场的卖空投资者为研究对象,实证发现非成熟的卖空投资者存在处置效应。梅立兴等(2020) [1]以我国某大型券商的融资融券投资者个人交易数据为样本,实证发现了我国投资者交易行为存在处置效应,并从融资融券投资者个人特征的角度,研究了投资者性别、年龄、投资股票的时间和学历对处置效应的影响。

基于以上内容可知,现有文献对于卖空机制的研究主要基于市场的有效性,研究卖空对金融市场流动性、股票定价以及金融市场波动性的影响。在对处置效应的研究中,大部分文献以做多市场为研究对象,研究处置效应的存在性。而针对我国 A 股卖空市场处置效应进行相关研究的文献较少。对处置效应存在性的检验,主要采用的是部分融资融券投资者的个人交易数据。因此,本文在梳理和借鉴国内外学者的研究成果的基础上,基于我国 A 股市场股票的卖空量和平仓量,更全面地证实我国股票市场卖空行为处置效应的存在性,并进一步探讨信息不对称、公司规模、机构持股比例、市场牛熊周期等因素对其的影响。

3. 理论机制

较多学者已通过研究发现普通做多投资者在证券交易中存在处置效应(史永东等,2009;周为,2019;

武佳薇等, 2020) [15]-[17]。而本文结合前景理论[18], 认为我国 A 股卖空行为也存在处置效应。当我国 A 股卖空投资者已经进入市场时, 其面对正资本利得的股票, 会受到确定效应和高融券交易费率的影响, 增大正资本利得的主观效用, 或认为其他投资者掌握了与其相同的信息, 未来股价不存在继续下跌的空间, 或受到均值回归理论的影响, 选择平仓[19]。而当其面对的是负资本利得的股票时, 会受到损失厌恶的影响, 不愿将账面亏损变为现实, 或认为其他投资者没有掌握全部的信息, 现有股价被高估了, 未来会下降, 或受到均值回归理论的影响, 选择继续做空资本利得为负的股票。此时, 我国 A 股卖空投资者会受到可得性偏见的影响, 对估值产生偏差, 从而产生处置效应。因此, 本文提出如下假设:

假设 1: 我国 A 股投资者的卖空行为具有处置效应。

在真实的证券市场中, 完全有效、信息完全透明的市场是不存在的, 会普遍存在信息不对称的现象。信息不对称程度越大, 我国 A 股卖空投资者获取的信息数量越少或准确性越低。基于前景理论, 卖空投资者会给股票评估一个较低的参考价格, 再加上我国 A 股卖空投资者具有过度自信的心理[20], 认为其他投资者掌握的信息不够全面, 所以会相信其参考价格的准确性, 选择继续做空当前亏损的股票, 处置效应增强。因此, 本文提出如下假设:

假设 2: 信息不对称会增强我国 A 股投资者卖空行为的处置效应。

4. 数据来源及模型构建

4.1. 数据来源

我国的 A 股卖空交易于 2010 年 3 月 31 日开始。因此, 本文选取了 2010 年 3 月 31 日~2022 年 12 月 31 日作为时间区间, 选取可融券卖空的股票作为研究对象。为了保证实证结果的可靠性, 本文对样本做了如下处理: 1) 剔除 ST、*ST 和 PT 的股票。2) 由于金融行业具有特殊性, 为了避免金融行业的数据对本文实证结果的影响, 本文剔除了金融行业的数据。3) 剔除数据缺失严重的样本。4) 剔除样本时间区间曾被移出融券标的范围的股票。最终, 本文共获得 150,288 个 A 股交易数据, 所有数据均来源于国泰安和锐思数据库, 数据频率为周度, 所有数据均进行了缩尾处理。

