

突显理论与股票收益^{*}

宋贺¹ 张元庆² 唐培渊³

摘要 本文基于突显理论的资产定价模型,选取中国A股市场2007年至2021年的股票数据构建突显率指标并检验其对股票收益的预测能力。资产组合分析和Fama-MacBeth回归结果显示突显率在横截面上有显著的收益预测能力,与股票未来收益呈明显负相关,在控制了公司规模、账面市值比、市场风险等一系列因子后,该结果仍然显著。进一步分析发现我国A股主板市场存在显著的突显效应,而同期创业板市场的突显效应并不明显。这一差异主要源自投资者结构的不同。伴随着机构持股比例的上升及套利限制的缓解,突显效应的表现越来越不显著。本文的结论对丰富突显理论在中国资本市场的应用及引导广大投资者树立正确的投资理念具有重要意义。

关键词 突显理论;股票收益;资产定价

0 引言

资产定价理论作为金融学研究的核心议题之一,长期以来备受学术界的关注。20世纪60年代,Sharpe(1964)和Lintner(1965)提出的资本资产定价模型(CAPM)被视为资产定价理论的基石,该模型指出了资产价格与其风险之间的关联,描述了资产均衡价格的形成过程,并认为股票的风险越高,其预期收益率也越高。CAPM以其对市场的直观阐述,受到了当时学术界的追捧。然而,CAPM仅以市场风险—— β 作为定价因子,无法解释包括规模效应、日历效应和股权溢价之谜在内的诸多市场异象(李斌和雷印如,2022)。随着实证研究的深入,越来越多的证据表明仅靠 β 并不能很好地解释股票收益率的变化。在CAPM的基础上,Fama and French(1993)构建了规模因子和账面市值比因子,并提出了著名的Fama-French三因子模型。规模因素和价值因素融入了更多有关企业的信息,极大地提升了模型的解释力度。在Fama-French因子模型基础上,针对中国A股特色构建的四因子模型(Liu et al., 2024)也被发现更适用于中国股票市场。

在早期的研究中,学者们主要考察的是市场和企业因素对资产价格的影响,交易资产的行为主体——投资者的决策并未受到过多关注。实际上,传统的资产定价理论建立在

^{*} 本研究受国家自然科学基金青年项目“投资策略异质性视角下的风险投资与我国上市企业定向增发定价研究”(72202131)的资助。

1 宋贺(通信作者),上海对外经贸大学金融管理学院副教授,E-mail:songhe89@qq.com。

2 张元庆,上海对外经贸大学国际经贸学院教授,E-mail:zhangyuanqing980@sina.com。

3 唐培渊,上海对外经贸大学金融管理学院硕士生,E-mail:peintang4698@163.com。

有效市场假说的基础上,有效市场中的投资者被视为理性人,他们能够获得所有与资产相关的信息,准确地评估资产价格,并遵循期望效用理论,以自身效用最大化为目标进行交易。显然,理性人的假设与实际情况相悖,大量研究表明现实中的投资者在做出投资决策时,难免会受到各种因素的影响,做出有违理性的判断。Kahneman and Tversky(1979)提出的前景理论描述了现实中的投资者会过度重视小概率事件,高估其发生概率,同时他们对风险的偏好程度会随着已实现的盈利或亏损发生显著的变化;Odean(1999)在其研究交易行为的文献中指出,由于投资者的注意力有限,他们难以掌握市场中所有股票的相关信息,因此在买入股票时只能从近期关注到的股票中选择投资;突显理论则认为,投资者的注意力会被风险资产的不寻常属性吸引,这些突显的属性在其投资决策中的权重过大,而不够突显的属性则被忽略,相关的资产被过度买入或抛售,导致其价格与合理水平发生偏离(Bordalo et al., 2012)。近年来,随着行为金融学的发展,上述有关投资者决策行为的理论在资产定价的实证研究中得到了应用,并获得了实证结果的支持(Cosemans and Frehen, 2021),为资产定价研究提供了新的视角。

国外学者对于资产定价理论的广泛研究建立在其历史悠久的证券市场之上,相较于西方发达国家,我国的证券市场起步较晚。上海证券交易所和深圳证券交易所分别于1990年和1991年相继成立。经过三十多年的发展,我国的股票市场已经从单一的主板市场发展成为由主板、中小板、创业板和科创板等构成的多层次股权市场。截至2021年12月,沪深两市的上市公司数量已经达到4615家,其中主板市场达到3148家,沪深两市总市值为91.61万亿元,占2021年国内生产总值的80.10%,总市值高居全球第二。随着我国证券市场改革的深入,我国股票市场的规模不断扩大,成为推进经济结构转型、服务实体经济、优化市场资源配置的关键力量。

尽管当前我国股票市场在规模上已经跻身世界前列,但在其他方面较发达国家的资本市场仍存在一定差距。首先,由于市场机制尚未健全,行政干预过多,股票价格往往不能正确反映企业价值(万谍和杨晓光, 2019);其次,监管制度尚未完善,内幕交易、股价操纵事件频发(曾爱民等, 2020),相关的股票价格波动剧烈,损害了投资者的利益;最后,机构投资者数量不足,市场交易仍以散户为主,而散户投资者由于缺乏专业技能和信息渠道,难以对企业价值做出正确评估,具有追涨杀跌和投机炒作的交易倾向。上述问题也在一定程度上阻碍了我国股票市场的长期稳定发展,2007年和2015年我国股票市场均出现了历史级别的行情,短时间内市场整体性的暴涨暴跌造成的极端收益率导致投资者损失惨重,政策实施举步维艰。因此,对我国资本市场股票收益的影响因素展开研究,有助于指导投资者做出更合理的投资决策,也有助于监管部门制定更具针对性的政策措施。

