

融资投资者更不愿意实现他们的亏损吗？

——来自中国股票市场“两融”交易数据的实证研究

张云亭 张伟强 廖理

内容提要:此前的研究表明,中国股票市场个人投资者存在明显的处置效应这一行为偏差。中国引入“两融”交易制度以后,融资交易对投资者行为产生了深刻的影响。与普通投资者相比,中国股票市场融资投资者更不愿意实现他们的亏损吗?本文使用国内某大型证券公司个人投资者的交易数据和账户信息,对普通投资者和融资投资者的处置效应行为差异进行了实证研究。研究结果表明:中国融资投资者存在明显的处置效应;与普通投资者相比,其处置效应程度更低,更愿意理性地卖出他们的亏损股票;处置效应同样损害了中国融资投资者的投资绩效。

关键词:行为金融学;投资者行为;处置效应;融资投资者

DOI: 10.19365/j.issn1000-4181.2019.04.07

一、引言

在行为金融学的研究体系中,投资者行为是最为基础也是最为重要的研究领域。以往的研究证实,股票市场个人投资者存在明显的“行为偏差”,这些行为偏差集中表现为过度交易、处置效应等典型的交易偏差。其中,处置效应代表的是投资者对盈利的确定性心理和对损失的厌恶心理,其概念由 Shefrin & Statman(1985)提出,是指“投资者在决定出售还是继续持有一只股票时,往往倾向于过早地卖出盈利的股票,同时过长时间地持有亏损的股票。”对于中国股票市场而言,赵学军和王永宏(2001)、Feng & Seasholes(2005)、Chen et al.(2007)以及王志强等(2016)等学者所做的大量研究都表明,处置效应行为偏差在个人投资者中是普遍存在的。

一般而言,不同群体的人群会表现出不同的行为偏差。相对于普通投资者而言,融资投资者是一种较为特殊的投资者群体。通常情况下,从事融资交易的投资者被认为是投资经验相对丰富、资金实力较强、投资行为也较为理性的投资者。张浩(2015)的研究表明,融资投资者在成熟度、资本水平和交易经验上,与普通投资者相比确实存在着显著差异。另外,融资交易制度所暗含的买空机制和杠杆效应,也会深刻地影响投资者行为。鉴于此,我们会思考这样几个问题:融资投资者是否也同样存在处置效应这样的行为偏差?若存在,其处置效应程度是否与普通投资者存在显著差异,他们更不愿意还是更愿意实现他们的亏损?融资投资者的处置效应对他们的投资绩效会造成什么样的负面影响?本文借鉴行为金融学的理论、模型与分析框架,使用在国内某大型证券公司开户的个人投资者在

收稿日期:2018-06-05

基金资助:本文获国家自然科学基金(71573147,71790591)和中国博士后科学基金(2016T90073)的资助。

作者简介:张云亭,清华大学五道口金融学院,博士研究生;张伟强,清华大学五道口金融学院,清华大学金融科技研究院阳光互联网金融创新研究中心,博士,副主任;廖理,清华大学五道口金融学院,博士,教授,博士生导师,教育部长江学者特聘教授。

2014年1月至2016年12月期间发生的全部订单数据和账户信息,围绕我们所关注的这几个问题,着重计算并检验了融资投资者的处置效应程度,并进行相应的实证分析。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分通过文献综述,提出本文的研究假设;第三部分介绍了数据来源和样本选择;第四部分介绍了研究方法和模型;第五部分对融资投资者的处置效应进行实证分析,得出初步的研究结果;第六部分是稳健性检验及研究结果讨论;第七部分是本文的主要结论。