4.2. 模型构建

本文借鉴了 von Bastian 和 Massimo (2020) [3]的方法, 使用模型(1)来检验假设 1:

$$\text{closing}_{i,t} = \alpha 1 * \text{scgo}_{i,t} + \alpha 2 * \text{control}_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $\text{closing}_{i,t}$ 是股票 i 在 t 周的平仓量, $\text{scgo}_{i,t}$ 是投资者在 t 周卖空股票 i 的资本利得, $\text{control}_{i,t}$ 表示一系列控制变量, u_i 、 v_t 则分别表示公司固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示残差。

为了验证信息不对称性对我国 A 股卖空行为的处置效应的影响, 我们使用模型(2)来验证假设 2:

$$\begin{aligned} \text{closing}_{i,t} = & \alpha 1 * \text{scgo}_{i,t} * \text{evaluationresult}_{i,t} + \alpha 2 * \text{control}_{i,t} + \\ & + \alpha 3 * \text{evaluationresult}_{i,t} + \alpha 4 * \text{control}_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $\text{closing}_{i,t}$ 是股票 i 在 t 周的平仓量, $\text{scgo}_{i,t}$ 是投资者在 t 周卖空股票 i 的资本利得, $\text{control}_{i,t}$ 表示一系列控制变量, u_i 、 v_t 则分别表示公司固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示残差。

4.3. 变量选取

4.3.1. 被解释变量——平仓量

由于我国 A 股卖空投资者的个人交易数据难以获取, 本文使用了我国 A 股卖空投资者的市场交易数据来估计投资者的卖空行为。本文借鉴 von Bastian 和 Massimo (2020) [3]的做法, 将与处置效应有关的平

仓量定义为我国 A 股卖空投资者在本期的融券偿还量占上一期融券余量的百分比，如模型(3)所示：

$$\text{closing}_{i,t} = \frac{\text{shares return}_{i,t}}{\text{shares on loan}_{i,t-1}} \quad (3)$$

其中， $\text{closing}_{i,t}$ 衡量了 A 股卖空投资者在 t 周平仓股票 i 的情况，即 A 股卖空投资者的平仓量； $\text{shares return}_{i,t}$ 表示 A 股卖空投资者在 t 周归还股票 i 的数量，即为数据库中股票 i 的融券偿还量； $\text{shares on loan}_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 周市场上 A 股卖空投资者正在借入股票 i 的数量，即为数据库中股票 i 的融券余量。

4.3.2. 解释变量——资本利得

借鉴 Grinblatt 和 Han (2005) [21] 的做法，本文选取我国 A 股卖空投资者进入市场的平均价格作为参考点，即将本期收盘价与上一期参考价格加权平均，权重则是 A 股卖空投资者本期新借入的股票百分比和本期之前借入股票的百分比。用如下公式(4)递推得出：

$$R_{i,t} = R_{i,t-1} * \left(1 - \frac{\text{shares newly borrowed}_{i,t}}{\text{shares on loan}_{i,t}} \right) + \frac{\text{shares newly borrowed}_{i,t}}{\text{shares on loan}_{i,t}} * P_{i,t} \quad (4)$$

其中， $R_{i,t}$ 表示 t 周，A 股卖空投资者主观设定的股票 i 的参考价格； $R_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 周，A 股卖空投资者主观设定的股票 i 的参考价格； $P_{i,t}$ 表示股票 i 在 t 周的收盘价； $\text{shares newly borrowed}_{i,t}$ 表示 A 股卖空投资者在 t 周借入股票 i 的数量，用股票 i 的融券卖出量来表示； $\text{shares on loan}_{i,t}$ 表示 t 周市场上 A 股卖空投资者对股票 i 的总借入数量，用股票 i 的融券余量来表示。之后，根据卖空投资者的参考价格计算其在每一期的资本利得。