突显理论指出,人在决策过程中会被事物的突出特征所吸引,给予其更高的决策权重。对于投资者而言,在面对市场中的众多股票时,更容易关注到暴涨暴跌的股票,并不自觉地做出追涨杀跌的交易行为。显然,投资理念不够成熟、分析能力相对有限的个人投资者更可能具备此类突显性思维模式。我国股票市场的发展历史相对于发达国家较短,市场机制尚未完善,监管制度尚未健全,投资者结构较为不合理,且投资理念尚未发展成熟。因此,选取我国A股市场的股票数据作为样本,对突显理论资产定价模型进行实证检验,考察在我国这样一个散户居多的股票市场中是否存在突显效应以及相关指标对于股

票收益率具有何种程度的影响,不仅具有重要的理论意义,也能够为市场发展和股票投资提供现实指导。

本文选取了 2007—2021 年中国 A 股上市企业数据为样本,探究我国股票市场是否存在突显效应及其对股票收益率的影响。与已有研究相比,本文边际贡献主要体现在:(1) 本文首次将突显理论的资产定价模型应用于中国股票市场,并针对投资者结构的差异,实证检验了 A 股主板市场与创业板市场是否存在突显效应,考察突显率这一因子是否能够预测股票的未来收益,并考察了机构持股比例和套利限制对突显效应强弱的影响,厘清了突显现象背后的经济机制。(2) 本文采用了投资组合分组分析、二维分组分析和 Fama-MacBeth 回归三种检验方式对突显效应进行了全方位的考察,并对大量已在中国股票市场证实具有预测能力的因子进行变量控制,增加了论文结果的可信度。(3) 本文选取了 2007—2021 年的股票月度交易数据作为研究样本,时间跨度较长。在研究方法上,在保证数据量足够的同时,排除了股份制改革对研究结果的影响,提升了回归结果的可靠性。

1 理论模型

1.1 突显程度的度量

Bordalo et al. (2012) 构建的突显理论决策模型解释了突显收益如何影响投资者决策。给定状态空间 $S = \{\}$ 时,股票 i 在状态 s 下的收益 x_{is} 的突显程度可由公式(1)衡量:

$$\sigma(x_{is}, \bar{x}_s) = \frac{|x_{is} - \bar{x}_s|}{|x_{is}| + |\bar{x}_s| + \theta} \quad (1)$$

其中, $\theta > 0$, $\bar{x}_s = \sum_{i=1}^n x_{is} / n$, n 即为可供选择的股票数量。

将公式(1)中得到的突显程度由高到低进行排序,得到 k_{is} ($k_{is} = \{1, 2, \dots, S\}$, 股票 i 在状态 s 下的收益突出程度越高, k_{is} 越小)。投资者的注意力被突显的收益吸引,高估这些状态发生的可能性,而不突显的状态发生的概率则被低估,由此,投资者对状态 s 发生的概率进行主观的赋权,公式(2)给出了赋权后的主观概率:

$$\pi_{is} = \pi_s \omega_{is} \quad (2)$$

其中, π_{is} 表示被突显性思维扭曲的主观概率, π_s 表示状态 s 发生的客观概率, ω_{is} 为股票 i 在状态 s 下的突显权重, ω_{is} 由公式(3)得到:

$$\omega_{is} = \frac{\delta^{k_{is}}}{\sum_{s'} \delta^{k_{is'}} \cdot \pi_{s'}}, \quad \delta \in (0, 1] \quad (3)$$

公式(3)表明,系数 δ 反映了投资者的突显性思维对客观概率扭曲的严重程度,当 $\delta = 1$ 时,投资者为理性思考,其主观概率等于客观概率,没有发生扭曲;而 $\delta < 1$ 时,投资者会给予突显的收益较高的决策权重 ($\omega_{is} > 1$),低估非突显的收益 ($\omega_{is} < 1$)。

1.2 资产定价模型

Bordalo et al. (2013) 将决策权重 ω_{is} 引入了一个不考虑折现的两期消费模型中,描述了突显性对投资决策和股票价格的影响。假设市场共有 n 只可交易的股票,投资者具有

线性效用,其初始禀赋为 ω_0 和所有可交易股票各 1 单位,股票 i 在 0 期的价格为 p_i ,到 1 期时,该股票产生的收益在状态 s 下为 x_{is} 。投资者在 0 期将交易 α_i 数量的股票 i ,使其效用最大化:

$$\max u(c_0) + E[\omega_{is} u(c_{1,s})] \quad (4)$$

$$\text{s. t. } c_0 = \omega_0 - \sum_i \alpha_i p_i$$

$$c_{1,s} = \sum_i (\alpha_i + 1) x_{is}$$

效用最大化的一阶条件为:

$$p_i u'(c_0) = E[\omega_{is} x_{is} u'(c_{1,s})] = \sum_s \pi_s (\omega_{is} x_{is} u'(c_{1,s})) \quad (5)$$

在均衡时,结合市场出清条件可知,所有投资者都将持有市场组合,即初始拥有的所有股票各一单位,此时有 $\alpha_i = 0$ 。由公式(3)可知, $E[\omega_{is}] = 1$,且对于线性效用函数,有 $u'(c_0) = u'(c_{1,s})$,因此,公式(5)可变为:

$$p_i = E[\omega_{is} x_{is}] = E[x_{is}] + \text{cov}[\omega_{is}, x_{is}] \quad (6)$$

公式(6)的右侧第一项为收益分布的期望,即股票的价格应当等于其期望的未来收益,第二项为权重与收益的协方差,反映了突显性思维导致的价格偏移:当某只股票获得高收益而市场其他股票表现平平(此时有 $\text{cov}[\omega_{is}, x_{is}] > 0$),投资者的注意力被突显的高收益吸引,进而高估这种情况再次发生的可能,给予股票更高的定价;而当股票收益明显低于市场水平时(此时有 $\text{cov}[\omega_{is}, x_{is}] < 0$),突显的低收益让投资者过于关注其继续下跌的风险,放弃持有该股票而将其抛售,导致其价格低于其合理水平。