二、文献综述和研究假设

有关处置效应的实证研究,现有的大部分文献都是针对不同国家、不同金融市场的投资者来进行整体性检测,以验证处置效应是广泛存在的。首先,不同国家股票市场的投资者均存在处置效应。Odean(1998)针对美国股票市场投资者、Shapira & Venezia(2001)针对以色列股票市场投资者、赵学军和王永宏(2001)针对中国股票市场投资者,他们的研究结果均支持这一结论。其次,不同金融市场的投资者,也同样表现出处置效应倾向。Heisler(1994)针对期货市场,Grinblatt & Keloharju(2001)针对芬兰的非金融公司、金融保险机构、政府组织、非营利机构和房产所有者等5种类型的投资者,Feng & Seaholes(2005)针对个人投资者、购房者、期货交易员、专业客户经理、实验对象、自营股票交易员和金融机构等不同投资主体,这类研究的各类测试对象所表现出来的处置效应,在经济上和统计上都是显著的,几乎没有证据表明投资者行为符合理性预期模型的预测。

关于处置效应的动因,均值回归预期和前景理论的延伸是两种最有代表性的解释。Andreassen(1988)的实验发现,投资者在买入和卖出股票时总抱有短期内均值回归的预期。投资者选择持有“输家”股票并卖出“赢家”股票,因为他们相信今天的“输家”股票在未来的表现很可能会超过那些“赢家”股票。而Shefrin & Statman(1985)对投资者的决策心理进行了分析,认为在对投资者决策产生影响的情绪因素中,自豪和懊悔被认为对解释处置效应的动因具有较强的说服力;而懊悔和自豪对投资者心理的影响又并不是对称的,作为消极情绪的懊悔情绪,对于投资者的心理影响程度更甚。正是出于避免懊悔、寻求自豪的心理,投资者才会过早地卖出盈利股票而过久地持有亏损股票;处置效应正是投资者寻求自豪、避免后悔的心理因素在交易行为上的典型表现。因而,Odean(1998)从前景理论和框架效应的角度,认为处置效应更有可能源于价值函数在收益域和亏损域的不同凸凹性以及受限于决策者“狭窄的框架”,因而它是Kahneman & Tversky(1979)所提出的前景理论的延伸。

此外,投资者的处置效应行为也可能基于其他一些考虑:(1)Shefrin & Statman(1985)认为,基于税收考虑,投资者选择在12月份卖出亏损的股票是一种自我控制的方法。(2)Lakonishok & Smidt(1986)认为,投资者会出售部分大幅上涨的股票,是出于维持其投资组合的分散化水平的考虑。(3)Lakonishok & Smidt(1986)还认为,投资者基于有利信息购买股票,在价格上升后之所以选择卖出,是因为他们认为当前的价格已经合理地反映了这些信息;在价格下降时之所以选择不卖出,是因为他们认为该信息尚未反映到价格中。

为了检验哪些投资者行为与前景理论相符,现有的论文试图在各种投资者群体中发现处置效应的证据。这些研究大都基于某些投资者群体比其他群体更富有经验、更为成熟的假设。这类文献的研究主题通常是:是所有投资者还是仅有部分投资者存在处置效应?不同类型投资者的处置效应程度有何不同?不同的投资者特征对他们自身的处置效应程度有何影响?以往的大量研究文献归纳了不同特征的投资者在投资决策时所表现出不同程度的处置效应。Feng & Seaholes(2005)据此将关注点聚焦于个人投资者层面,研究了投资者之间的行为差异以及投资者个人行为随着时间的推移而在处置效应上发生的变化,以深入探究投资者的成熟度和交易经验这两个关键因素能否减弱甚至消除投资者的行为偏差。他们得出的主要结论:(1)高“成熟度”的投资者所表现出的处置效应程度,要比普通投资者低67%。(2)投资者自身的“交易经验”可以减少72%的处置效应,但是不足以完全消除

这种行为偏差。(3)“成熟度”或“交易经验”这两个因素在影响投资者对待亏损或盈利的态度上,是不对称的。二者联合起来可以完全消除投资者不愿承担亏损的心理,但只能减少37%的乐于实现盈利的心理,因而并不能完全消除投资者的处置效应倾向。这是他们的一个独到发现。