由于卖空投资者是先做空股票，后买入股票，所以当股票的市场价格下降时，卖空投资者可以获取收益，资本利得为正；当股票的市场价格上升时，卖空投资者就会面临亏损，资本利得为负。因此，资本利得的计算公式如下：

$$\text{SCGO}_{i,t} = \frac{R_{i,t} + P_{i,t}}{R_{i,t}} \quad (5)$$

其中， $\text{SCGO}_{i,t}$ 表示股票 i 在 t 周的资本利得； $R_{i,t}$ 表示 A 股卖空投资者在 t 周买入股票 i 的平均价格，即公式(5)计算的参考价格； $P_{i,t}$ 表示股票 i 在 t 周的市场价格，本文用收盘价表示。

4.3.3. 控制变量

通过参考文献[3]，本文选取了公司规模、账面市值比、机构所有权广度、机构投资者持股百分比、分析师预测数量、前 1 期至前 4 期周收益率均值、前 5 期至前 52 期周收益率均值、前 1 期至前 52 期股票周换手率均值作为控制变量。综上所述，本文相关变量具体情况如下表 1 所示。

Table 1. Summary table of variables

表 1. 变量汇总表

符号	变量名称	计算方法
closing	平仓量	如公式(3)
scgo	资本利得	如公式(4)和(5)
ret	股票收益率	数据库可得
evaluationresult	信息不对称程度	采用上海证券交易所和深圳证券交易所每年度发布的对各个上市公司的会计信息披露质量评价等级报告，分为 1 至 4 四个等级，1 表示优秀，2 表示良好，3 表示合格，4 表示不合格。等级数越大，表示该公司的信息不对称程度越大

续表

size	公司规模	Log (市场价值)
bm	账面市值比	市场价值/账面价值
inowner	机构持股数量占比	机构投资者持有股票 i 的数量/股票 i 的流通股数
breathowner	机构所有权广度	持有股票 i 的机构数量/机构总数
lnanalysts	发布盈利预测的分析师数量	Log (1 + 发布盈利预测的分析师数量), 当没有分析师发布盈利预测时取 0
mrett-4tot-1	前 1 期至前 4 期周收益率均值	Meant-4tot-1 (周收益率)
mrett-52tot-5	前 5 期至前 52 期周收益率均值	Meant-52tot-5 (周收益率)
mturnt-52tot-1	前 1 期至前 52 期股票周换手率均值	Meant-52tot-1 (交易量/流通股股数)

4.3.4. 描述性统计分析

本文在研究过程中对有关变量进行了描述性统计分析, 如表 2 所示。由表可知, 平仓量 closing 的均值为 1.432, 标准差为 3.764, 最小值为 0, 最大值为 31.706, 说明我国 A 股卖空投资者平仓情况的差别较大。资本利得 scgo 的均值为 0.180, 最小值为-0.783, 最大值为 1.542, 标准差为 0.415, 平均来看, 我国 A 股卖空投资者总体的收益不高, 这也体现了我国 A 股卖空投资者并非全是完全理性、富有经验的投资者。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
closing	150,288	1.432	3.764	0	31.706
scgo	150,288	0.180	0.415	-0.783	1.542
evaluationresult	150,288	1.737	0.609	1	4
size	150,288	16.370	0.862	14.762	18.964
bm	150,288	0.003	0.002	0.003	0.0140
inowner	150,288	0.620	0.460	0.011	3.025
breathowner	150,288	0.725	0.651	0.045	3.441
lnanalysts	150,288	0.196	0.488	0	2.398
mrett-4tot-1	150,288	0.003	0.028	-0.063	0.095
mrett-52tot-5	150,288	0.003	0.008	-0.013	0.028
mturnt-52tot-1	150,288	0.089	0.069	0.009	0.35