将公式(6)两侧同时除以 p_i 并整理,可得:

$$E[r_{is}] = -\text{cov}[\omega_{is}, r_{is}] \quad (7)$$

r_{is} 为股票的净收益($r_{is} = x_{is}/p_i - 1$),定义 $\text{cov}[\omega_{is}, r_{is}]$ 为股票 i 的突显率(ST),即:

$$\text{ST}_i \equiv \text{cov}[\omega_{is}, r_{is}] = -E[r_{is}] \quad (8)$$

公式(8)阐述了突显理论的资产定价模型的结论:投资者具有突显性思维的情况下,具有突显收益的股票(ST值大于0),其未来收益低于具有突显损失的股票(ST值小于0)。

总的来看,在突显理论的框架下,投资者对突显收益或损失赋予更高的决策权重,高估此类情况发生的概率。因此,显著上升趋势的股票会吸引过量需求,这会导致在这一期间此类股票估值过高。随着股票价格在下一个时期得到修正,产生了较低的回报率。相反,由于具有突显损失的股票对投资者没有吸引力,投资者担忧股价会再次下跌,从而抛售此类股票,导致股票价格在当期被低估。在下一期修正抑价的过程中,此类股票反而有更高的收益率。

2 数据来源与研究设计

2.1 数据来源

本文以 2007 年 1 月至 2021 年 12 月我国 A 股上市公司的月度数据作为研究样本。

一方面,我国股权分置改革于 2006 年底基本完成,选取 2007 年之后的股票数据进行分析,能够很好地排除股权分置改革对股票交易的影响。对于样本期间仍未完成股改的上市公司,本文也剔除了相应的月度数据。另一方面,由于创业板上市时间较晚,研究样本在时间长度和公司数量两个维度上均相对较少,同时,创业板市场也具有更高的准入门槛,投资者群体与主板市场存在一定差异。因此,本文主要研究 A 股主板市场的突显效应,并与创业板市场进行对比分析。股票的日收益数据、月度收益数据取自 CSMAR 数据库,CH-4 因子数据取自 Liu et al. (2024) 公布的研究数据,财务指标来源于 Wind 数据库。

为了排除异常数据对本文研究的影响,计算变量时对样本进行如下调整:剔除股票当月交易日少于 15 天的月度数据;剔除股票上市后的前 120 个交易日数据,以消除公司的 IPO 效应;剔除账面市值比为负值的公司月度数据;剔除 ST、PT 股票的月度数据;对所有变量采用 Winsorize 方法进行 1% 水平的缩尾处理。

2.2 变量定义

2.2.1 突显率

本文参考 Cosemans and Frehen(2021),将突显率定义为估计权重与股票收益的协方差,具体计算方式如下:

首先,若股票 i 在 t 月共有 j' 个交易日,则根据公式(9)计算股票 i 在 t 月第 j 个交易日的收益突显程度,其中 $\bar{r}_j$ 为当日的市场收益,定义为所有股票当日收益的等权平均,式中系数为 $\theta=0.1$;然后,在 t 月内,对股票收益的突显程度进行逆向排序得到 k_{ij} ,从 1 到 j' ,由公式(10)得到估计权重 ω_{ij} ,式中系数为 $\delta=0.7$;最后,计算 t 月内的股票估计权重 ω_{ij} 和收益 r_{ij} 的协方差,即公式(11),得到 $ST_{i,t}$,即为股票 i 在 t 月的突显率。

$$\sigma_{ij} = \frac{|r_{ij} - \bar{r}_j|}{|r_{ij}| + |\bar{r}_j| + \theta} \quad (9)$$

$$\omega_{ij} = \frac{\delta^{k_{ij}}}{\sum_{j'} \delta^{k_{ij'}} \cdot \frac{1}{j'}} \quad (10)$$

$$ST_{i,t} = \text{cov}[\omega_{ij,t}, r_{ij,t}] \quad (11)$$

2.2.2 其他控制变量的定义及说明

本文参考前人文献(郑振龙等,2013),选取了大量已被证实在我国股票市场具有横截面收益预测能力的指标作为控制变量,以增加文章结论的稳健性,变量定义及其说明如下:

ME:月度个股流通市值,以公司股票的月收盘价格乘以流通股数量再取对数;BM:账面市值比;MOM:动量因子,即股票 $t-12$ 到 $t-2$ 月的累计收益率;REV:反转因子,股票 $t-1$ 月的月收益;ILLIQ:非流动性指标,参考 Amihud(2002),计算月内每个日收益的绝对值与日交易额之比,再取当月均值;MAX: $t-1$ 月内的最高日收益率;MIN: $t-1$ 月内的最低日收益率;BETA:市场风险,使用月内股票日收益与市场超额日收益回归所得系数;IVOL:异质波动率,计算 BETA 时残差项的标准差;SKEW:过去 12 个月内股票日收

益的偏度;COSKEW:过去12个月内股票日收益和市场日收益的协偏度,计算方式参考Harvey and Siddique(2000);COKURT:过去12个月内股票日收益和市场日收益的协峰度;ISKEW:异偏度,Fama-French三因子模型残差项的偏度。

2.3 研究设计

本文采用资产组合分析法和Fama-MacBeth回归法对股票突显率与其收益的关系进行分析。主要步骤包括:

首先,进行单变量资产组合分析,根据突显率的大小将 t 月的股票等分为5组,分别构造等权重和市值加权的投资组合,计算投资组合 $t+1$ 月的收益率、CH-3因子模型和CH-4因子模型的Alpha,分别得到179个月度收益率和Alpha,再分别计算每组的时间序列均值进行检验。

然后,对个股进行二维分组,先根据一个控制变量将 t 月的股票等分为5组,再于每个组别中根据突显率等分为5组,分别构造等权重和市值加权的投资组合,计算投资组合 $t+1$ 月的收益率和因子模型Alpha,计算每个控制变量分组下,突显率最高和最低分组的收益和Alpha的差值,即对冲组合收益,进行时间序列均值检验。