王志强等(2016)对我国股票市场从事融资交易的个人投资者的处置效应以及不同特征下投资者处置效应之间的差异进行了实证分析。他们的研究结果表明,所有从事融资交易的投资者都表现出明显的处置效应,尽管其处置效应程度要低于非融资交易者的处置效应程度。除了性别和年龄这两个因素外,他们还定义了另外四种投资者特征,并归纳了不同特征的投资者在投资决策时所表现出不同程度的处置效应。具体结论:(1)有经验的投资者。List(2003)的研究表明,拥有丰富交易经验的投资者,其投资决策行为会表现得更为理性。而Feng & Seasholes(2005)的研究也发现,对于我国股票市场个人投资者,其经验水平同样有助于降低自身的处置效应程度。周铭山等(2011)研究了中国基金市场上的处置效应后发现,投资经验丰富的投资者的处置效应程度更低。(2)频繁交易的投资者。Frino et al.(2015)在研究澳大利亚股票市场个人投资者行为时,Chen et al.(2007)在研究我国股票市场个人投资者行为时发现,个人投资者交易得越为频繁,就能够获得越丰富的交易经验,从而表现得更为理性,处置效应程度也会更低。过度自信有助于降低处置效应,二者之间是一种此消彼长的负向关系。(3)轧平交易的投资者喜欢将盈利的股票轧平,同时保留亏损的股票,因而处置效应程度更为明显。(4)发达城市的投资者相较于不发达城市的投资者,处置效应的程度就会更低。

不同的投资者群体,所表现出的处置效应程度也应不同。相对于普通投资者而言,融资投资者无疑是一种特殊的投资者类型。通常情况下,与普通投资者相比,融资投资者更有投资经验、更有资金实力、更为成熟。那么,融资投资者的处置效应程度是否理应更低?其处置效应程度对投资绩效的损害是否也会有所不同?

基于以上文献回顾和相应分析,本文提出如下研究假设:

假设1:中国股票市场投资者存在着显著的处置效应行为;

假设2:与普通投资者相比,融资投资者的处置效应程度更低,更愿意实现他们的亏损;

假设3:处置效应同样损害了融资投资者的投资绩效。

三、数据和样本

(一)数据来源

我国股票市场引进“两融”交易制度,至今经历了四个发展阶段。从2005年10月立法加入“两融”条款开始前期准备,经历了2008年联网测试阶段和2010年试点启动阶段,到2011年从试点转入常规实施阶段,但真正进入实质性发展的阶段还是在2014年以后。特别是在2014-2015年期间,我国股票市场个人投资者积极参与“两融”业务,相应的交易订单数量和交易金额呈急剧增加态势,“两融”业务进入了高速发展时期。鉴于此,本论文主要针对这一期间的交易数据开展实证研究。

本文的数据主要有以下三个来源:

其一,国内某大型证券公司的全部个人投资者的交易订单数据库。这些交易订单发生的时间从2014年1月至2016年12月,前后持续3年。我们可以提取全部投资者的所有订单数据,包括普通订单和“两融”订单。每一笔交易记录的信息要素包括:交易日期和时间、股票代码、股票名称、交易类别(买/卖)、委托价格、成交价格、成交数量、证券发生额、证券余额、资金发生额、资金余额等。我们可以根据这些信息,合理构建出每一名个人投资者的持仓表,并进一步计算出投资者从2014年1月到2016年12月期间每日的收益率。

其二,该证券公司全部客户的基本信息数据库。我们可以获取全部投资者的个人基本信息,这些信息要素包括:性别、年龄、开户时间、教育程度、交易方式、用户分类等(当然,部分个人投资者的信息

数据也存在着不完整甚至缺失关键要素的现象)。通过客户代码,我们可以将这些个人信息数据库与投资者的订单数据库准确地匹配起来。需要说明的是,我们的研究不涉及投资者敏感信息。在提供上述投资者交易订单数据和个人信息数据之前,该证券公司已经提前按照监管部门要求、自身内部控制和职业道德规范,对个人投资者基本信息的相应数据作了脱敏处理,确保不会对投资者权益产生任何不利影响。