5. 回归结果分析

5.1. 基础回归和调节效应分析

假设 1 和 2 的回归结果如表 3 所示。在第(1)列中, 资本利得(scgo)的回归系数为正, 且在 1%水平下显著, 表示资本利得与平仓量呈正相关关系。这说明当我国 A 股投资者卖空股票的资本利得为正时, 他们倾向于平仓股票, 即我国 A 股投资者的卖空行为存在处置效应。在第(2)列中, 资本利得(scgo)的系数为 2.289, 信息不对称与资本利得交乘项(scgo $\times$ evaluationresult)的系数为 0.148, 且均在 1%的水平下显著, 说明信息不对称程度越高, 我国 A 股投资者在卖空股票获取正资本利得后, 越有可能平仓, 从而信息不对称程度会增强我国 A 股卖空行为的处置效应。这是因为信息不对称会使得投资者可获取的信息较少, 或基于非准确的信息做出判断, 产生估值偏差, 而在进入市场后又受到过度自信心理或信息理论等的影响, 选择继续做空资本利得为负的股票。因此, 假设 1、2 成立。

Table 3. Existence of disposition effect of short-selling behavior and the influence of information asymmetry
表 3. 卖空行为处置效应的存在性以及信息不对称的影响

Variables	(1)	(2)
	closing	closing
scgo	2.546*** (98.64)	2.289*** (30.81)
evaluationresult	0.020 (0.83)	-0.008 (-0.30)
scgo × evaluationresult		0.148*** (3.70)
size	0.415*** (10.87)	0.415*** (10.88)
bm	22.210*** (2.13)	20.284* (1.94)
inowner	-0.146*** (-3.62)	-0.147*** (-3.66)
breathowner	-0.036** (-2.23)	-0.036** (-2.24)
lnanalysts	0.0303* (1.69)	0.023 (1.14)
mrett-4tot-1	0.023 (9.49)	3.200*** (1.72)
mrett-52tot-5	3.169 (9.49)	2.791* (1.72)
mturmt-52tot-1	2.561 (1.58)	-0.104 (-0.41)
Constant	-5.692*** (-6.73)	-5.638*** (-6.67)
adj. R-sq	0.183	0.183
Firm-level Effect	YES	YES
Week-level Effect	YES	YES

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著，括号内的数值为 t 值。

5.2. 异质性检验

在分析影响我国 A 股市场卖空行为处置效应的因素时，我们主要是通过异质性检验进行分析。本文选取公司规模、机构持股比例和牛熊市三个市场因素来探究对卖空行为处置效应的影响差异。因此，本文将样本进行分组后，再分别代入模型(1)进行回归。其中，公司规模和机构持股比例是根据中位数进行分组。牛熊市是根据 Pagen 和 Sossounov (2003) [22]的测度方法进行划分，选取的样本数据为沪深 300 指数 2010 年 3 月 31 日至 2022 年 12 月 31 日日收盘指数，且为了与本文的周度数据频率保持一致，本文将每周日收盘指数取平均值作为周收盘指数。同时，本文借鉴了何兴强和周开国(2006) [23]设置的时间观察窗口长度，将时间观察窗口设置为 24 周。最后，本文划分后得到的牛熊市区间如表 4 所示。

Table 4. Results of bull and bear market definition during the sample period

表 4. 样本期间内牛熊市界定结果

牛市	熊市
2010 年 7 月 9 日~2010 年 11 月 12 日	2010 年 3 月 31 日~2010 年 7 月 9 日
2012 年 1 月 6 日~2012 年 5 月 4 日	2010 年 11 月 12 日~2012 年 1 月 6 日
2012 年 11 月 30 日~2013 年 2 月 8 日	2012 年 5 月 4 日~2012 年 11 月 30 日

续表

2014年3月14日~2015年6月12日	2013年2月8日~2014年3月14日
2015年8月28日~2015年12月25日	2015年6月12日~2015年8月28日
2016年2月5日~2016年12月2日	2015年12月25日~2016年2月5日
2017年5月12日~2018年1月26日	2016年12月2日~2017年5月12日
2019年1月4日~2021年2月19日	2018年1月26日~2019年1月4日
2021年7月30日~2021年12月17日	2021年2月19日~2021年7月30日
2022年10月28日~2022年12月31日	2021年12月17日~2022年10月28日