最后,对整体样本进行Fama-MacBeth回归,本文所用数据的时间跨度为180个月,则在时间序列上进行179次滚动回归,对所得的回归系数序列进行均值检验。此方法可以同时控制多个变量,检验突显率与股票收益在横截面上的关系。

由于创业板市场在相当长的一段时间内上市公司数量有限,进行分组分析及二维分组分析会导致组别内的股票数量过少,因此本文将上述实证研究方法应用于A股主板市场的股票交易数据。对于创业板而言,本文仅截取2012年1月至2021年12月的数据进行Fama-MacBeth横截面回归,同时,对同期主板市场的股票交易数据也进行相应的回归并作对比分析。

3 实证结果分析

3.1 A股主板市场的突显效应

3.1.1 组合收益的比较分析

首先,本文考察基于突显率排序的投资组合的收益情况。每个月末,根据股票的突显率进行从小到大排序,并将其等分为5组,分别为Low、2、3、4和High组,构造等权重(EW)和流通市值加权(VW)的投资组合以及买入高ST股票、卖出低ST股票的对冲组合,计算这些投资组合在下一个月的收益率、CH-3因子模型和CH-4因子模型的alpha。最后,将上述组合的月收益率、CH-3因子模型和CH-4因子模型的alpha进行时间序列上的均值检验。

表1展示了各个投资组合的收益、CH-3因子模型alpha和CH-4因子模型alpha的时间序列均值。可以发现,不论是等权重还是流通市值加权的投资组合,随着突显率的增加,组合收益都有明显的下降趋势,表明曾经有突显的上涨趋势的股票未来的收益率低于具有突显的下跌趋势的股票。

表 1 根据 ST 分组的投资组合收益

ST group	EW return	EW 3F alpha	EW 4F alpha	VW return	VW 3F alpha	VW 4F alpha
Low	0.218	0.040	-0.053	0.353	0.306	0.188
2	0.076	-0.234	-0.284	0.227	0.015	-0.067
3	-0.091	-0.380	-0.387	0.050	-0.193	-0.249
4	-0.408	-0.569	-0.528	0.009	-0.261	-0.206
High	-1.061	-1.029	-0.902	-0.360	-0.439	-0.266
High-Low	-1.279***	-1.069***	-0.850***	-0.712***	-0.744***	-0.454*
t 值	(-7.656)	(-5.958)	(-4.940)	(-2.794)	(-2.767)	(-1.694)

注：***、**和*分别表示投资组合收益在1%、5%和10%的显著性水平下是否显著不等于0；括号内为经过Newey and West(1987)方法调整的t值,12期滞后。

3.1.2 二维分组分析

在上一节的分析中,根据ST大小构造的投资组合,其收益的变化趋势初步显示A股主板市场存在突显效应。为了进一步研究股票收益与ST之间的关系,本文采用二维分组的方法构造投资组合,考察在控制了其他变量之后,ST与股票收益的负相关关系是否仍然显著。

首先,在每个月末根据控制变量的大小,从小到大对股票进行排序并分为5组,分别为Low-C、2、3、4和High-C组。在这5个组中,进一步根据ST的大小,从小到大排序并分为5组,分别为Low、2、3、4和High组,由此一来,对于单个控制变量,每个月末将得到25组股票,根据这些股票构造等权重和流通市值加权的投资组合,并计算这些投资组合在次月的收益率。最后,计算每个控制变量的5个分组下,ST分组的High组与Low组的收益率之差,即对冲组合的收益,并进行时间序列上的均值检验。

表2汇报了等权重投资组合的二维分组收益情况,整体来看,在控制了市值、账面市值比、动量因子等13个控制变量之后,各个分组内对冲组合的负收益仍然保持显著。表2最后3列展示了控制变量分组下的对冲组合在时间序列上的平均收益、CH-3因子模型和CH-4因子模型的alpha,这些组合每月的平均收益分布在-0.416%到-1.338%之间,且均在1%的显著性水平下显著,CH-3因子模型的alpha分布在-0.498%到-1.089%之间,CH-4因子模型的alpha分布在-0.385%到-0.908%之间,同样均具有显著的统计学意义。

另一方面,表2的数据也揭示了突显效应的一些其他特征。从市值(ME)分组的对冲组合收益来看,随着公司市值的增加,对冲组合的收益从-2.098%增加到了-0.647%,这表明突显效应在市值较小的股票中更为显著;而最高日收益率(MAX)分组的对冲组合收益则随着该变量的增加,呈现出一定的下降趋势。根据ST的计算过程可知,当某只股票在该月的最高日收益率越高,这只股票越有可能成为突显的股票,从而得到投资者注意。因此,突显效应随着MAX的增加会变得更加显著。与MAX相反,在最低日收益率(MIN)的分组下,对冲组合收益则逐渐增加(从-1.819%到-0.657%)。同样是由于MIN越低的股票越容易成为突显的股票,导致了突显效应在MIN值较低的组合中更加显著。

表2 二维分组下的对冲组合收益(等权重组合)