其三,通过 wind 数据库获取的我国股票市场行情数据。时间跨度自 2014 年 1 月 1 日始至 2016 年 12 月 31 日止,涉及所有股票每个交易日的行情数据。这些信息要素包括:股票代码、股票名称、当日的开盘价/收盘价、最高价/最低价等。此外,这部分数据还包含了沪指、深指的大盘指数。

本文分别对两个数据库的投资者个人信息和 2014 年 1 月至 2016 年 12 月期间的交易数据进行了初步统计。2014-2016 年间,该证券公司发生过交易的普通投资者账户 83.5 万户,其中男性 44.0 万户,女性 39.5 万户,比例大致为 1.1 : 1;“两融”信用账户 8.6 万户,其中男性 5.5 万户,女性 3.1 万户,比例接近于 1.8 : 1。本文也对投资者的学历分布情况进行了简单统计。市场上的主要参与者是大专及以上学历的人群,整体文化程度较高。从交易数据来看,普通投资者平均每年交易 106 次,买入和卖出交易金额的均值分别为 9.53 万元和 11.31 万元;而“两融”投资者平均每年交易次数为 467 次,买入和卖出交易金额的均值分别为 10.56 万元和 15.29 万元。我们还发现,无论是普通投资者还是“两融”投资者,单笔交易金额的均值都远大于中位数和 75%分位数。这也说明该券商的客户结构,就数量上看仍以中小投资者为主,但就交易金额看,“大户”和“中户”明显提升了全部个人投资者交易金额的平均水平。

(二) 数据处理

我们按时间顺序检查了每个投资者账户的交易记录。由于该证券公司的数据库存在不少投资者信息资料不完整的情况,诸如年龄、性别、学历等涉及投资者人口特征的信息要素缺失,还有一些空值数据,这些情况均有可能导致我们的统计出现偏差。因而,本论文在进行回归分析时,在科学合理地保证样本量的前提下,剔除了那些存在明显瑕疵的数据,以免对回归结果产生影响。

归纳起来,本论文在数据分析过程中,主要作了以下数据清洗和处理工作:(1)对于出现了明显错误的订单信息,诸如股票价格异常等,我们删除了这些异常的交易记录。(2)汇总每个账户股票的买入和卖出记录以及当天的股票余额记录,包括资金账号、日期、股票名称、交易价格、交易数量等信息要素。(3)本论文仅考察沪、深两市 A 股股票的交易数据,剔除了投资者账户中所有其他非 A 股交易的交易记录。(4)对于停牌股票,我们将它们的有效价格默认为上一交易日的收盘价格,直至复牌后产生新的交易价格为止。

(三) 样本抽取

本文以个人投资者账户为研究对象,采用了此前文献对处置效应的经典研究方法,计算出不同投资者群体在样本期内的卖盈比率和卖亏比率,最终计算出处置效应程度的差异。

为了有效控制样本选取对实证结果的干扰,增强实验组和对照组样本数据的可比性,本文专门选取了符合“两融”开户条件但未从事“两融”交易的普通投资者作为对照组。根据中国证监会 2015 年 6 月颁布的“两融”交易实施细则的规定,投资者开设“两融”账户需满足这些条件:开户满 18 个月并具有不低于 6 个月的交易经历;最近 20 个交易日日均证券类资产不低于 50 万元。按照这一规定,本文从全部信息齐全的普通账户中随机抽取了 3000 名普通投资者来构造对照组。对于实验组,我们选取了具有有效交易数据的融资投资者,也即“两融”数据库中只从事融资交易且未开展融券交易的投资者。

四、实证方法和模型

针对中国股票市场融资投资者处置效应的实证研究,我们首先要回答融资投资者作为中国股票市场的一个重要的投资者群体,整体上是否存在处置效应行为。在此基础上,我们将研究重点转向融资投资者与普通投资者在处置效应程度上的差异化分析,同时也对其他影响投资者处置效应的投资者特征变量和行为变量进行了检验。最后,我们检验投资者的处置效应是否会影响投资绩效。