表5的(1)列和第(2)列显示了公司规模大小对我国A股卖空行为处置效应影响的差异。由回归结果可知,当公司规模较大时,资本利得(scgo)的系数为2.146,在1%的水平下显著;当公司规模较小时,资本利得(scgo)的系数为2.736,在1%的水平下显著,且经过费舍尔组合检验后两者系数差异显著,说明公司规模越小,我国A股投资者卖空该种股票产生的处置效应越强。这可能是因为小规模公司的股票具有更高的融券卖空成本,在面对正资本利得的股票时,高融券卖空成本会使投资者给予盈利股票更大的价值,也会增强投资者风险规避的心理,使投资者选择平仓。而在面对负资本利得的股票时,高融券卖空成本会增强A股卖空投资者损失厌恶的心理,使A股卖空投资者选择继续做空亏损的股票。

表5的(3)列和(4)列显示了机构投资者不同的持股比例对我国A股卖空行为处置效应影响的异质性。由回归结果可知,当机构投资者持有该公司的股票较多时,资本利得(scgo)的系数为2.399,在1%的水平下显著为正;当机构投资者持有该公司的股票较少时,资本利得(scgo)的系数为2.612,在1%的水平下显著为正,且经过费舍尔组合检验后,两者系数差异在1%水平下显著,说明当机构投资者持有某家公司股票的比例越高,我国A股投资者卖空该家公司股票产生的处置效应越低。这可能是因为机构投资者的高持股比例会加大机构投资者自身和其他散户投资者挖掘该股票信息的动力,也会对公司产生抛售威胁,使公司加强信息披露质量,降低信息不对称程度,从而降低我国A股投资者卖空行为的处置效应。

表5的(5)列和(6)列是根据牛熊市进行分组回归后的结果。由回归结果可知,当市场处于牛市时,资本利得(scgo)的系数为2.386,在1%的水平下显著为正;当市场处于熊市时,资本利得(scgo)的系数为2.668,在1%的水平下显著为正。且市场处于牛市和处于熊市时资本利得系数的差异在1%水平下显著,说明相比于牛市,我国A股卖空行为在熊市的处置效应更大。当市场处于熊市时,我国A股卖空投资者的情绪会更加低落,更加不看好未来的市场行情。因此,当股价上升时,我国A股卖空投资者会认为熊市股价下跌的概率更大,从而在熊市继续做空亏损股票的意愿更强,熊市卖空行为的处置效应也更强。此外,相比于牛市,熊市的坏消息更多,这不仅使得A股卖空投资者对股价产生一个更低的预期,也会使得其对自己预期的股价具有更强的信心,使其更不愿意平仓亏损的股票,处置效应更强。

Table 5. Firm size, institutional ownership, and the disposition effects of short-selling behavior

表5. 公司规模、机构持股比例与卖空行为的处置效应

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大规模公司	小规模公司	高机构持股 比例	低机构持股 比例	牛市	熊市
scgo	2.146*** (67.79)	2.736*** (68.69)	2.399*** (70.20)	2.612*** (66.77)	2.386*** (67.79)	2.668*** (68.69)
Constant	-1.573 (-1.60)	-9.730*** (-5.66)	-8.171*** (-5.48)	-10.183*** (7.25)	-5.184*** (-4.94)	-6.831** (-2.96)
adj. R-sq	0.251	0.168	0.193	0.187	0.195	0.212
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES

续表

Firm-level Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Week-level Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
系数差异 P 值	0.000		0.000		0.000	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著，括号内的数值为 t 值。