Decile	Low-C	2	3	4	High-C	Mean H-L return	Mean H-L 3F alpha	Mean H-L 4F alpha
ME	-2.098*** (-11.540)	-1.774*** (-9.331)	-1.280*** (-6.499)	-0.894*** (-3.959)	-0.647** (-2.197)	-1.338*** (-8.019)	-1.089*** (-6.294)	-0.901*** (-5.901)
BM	-1.278*** (-4.025)	-1.351*** (-5.871)	-1.353*** (-9.899)	-1.231*** (-5.261)	-0.859*** (-4.413)	-1.214*** (-7.441)	-1.073*** (-6.130)	-0.908*** (-5.457)
MOM	-1.582*** (-6.942)	-1.605*** (-6.261)	-1.092*** (-6.161)	-1.096*** (-5.757)	-1.098*** (-3.891)	-1.295*** (-7.981)	-1.022*** (-5.795)	-0.814*** (-5.660)
ILLIQ	-1.585*** (-8.778)	-1.765*** (-8.363)	-1.570*** (-6.457)	-0.730** (-2.464)	-0.686*** (-2.955)	-1.267*** (-7.268)	-1.057*** (-6.017)	-0.863*** (-5.368)
BETA	-1.078*** (-4.093)	-0.870*** (-5.008)	-1.203*** (-6.938)	-1.231*** (-4.854)	-1.788*** (-7.423)	-1.234*** (-7.261)	-0.940*** (-5.634)	-0.740*** (-4.725)
IVOL	-0.270 (-1.493)	-0.257 (-1.455)	-0.265 (-1.320)	-0.222 (-0.925)	-1.066*** (-3.752)	-0.416*** (-2.968)	-0.498*** (-2.847)	-0.385* (-1.884)
REV	-0.648*** (-4.453)	-0.983*** (-6.247)	-0.745*** (-4.508)	-0.481** (-2.582)	-1.201*** (-4.159)	-0.812*** (-6.785)	-0.818*** (-6.641)	-0.854*** (-6.566)
MAX	-0.280 (-1.636)	-0.602*** (-3.128)	-0.575** (-2.526)	-0.659*** (-3.937)	-1.353*** (-6.244)	-0.694*** (-4.842)	-0.857*** (-5.298)	-0.724*** (-3.676)
MIN	-1.819*** (-9.659)	-1.747*** (-8.343)	-1.124*** (-5.447)	-0.667*** (-3.212)	-0.657** (-2.439)	-1.203*** (-6.933)	-0.898*** (-5.225)	-0.695*** (-4.675)
SKEW	-1.037*** (-4.347)	-1.184*** (-4.517)	-1.176*** (-3.249)	-1.385*** (-4.656)	-1.385*** (-5.652)	-1.234*** (-5.941)	-1.000*** (-4.478)	-0.782*** (-3.147)
COSKEW	-1.154*** (-4.813)	-1.244*** (-4.202)	-0.842*** (-2.660)	-1.589*** (-7.055)	-1.415*** (-4.824)	-1.249*** (-5.924)	-1.041*** (-4.859)	-0.825*** (-3.522)
ISKEW	-1.223*** (-3.656)	-1.209*** (-4.223)	-1.313*** (-4.653)	-1.061*** (-3.649)	-1.560*** (-7.229)	-1.273*** (-6.109)	-1.039*** (-4.764)	-0.819*** (-3.385)
COKURT	-0.976*** (-3.548)	-1.156*** (-4.494)	-1.573*** (-5.194)	-1.088*** (-3.741)	-1.354*** (-5.060)	-1.230*** (-6.144)	-1.023*** (-4.681)	-0.808*** (-3.493)

注：***、**和*分别表示投资组合收益在1%、5%和10%的显著性水平下是否显著不等于0；括号内为经过Newey and West(1987)方法调整的 t 值,12期滞后。

此外,我们考虑了流通市值加权的投资组合的二维分组收益情况^①,与等权重的投资组合的情况十分类似。同时,与等权重的投资组合相比,流通市值加权的投资组合中,突显效应的程度和显著性均略有下降,这与表1中的发现结论一致。

3.1.3 Fama-MacBeth 回归分析

通过将股票根据变量分组构建的投资组合分析已经显示,A股主板市场存在显著的突显效应,且这一现象不能被常规的因子模型所解释。接下来,本文采取Fama-MacBeth横截面回归的方法,对个股月度数据进行检验。Fama-MacBeth横截面回归可以同时控制

① 限于篇幅,文章未在正文中汇报结果。

多个变量,检验 ST 在横截面上对股票收益是否具有显著的预测能力,其回归模型如下:

$$r_{i,t+1} = \lambda_{0,t} + \lambda_{1,t}ST_{i,t} + \lambda_{2,t}W_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

公式(12)中, $r_{i,t+1}$ 表示股票*i*在*t*+1月的月度收益率,向量 $W_{i,t}$ 表示股票*i*在*t*月的控制变量,本文拟进行多次 Fama-MacBeth 横截面回归,逐步向 $W_{i,t}$ 中添加控制变量,完整形式的回归中, $W_{i,t}$ 将包含市值(ME)、账面市值比(BM)、动量因子(MOM)、非流动性指标(ILLIQ)、市场风险(BETA)、异质波动率(IVOL)、反转因子(REV)、月内最高日收益率(MAX)、月内最低日收益率(MIN)、偏度(SKEW)、协偏度(COSKEW)、异偏度(ISKEW)和协峰度(COKURT)。在上述回归中,对所有的解释变量均采取标准化处理,因此变量的回归系数表示这一变量在*t*月时一个标准差的变化对股票在*t*+1月的收益率的影响。

表 3 的 Panel A 汇报了 Fama-MacBeth 横截面回归的结果,整体来看,在所有的回归中,ST 的回归系数均保持 1%水平的显著性,与投资组合分析的结果保持一致,股票月度的 ST 与其次月的收益率存在明显的负相关关系,表明 A 股主板市场存在突显效应,且在控制了诸多控制变量之后仍然显著。