(一) 处置效应程度的量化计算

关于不同投资者群体处置效应程度的量化计算,我们采用了 Odean(1998)和 Frino et al.(2015)使用的成熟模型,通过计算卖盈比率(PGR)和卖亏比率(PLR)的方法来度量处置效应程度。与 Odean(1998)计算样本整体的处置效应程度不同,我们计算的是投资者个体的处置效应程度。具体计算步骤如下:

步骤 1: 根据样本投资者 2014-2016 年的全部交易订单信息,构建出样本投资者每日的持仓头寸表和交易情况表。

首先在个人投资者每个交易日的盈利或亏损情况的基础上,区分两种不同的情况分别予以定义:(1) 针对已实现交易的情况,两个定义分别是“已实现的盈利(Realized Gain,记为‘RG’)”和“已实现的亏损(Realized Loss,记为‘RL’)”。这两个定义是基于投资者已实际卖出股票的情况而言的,如果卖出价格高于其加权平均买入价格(或其他参考价格),则记为“RG”,否则就记为“RL”。(2) 针对未实现交易的账面盈亏情况,两个定义分别是“账面盈利(Paper Gain,记为‘PG’)”和“账面亏损(Paper Loss,记为‘PL’)”。这两个定义则是基于投资者持有股票并未实际卖出的账面浮盈/亏情况而言的,如果所持有股票的市场价格高于其加权平均买入价格(或其他参考价格),则记为“PG”,否则就记为“PL”。

步骤 2: 针对投资者 i 在交易日 t 处置股票 j 的行为,我们分别按前述定义区分“已实现盈利(RG)”“已实现亏损(RL)”和“账面盈利(PG)”“账面亏损(PL)”进行计数。

步骤 3: 区分“已实现盈利(RG)”“已实现亏损(RL)”和“账面盈利(PG)”“账面亏损(PL)”等不同情形,针对个人投资者在样本期内所有卖出或者持有的股票统计个数或次数。具体统计公式:

$$N_{RG}^i = \sum_{j,t} RG_{i,j,t} \quad N_{RL}^i = \sum_{j,t} RL_{i,j,t} \quad N_{PG}^i = \sum_{j,t} PG_{i,j,t} \quad N_{PL}^i = \sum_{j,t} PL_{i,j,t} \quad (1)$$

其中 N_{RG} 表示卖出盈利股票的总数, N_{RL} 表示卖出亏损股票的总数; N_{PG} 表示账面盈利股票的总数, N_{PL} 表示账面亏损股票的总数。值得注意的是,有些研究对 PG 和 PL 的计算仅局限于发生交易的交易日,而没有把未发生交易的交易日统计进来,不能不说这是一个技术缺陷。作为纠正,我们对 PG 和 PL 的计算则包括了全部交易日^①。

步骤 4: 计算每一名个人投资者的卖盈比率(PGR)和卖亏比率(PLR),进而计算出处置效应程度。具体计算公式:

$$PGR_i = \frac{N_{RG}^i}{N_{RG}^i + N_{PG}^i} \quad PLR_i = \frac{N_{RL}^i}{N_{RL}^i + N_{PL}^i} \quad DE_i = PGR_i - PLR_i \quad (2)$$

其中, PGR 表示卖盈比率, PLR 表示卖亏比率, DE(Disposition Effect) 即为处置效应程度,其计算方法是卖盈比率与卖亏比率之差 $PGR - PLR$ 。根据计算结果,如果 DE 大于零,即卖盈比率 PGR 大于