5.3. 稳健性检验

为了保证实证结果的可信度，我们选择了以下几种方法进行稳健性检验。首先，我们排除“平盈持亏”是知情交易导致的情况；其次，替换了解释变量，将股票卖空比例与收盘价的加权平均价设置为参考价格 $RP_{i,t}$ ，之后再带入模型(5)重新计算资本利得；然后，替换了控制变量。由于部分投资者可能会根据更加短线的历史收益率进行评估决策，所以本文将前 5 期至前 52 期周收益率均值(mrett-52tot-5)替换为前 5 期至前 16 期周收益率均值、前 17 期至前 28 期周收益率均值、前 29 期至 40 期周收益率均值和前 41 期至前 52 期周收益率均值；最后，由于春节效应的存在，我们剔除每年 1 月份和 2 月份数据，并重新进行回归。以上的实证结果均通过了稳健性检验，证明了本文的结论的可靠性。限于论文篇幅，稳健性检验的具体结果在此省略，可向作者索取。

6. 结论与建议

本文以 2010 年 3 月 31 日至 2022 年 12 月 31 日我国 A 股卖空交易者的卖空量和平仓量等市场交易数据为样本，通过构建平仓量、资本利得和一系列控制变量，对提出的假设进行了实证研究，并通过四种方法进行了稳健性检验——排除“平盈持亏”是知情交易导致的结果、替换解释变量、替换控制变量以及剔除 1、2 月份的数据。最终得出的结论如下：1) 我国 A 股投资者的卖空行为存在处置效应。2) 当信息不对称程度越大时，我国 A 股卖空行为的处置效应也越大。3) 公司规模越小，机构持股比例越低，我国 A 股卖空行为的处置效应越强。另外，相比于牛市，我国 A 股卖空行为在熊市的处置效应更大。基于上述分析，本文提出以下几点建议：

首先，监管机构应当构建更为精细化的市场监管体系，针对不同规模的公司和机构持股比例实施差异化监管策略。具体而言，对于大型公司，需进一步强化信息披露监管，确保其经营和财务状况的透明度，为投资者提供充分的信息支持；而对于小型公司，则需严格监管，以防止信息不对称带来的市场操纵和内幕交易行为。同时，监管机构还应加强对机构投资者的监管力度，监测并有效制止其可能存在的市场操纵和内幕交易行为，同时鼓励机构投资者积极参与公司治理，发挥其专业优势。此外，监管机构应根据市场牛熊周期的变化，灵活调整卖空政策，适时放宽或收紧卖空管制，以维护市场的稳定和投资者的信心，推动我国 A 股市场的健康稳定发展。

其次，机构投资者在应对我国 A 股市场的卖空行为处置效应时，可以依托其专业团队，深入分析公司基本面、行业趋势及政策导向，以精准判断卖空行为可能带来的市场影响。在市场策略布局上，他们可以依据牛熊周期灵活调整投资组合，牛市时适度增加权益配置以捕捉上涨机遇，熊市时则侧重防御。此外，机构投资者还通过持股积极参与公司治理，推动信息披露的透明度，减少信息不对称现象，同时与其他机构投资者建立合作，共同维护市场秩序，确保市场的公平与健康发展。

最后，个人投资者应当加强对证券投资知识的学习，充分了解投资交易的风险。采取分散投资策略以降低风险，同时保持理性决策，避免盲目跟风或恐慌抛售，以长期投资视角稳健增值财富。卖空交易不同于普通的证券交易，具有杠杆性质，卖空投资者不能抱着投机心理进行交易，要充分认识到我国 A 股卖空交易存在的风险，这样才能减少非理性行为。