表 3 Fama-MacBeth 横截面回归

Variables	1	2	3	4	5	6	7
Panel A: 主板市场(2007 年 1 月至 2021 年 12 月)							
ST	-0.484*** (-8.285)	-0.508*** (-8.432)	-0.386*** (-4.914)	-0.395*** (-4.749)	-0.306*** (-3.614)	-0.282*** (-4.050)	-0.280*** (-3.966)
Panel B: 创业板市场(2012 年 1 月—2021 年 12 月)							
ST	-0.525*** (-7.132)	-0.533*** (-7.656)	-0.318*** (-3.788)	-0.298*** (-3.578)	-0.254** (-2.154)	-0.159 (-1.050)	-0.156 (-1.053)
REV			-0.504** (-2.417)	-0.538** (-2.492)	-0.500** (-2.537)	-0.507** (-2.293)	-0.498** (-2.278)
Panel C: 主板市场(2012 年 1 月—2021 年 12 月)							
ST	-0.496*** (-6.283)	-0.517*** (-6.089)	-0.477*** (-7.081)	-0.456*** (-6.895)	-0.407*** (-6.978)	-0.396*** (-5.834)	-0.396*** (-5.816)
REV			-0.103 (-0.485)	-0.142 (-0.617)	-0.121 (-0.541)	0.016 (0.066)	0.016 (0.067)

注:***、**和*分别表示回归估计系数在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著;括号内为经过 Newey and West (1987)方法调整的*t*值,12期滞后。

Panel A 的第 1 列为仅以 ST 作为解释变量的 Fama-MacBeth 横截面回归,此时 ST 的回归系数为-0.484,表示当 ST 每增加一个标准差,股票次月的收益率将下降 0.484%,该回归系数在 1%的显著性水平下显著;第 2 列的回归则在单变量回归的基础上加入了市场风险、流通市值、账面市值比和动量因子,ST 回归系数的绝对值不仅没有下降,反而略有上升(从-0.484 到-0.508),相比单变量回归,ST 与股票收益率的负相关关系更加明显;第 3 列的回归中继续加入了反转因子,此时 ST 的回归系数大幅增加(从-0.508 到-0.386),突显效应有明显的减弱,但仍然在 1%的显著性水平下显著,这一结果表明股票

的月度反转效应能够部分解释突显效应；第4列的回归中则加入了非流动性指标，与前人的研究一致，该指标也具有显著的收益预测能力，而在加入了该指标后，ST的回归系数没有明显变化，表示流动性因素对于突显效应没有显著的影响；第5列则加入了月内最高和最低日收益率，ST的回归系数进一步增加（从-0.395到-0.306），但维持了1%的显著性水平；第6列的回归中进一步加入异质波动率、偏度和协偏度，ST的回归系数有小幅变动（从-0.306到-0.282），仍然保持1%的显著性水平，与现有的研究一致，异质波动率与股票收益也存在显著的负相关关系；第7列的回归加入了全部的控制变量，此时ST的回归系数仍在1%的显著性水平下显著，为-0.280，表示当股票月度的ST增加一个标准差时，次月收益率将下降0.280%。

3.2 与创业板市场的比较

创业板市场的股票投资者可能具有更丰富的投资经验和更成熟的投资理念，从而避免突显性思维的影响。因此，创业板市场的突显效应相对于主板市场来说可能相对较弱甚至并不存在。为了验证这一推测，本节以创业板市场的股票交易数据作为样本，进行Fama-MacBeth横截面回归，检验该市场中突显效应是否存在。由于创业板市场上市较晚，上市初期公司数量较少，本文截取2012年1月至2021年12月间的股票月度数据进行研究，并对比同期主板市场回归检验的结果。表3的Panel B展示了随着控制变量的引入，创业板市场ST值不再显著。这表明，对于创业板市场而言，在考虑了反转效应、流动性因子等其他影响因素时，突显效应并不显著。而Panel C汇报的同期主板市场的Fama-MacBeth横截面回归显示，主板市场仍然存在明显的突显效应。

根据ST值的构造来看，月内具有越多次数远超市场平均水平的日涨幅的股票，其ST值就会越大，对于这样的股票而言，REV也很可能会较大。因此，突显效应和反转效应实际上存在一定的替代关系，通过对比主板市场和创业板市场的回归结果可以发现，主板市场的突显效应更加明显，而在创业板市场中，反转效应则占据上风。

3.3 机构持股比例和套利限制

上述实证结果显示，相对于创业板而言，交易门槛更低、散户更容易参与的主板市场具有更显著的突显效应，比较符合散户更具突显性思维导致市场的突显效应这一直观印象。为了进一步验证这一结论，本文以所有股票作为总样本，引入机构持股比例与套利限制，进行分组检验。由于突显效应来源于投资者非理性的突显思维，而专业的机构投资者则相对理性，因此可以初步判断在机构持股比例越高的股票中，突显效应会相对较弱。同时，即使由于非理性交易导致股价的大幅偏离，专业的投资者能够通过融资融券功能对价格进行修正，因此能够降低可融资融券股票的突显效应。

3.3.1 机构持股比例

当机构投资者持股比例较高、散户持股比例较低时，这意味着股市中的理性投资者越多，散户投资者的非理性偏好所能产生的错误定价水平越低，突显效应所反映的错误定价应当越低。因此，本文预期在机构投资者持股比例较高的股票中，突显效应的表现越不

显著。

表 4 汇报了机构持股比例-ST 值的双变量分组的组合收益情况,在控制了机构持股比例(IH)的分组后,各分组内的突显效应依然显著,且随着机构持股比例的提高,股票收益与 ST 值的负向关系有所减弱,最高机构持股比例分组下的对冲组合收益较最低机构持股比例分组高出 0.431%,且在 5%的显著性水平下显著,表明机构持股越高,散户交易的影响越有限,股票收益的突显效应越弱。

表 4 机构持股比例-ST 值双变量分组的组合收益(等权重组合)

		IH group				
		Low	2	3	4	High
ST group	Low	0.129	0.131	0.208	0.255	0.247
	2	0.012	0.119	0.095	0.161	0.218
	3	-0.232	-0.198	-0.11	0.004	-0.056
	4	-0.484	-0.470	-0.421	-0.325	-0.276
	High	-1.121	-1.074	-0.939	-0.851	-0.572
	High-Low	-1.250 ***	-1.205 ***	-1.147 ***	-1.106 ***	-0.819 ***
	t 值	(-5.142)	(-6.528)	(-5.323)	(-3.682)	(-3.277)
						(2.092)