^① 早期一些研究在定义 PG 和 PL 时,由于计算能力不足,往往只对发生交易的交易日股票买卖进行判定,这样可以减少计算量。但是,我们认为,在未发生交易的交易日,投资者同样可能面临 PG 或者 PL,加入这些交易日才能真正反映投资者决策。例如,甲乙投资者都是 10 天后卖出,但甲是 10 天 PG,乙 9 天 PL,第 10 天 PG 后卖出,结果完全不一样。

卖亏比率 PLR 则表明投资者更倾向于卖出盈利的股票而保留亏损的股票,此时意味着存在处置效应;如果小于零,即卖盈比率 PGR 小于卖亏比率 PLR,则表明投资者更倾向于卖出亏损的股票而继续持有盈利的股票,此时意味着不存在处置效应。DE 的数值越大,意味着投资者越愿意卖出盈利的股票;数值越小,则说明投资者越愿意卖出亏损的股票。

步骤 5: 分别对融资投资者和普通投资者的全部样本用户的处置效应程度进行平均,计算出两种类别投资者的处置效应程度。相比此前的一些研究,我们在技术上作了相应的改进,先计算个人投资者的处置效应程度,再进行平均计算样本整体的处置效应,从而有效避免了“超级大户”对计算结果的非正常影响^①。

(二) 实证研究

在完成投资者的处置效应程度的量化测度之后,我们首先采用 t 检验对融资投资者和普通投资者的平均 PGR、PLR 和 DE 进行组间检验,来证明这两种不同的投资者群体在处置效应程度上是否存在差异。

正如前文所述,如果融资投资者和普通投资者在处置效应程度上存在显著差异,也可能是源于投资者特征或交易偏好等其他因素上的差异。为此,我们参考了 Barber 和 Odean(2001),廖理等(2013),Frino et al.(2015)的回归模型并对其中的变量进行了适当调整,检验了在控制对处置效应程度有显著影响的投资者特征变量和交易行为特征变量后,融资投资者的处置效应程度是否和普通投资者存在显著差异,以及融资投资者的处置效应对其投资收益率是否存在显著影响。

首先,我们对包括全部普通投资者和融资投资者在内的整体样本的处置效应程度 DE 作了横截面回归,检验了个人投资者处置效应程度与“是否是融资投资者”这一哑变量的相关关系,具体模型(模型 1)如下:

$$DE_i = \alpha_i + \beta_1 Marg_i + \beta_2 Gender_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Edu_i + \beta_5 Transnum_i + \beta_6 Freq_i + \beta_7 Hperiod_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其次,我们检验了融资投资者处置效应程度对其自身投资收益率的影响,具体模型(模型 2)如下:

$$R_i = \alpha_i + \beta_1 DE_i + \beta_2 Gender_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Edu_i + \beta_5 Transnum_i + \beta_6 Freq_i + \beta_7 Hperiod_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

被解释变量: DE 表示投资者在样本期内的处置效应程度指标,该值越大表示投资者的处置效应越明显; R 表示投资者在样本期内的年平均净收益率,我们使用了章节 6.4.1 计算的普通投资者和“两融”投资者 2014-2016 年期间的年平均净收益率。

解释变量: 前 4 个解释变量是代表投资者个人特征的变量。其中: (1) 融资变量(*Marg*) 是表示投资者是否进行融资交易的虚拟变量,如果投资者融资融券业务开户且只实施了融资交易则 *Marg* 等于 1,如果投资者符合融资融券开户条件但没有开通融资融券开户则 *Marg* 等于 0; (2) 性别(*Gender*) 是表示投资者性别的虚拟变量; (3) 年龄(*Age*) 表示投资者在 2016 年底时的真实年龄,在一定程度上可以代表投资经验; (4) 教育程度(*Edu*) 是表示投资者学历的虚拟变量。