参考文献

- [1] 梅立兴, 闫伟, 方进. 融资融券投资者业绩可持续性 & 交易行为研究[J]. 金融学季刊, 2020, 14(3): 112-138.
- [2] 刘帅, 肖琳, 房勇, 汪寿阳. 基于处置效应及反转效应的融资融券业务投资策略[J]. 计量经济学报, 2021, 1(3): 560-576.
- [3] von Beschwitz, B. and Massa, M. (2020) Biased Short: Short Sellers' Disposition Effect and Limits to Arbitrage. *Journal of Financial Markets*, **49**, Article ID: 100512. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2019.100512>
- [4] da Silva, P.P., Mendes, V. and Abreu, M. (2021) The Disposition Effect among Mutual Fund Participants: A Re-Examination. *The European Journal of Finance*, **28**, 1237-1256. <https://doi.org/10.1080/1351847x.2021.1998176>
- [5] 伍燕然, 黄文婷, 苏淞, 江婕. 基金投资者处置效应的个体差异[J]. 国际金融研究, 2016(3): 84-96.
- [6] Woolridge, J.R. and Dickinson, A. (1994) Short Selling and Common Stock Prices. *Financial Analysts Journal*, **50**, 20-28. <https://doi.org/10.2469/faj.v50.n1.20>
- [7] Beber, A. and Pagano, M. (2013) Short-Selling Bans around the World: Evidence from the 2007-09 Crisis. *The Journal of Finance*, **68**, 343-381. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01802.x>
- [8] Merl, R., Stöckl, T. and Palan, S. (2023) Insider Trading Regulation and Shorting Constraints. Evaluating the Joint Effects of Two Market Interventions. *Journal of Banking & Finance*, **154**, Article ID: 106490. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2022.106490>
- [9] Fan, Y. and Gao, Y. (2024) Short Selling, Informational Efficiency, and Extreme Stock Price Adjustment. *International Review of Economics & Finance*, **89**, 1009-1028. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.08.013>
- [10] Seguin, P.J. (1990) Stock Volatility and Margin Trading. *Journal of Monetary Economics*, **26**, 101-121. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(90\)90033-z](https://doi.org/10.1016/0304-3932(90)90033-z)
- [11] Duong, H.N., Kalev, P.S. and Tian, X. (2023) Short Selling, Divergence of Opinion and Volatility in the Corporate Bond Market. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **147**, Article ID: 104592. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2022.104592>
- [12] Lakonishok, J. and Smidt, S. (1986) Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading. *The Journal of Finance*, **41**, 951-974. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04559.x>
- [13] 任德平, 龚旭, 文风华, 杨晓光. 中国股票投资者的处置效应检验和参考价格选择[J]. 中国管理科学, 2013, 21(3): 1-10.
- [14] Chague, F., De-Losso, R. and Giovannetti, B. (2019) The Short-Selling Skill of Institutions and Individuals. *Journal of Banking & Finance*, **101**, 77-91. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.02.003>
- [15] 史永东, 李竹薇, 陈炜. 中国证券投资者交易行为的实证研究[J]. 金融研究, 2009(11): 129-142.
- [16] 周为. 股市泡沫与个人投资者处置效应——基于 2007 年中国股票市场泡沫的实证分析[J]. 投资研究, 2019, 38(6): 105-128.
- [17] 武佳薇, 汪昌云, 陈紫琳, 等. 中国个人投资者处置效应研究——一个非理性信念的视角[J]. 金融研究, 2020(2): 147-166.
- [18] Kahneman, D. and Tversky, A. (1979) Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, **47**, 263-293. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- [19] Andreassen, P.B. (1988) Explaining the Price-Volume Relationship: The Difference between Price Changes and Changing Prices. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **41**, 371-389. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(88\)90035-0](https://doi.org/10.1016/0749-5978(88)90035-0)
- [20] Kirchler, E. and Maciejovsky, B. (2002) Simultaneous Over- and Underconfidence: Evidence from Experimental Asset Markets. *Journal of Risk and Uncertainty*, **25**, 65-85. <https://doi.org/10.1023/a:1016319430881>
- [21] Grinblatt, M. and Han, B. (2005) Prospect Theory, Mental Accounting, and Momentum. *Journal of Financial Economics*, **78**, 311-339. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.10.006>
- [22] Pagan, A.R. and Sossounov, K.A. (2002) A Simple Framework for Analysing Bull and Bear Markets. *Journal of Applied Econometrics*, **18**, 23-46. <https://doi.org/10.1002/jae.664>
- [23] 何兴强, 周开国. 牛、熊市周期和股市间的周期协同性[J]. 管理世界, 2006, 22(4): 35-40.