注:***、**和*分别表示投资组合收益在1%、5%和10%的显著性水平下是否显著不等于0;括号内为经过Newey and West(1987)方法调整的t值,12期滞后。

3.3.2 套利限制

当市场不存在摩擦时,有限关注的投资者被股票的突显状态所吸引,理性投资者则通过套利消除有限关注的投资者的非理性偏好所带来的错误定价。在现实资本市场中,由于套利限制的存在,理性投资者难以低成本完成套利活动,使得定价错误很难被彻底消除。套利限制越高,则有限关注的投资者的非理性偏好所带来的错误定价越难被理性投资者消除,从而表现出越高的突显效应。因此,本文预期在套利限制较高的股票中,突显效应的表现越显著。

表 5 汇报了根据是否为融资融券标的进行划分的子样本分组检验结果。由于 A 股融资融券功能于 2010 年开通,且初期两融标的数量较为有限,因此本部分所取样本期为 2011 年 1 月至 2021 年 12 月。分组检验的结果显示,在等权和市值加权组合中,两融标的(R)与非两融标的(N)样本均具有显著的突显效应,但是在套利限制更小的两融标的样本中,突显效应较非两融标的样本有所下降。这说明在具备融资融券功能的股票中,突显效应导致的错误定价得到一定的修正,而开通融资融券资格的门槛同样较高,削弱突显效应的力量更多来自专业投资者。

表 5 依据融资融券划分样本的 ST 分组检验

ST group	NEW return	REW return	N-R EW return	NVW return	RVW return	N-R VW return
Low	1.524	1.283	0.587	1.194	1.061	0.507
2	1.413	1.114	0.502	1.113	0.988	0.451
3	1.155	1.018	0.431	0.786	0.904	0.287

续表

ST group	NEW return	REW return	N-R EW return	NVW return	RVW return	N-R VW return
4	0.717	0.691	0.336	0.412	0.514	0.212
High	-0.091	0.34	-0.148	-0.313	0.442	-0.223
High-Low	-1.615 ***	-0.943 ***	-0.735 ***	-1.507 ***	-0.619 **	-0.730 ***
<i>t</i> 值	(-8.923)	(-3.786)	(-5.277)	(-4.497)	(-2.491)	(-3.920)

注：***、**和*分别表示投资组合收益在1%、5%和10%的显著性水平下是否显著不等于0；括号内为经过 Newey and West(1987)方法调整的 *t* 值,12期滞后。EW代表等权重构造的投资组合,VW代表流通市场加权构造的投资组合,N代表非两融标的样本,R代表两融标的样本,N-R代表买入非两融标的样本并卖出两融标的样本的对冲组合。

3.4 稳健性检验

3.4.1 市场收益的可观测性

突显理论框架下的资产定价模型强调资产收益的突显程度对决策权重具有重要影响。在本文前述的理论模型中,股票每日收益的突显程度是与市场股票收益的算术平均相比较而言的,而实际情况是,大部分投资者在日常中能够观测到的是由各种加权算法编制的市场指数,例如上证指数、深证指数和沪深300指数等。因此,本文将公式(1)中的 $\bar{r}_j$ 分别替换为上述三个指数的日收益率进行 Fama-MacBeth 横截面回归,结果见表6。

表6 稳健性检验——以市场指数计算 ST

Variables	1	2	3
ST	-0.201 *** (-2.745)	-0.283 *** (-3.979)	-0.218 *** (-3.291)
控制变量	控制	控制	控制

注：***、**和*分别表示回归估计系数在1%、5%和10%的显著性水平下显著；括号内为经过 Newey and West(1987)方法调整的 *t* 值,12期滞后。

表6的第1列为采用上证指数日收益率作为市场收益对主板市场进行回归的结果。此时突显效应略有下降,但仍然在1%的显著性水平下显著。第2~3列为替换成深证指数和沪深300指数的相关回归结果,ST的回归系数均在1%的显著性水平下显著,表明在突显率的计算中采用上述指数收益作为参考对象,突显效应也显著存在。

3.4.2 突显程度的定义

Bordalo et al. (2013)构建资产定价模型时也提出了另一种衡量突显程度的方法,即公式(13),其中 R 表示整体收益,为净收益加100%,即当某只股票当日收益为3%时, $R=1.03$ 。本文以该式替换公式(1)计算突显率,进行 Fama-MacBeth 横截面回归。

$$\sigma(R_{ij}, \bar{R}_j) = \frac{|R_{ij} - \bar{R}_j|}{R_{ij} + \bar{R}_j} \quad (13)$$

另一方面,Königsheim et al. (2019)通过调查实验的方式,研究了现实中的人具有何种程度的突显性思维,对公式(1)和公式(2)中的系数进行了进一步的估计,参考文中提出

的系数区间,本文令 δ 等于 0.7,再分别取 θ 等于 0.05 和 0.15,以及令 θ 等于 0.1,再分别取 δ 等于 0.6 和 0.8,重新计算上述四种情况的突显率,并对主板市场进行 Fama-MacBeth 横截面回归。

表 7 汇报了上述回归的结果,第 1 列为以整体收益替换净收益,(2)~(4)列为分别变更系数 θ 和 δ ,各个回归中 ST 的回归系数均在 1% 的显著性水平下显著,替换收益定义和变更系数对突显效应的显著性没有明显影响。

表 7 稳健性检验——收益定义与系数变更

Variables	1	2	3	4	5
ST	-0.254 *** (-3.409)	-0.239 *** (-3.468)	-0.274 *** (-3.385)	-0.241 *** (-3.277)	-0.274 *** (-3.572)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制

注:***、**和*分别表示回归估计系数在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著;括号内为经过 Newey and West (1987)方法调整的 t 值,12 期滞后。

4 结论与启示

本文采用我国 A 股主板市场 2007—2021 年的股票交易数据,通过资产组合分析和 Fama-MacBeth 横截面回归的方法检验了基于突显理论的资产定价模型。组合收益分析的结果表明,ST 值与股票预期收益率呈显著的负相关关系,依据 ST 值的大小构建的对冲组合能够获得显著的无风险收益,通过 CH-3 因子模型和 CH-4 因子模型对投资组合进行检验,同样能够获得显著的 α ,表明这一现象不能被市场风险、规模因子、价值因子和趋势因子等因素所解释;在二维分组分析中,本文选取了一些已被证实在 A 股市场具有收益预测能力的指标进行联合检验,结果显示,对于选择的 13 个控制变量,单独控制任意一个变量,对 ST 值和股票预期收益率的负相关关系没有明显影响,表明突显效应无法被这些指标所解释;Fama-MacBeth 横截面回归的结果进一步显示,同时控制了所有控制变量后,ST 在横截面上仍然具有显著的收益预测能力,ST 越高的股票未来将获得更低的回报。本文的实证研究结论证实了 A 股主板市场存在明显的突显效应,而创业板市场则并不显著。此外,本文考察了机构持股比例和套利限制对突显效应强弱的影响,发现伴随着机构持股比例的上升及套利限制的缓解,突显效应的表现越不显著,厘清了突显现象背后的经济机制。

实际上,突显效应反映的是投资者在对股票价值进行评估时,过于注重突出的历史收益,进而做出追涨杀跌等非理性的投机行为,导致股票被错误定价。为了减轻这一现象,缓和市场波动,提升市场的有效性是行之有效的举措。对于监管机构而言,应当加强推广投资者教育,引导广大投资者树立正确的投资理念,避免赌博式的交易行为,同时进一步完善市场功能,例如拓宽卖空机制的适用范围,有助于股价在错误定价后得到及时的修正。另一方面,从本文的实证结果来看,ST 在横截面上具有显著的收益率预测能力,因此投资者可以根据这一指标构建投资组合,提高投资收益。

参考文献

- 李斌, 雷印如. 2022. 中国公募基金挖掘了股票市场异象吗? [J]. 金融研究, (9): 188-206.
- Li B, Lei Y R. 2022. Do mutual funds exploit stock market anomalies in China? [J]. *Journal of Financial Research*, (9): 188-206. (in Chinese)
- 万谍, 杨晓光. 2019. 中国股市正反馈交易涨强不对称的定价能力[J]. 系统工程理论与实践, 39(1): 1-18.
- Wan D, Yang X G. 2019. Pricing power of rise-favor asymmetry of positive feedback trading in China's stock market[J]. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 39(1): 1-18. (in Chinese)
- 曾爱民, 魏志华, 张纯, 等. 2020. 企业社会责任: “真心”抑或“幌子”? ——基于高管内幕交易视角的研究[J]. 金融研究, (9): 154-171.
- Zeng A M, Wei Z H, Zhang C, et al. 2020. Corporate social responsibility: “Sincerity” or “Veneer” A study based on executive insider trading[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 154-171. (in Chinese)
- 郑振龙, 王磊, 王路路. 2013. 特质偏度是否被定价? [J]. 管理科学学报, 16(5): 1-12.
- Zheng Z L, Wang Lei, Wang L Z. 2013. Is idiosyncratic skewness priced? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 16(5): 1-12. (in Chinese)
- Amihud Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 5(1): 31-56.
- Bordalo P, Gennaioli N, Shleifer A. 2013. Salience and consumer choice[J]. *Journal of Political Economy*, 121(5): 803-843.
- Bordalo P, Gennaioli N, Shleifer A. 2012. Salience theory of choice under risk[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 127(3): 1243-1285.
- Cosemans M, Frehen R. 2021. Salience theory and stock prices: Empirical evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 140(2): 460-483.
- Fama E F, French K R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.
- Harvey C R, Siddique A. 2000. Conditional skewness in asset pricing tests[J]. *Journal of Finance*, 55(3): 1263-1295.
- Kahneman D, Tversky A. 1979. Prospect theory: An analysis of decision under risk[J]. *Econometrica*, 47(2): 263-291.
- Königsheim C, Lukas M, Nöth M. 2019. Salience theory: Calibration and heterogeneity in probability distortion[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 157(C): 477-495.
- Lintner J. 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets [J]. *Review of Economics & Statistics*, 47(1): 13-37.
- Liu Y, Zhou G, Zhu Y. 2024. Trend factor in China: The role of large individual trading[J]. *Review of Asset Pricing Studies*, 14(5): 348-380.
- Odean T. 1999. Do investors trade too much? [J]. *American Economic Review*, 89(5): 1279-1298.
- Sharpe W. 1964. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk[J]. *Journal of Finance*, 19(3): 425-442.

Saliency Theory and Stock Return

He Song¹ Yuanqing Zhang² Peiyuan Tang¹

(1. School of Finance, Shanghai University of International Business and Economics;

2. School of International Business,

Shanghai University of International Business and Economics)

Abstract Based on the asset pricing model of the saliency theory, this paper selects the stock data of China's A-share market from 2007 to 2021, uses the stock return to construct the saliency theoretical indicator—ST, and tests whether the ST has the ability to predict stock returns in cross-section. The results of portfolio analysis and Fama-MacBeth regression analysis show that the ST has a significant ability to predict returns in cross-section, and the ST is significantly negatively correlated with the future earnings of stocks, this result remains significant after controlling for firm size, book-to-market ratio, market risk and a series of factors. From a further analysis, there is a significant saliency effect in China's A-share main board market, while the saliency effect in the GEM market during the same period is not significant. This difference is derived from diverse investor structure, and the saliency effect is less significant along with the upward trend in the proportion of institutional owners and the alleviation of arbitrage restrictions. This study is of great significance in enriching the application of saliency theory in the Chinese capital market and guiding investors to establish correct investment concepts.

JEL Classification G11, G12, G14