后 3 个解释变量则是代表投资者市场行为特征的变量。其中: (5) 交易次数(*Transnum*) 是代表投

^① 在计算某一类别投资者的处置效应程度时,此前文献的通常做法是,首先对全体样本的 RG、RL、PG、PL 进行累加,然后计算整体的 PGR、PLR 和 DE。我们在对样本进行描述性统计时发现,在该券商的客户结构中,存在一些资金实力较强且交易频繁的“超级大户”,个别“超级大户”购买的股票交易金额和交易次数是其他客户的 50 倍甚至更多。也就是说,即使是在融资投资者中,投资者的资产分布也是严重右偏的。如果使用累加全部投资者交易金额来计算处置效应程度,处置效应的结果是“超级大户”的处置效应,而不是反应融资投资者全体的处置效应。此外,本文在将那些“超级大户”从样本中删除后,已有研究结论没有变化。

投资者过度自信的变量。Chen et al.(2007) 提出,我们可以用“交易次数”作为过度自信的代表变量。交易次数越多,就表明投资者的过度自信程度越高,相应的处置效应程度就会越低;谭松涛和陈玉宇(2012) 则把交易次数视为投资经验的代表变量。(6) 购买股票个数(*Freq*) 是代表投资分散化程度的变量。Frino et al.(2015) 认为,虽然购买股票的个数越多并不一定代表投资者投资组合的分散化程度越高(比如所有股票具有相同的 β),但是对于购买股票数量较少的投资机构或个人投资者,其投资分散化程度一定是偏低的。(7) 平均持股时间(*Hperiod*) 是代表投资者投机程度和过度交易的变量。投资者平均持有股票的时间越短,说明其交易的投机性和过度交易程度越高。在计算过程中,我们发现这三个变量的数据的均值远远大于中位数,说明是呈偏态分布的,不符合回归分析对正态分布的假设要求。从实证分析来看,这种现象也表明了样本数据会受到交易非常活跃的“超级大户”的影响。鉴于此,我们对这3个变量进行了取对数处理。

上述解释变量和被解释变量的赋值或计算如表1列示。

表1 回归分析各变量的定义及赋值

| 变量 | 定义 |
|-----------------|--|
| <i>DE</i> | 每个投资者实际计算出的样本期内的处置效应程度,百分数。 |
| <i>R</i> | 每个投资者实际计算出的样本期内的年平均净收益率。 |
| <i>Marg</i> | 哑变量,是否为融资投资者:0-普通投资者,1-融资投资者。 |
| <i>Gender</i> | 哑变量,是否为女性:0-男性,1-女性。 |
| <i>Edu</i> | 哑变量,以账户资料登记为准:0-本科及以上/高学历,1-本科以下/低学历。 |
| <i>Age</i> | 数值型变量,根据投资者出生日期实际计算出的截至2016年末的年龄值。 |
| <i>Transnum</i> | 数值型变量,样本期内投资者的全部交易次数,计算方法为买入交易次数与卖出交易次数之和,取对数。 |
| <i>Freq</i> | 数值型变量,样本期内投资者购买过的股票的个数,用来代表投资分散化程度,取对数。 |
| <i>Hperiod</i> | 数值型变量,投资者平均持有一只股票的天数,取对数。 |

五、实证结果

(一) 处置效应的计算结果

根据前述计算方法,我们分别计算了普通投资者和融资投资者2014-2016年期间整体样本的PGR、PLR和DE值(表2)。

计算结果显示,普通投资者和融资投资者在全样本区间均存在显著的处置效应,对应的处置效应程度指标分别为12.25%($t=23.43$)和7.7%($t=16.94$)。这一结果初步验证了本文的假设1。以往有代表性文献的大致研究结论:Chen et al.(2007)对中国股票市场普通投资者处置效应程度的计算结果为20.92%;Frino et al.(2015)对澳大利亚股票市场华人投资者的处置效应程度为6.16%。值得指出的是,王志强等(2016)专门针对从事融资交易的投资者的处置效应程度的计算结果为0.5%,这一数值和我们的研究结论差异较大。我们认为,这是由于双方采用了不同的处置效应程度的计算方法所造成的。正如前文所指出的,对样本整体累加 $RG \setminus RL \setminus PG \setminus PL$ 后直接计算DE,会受到“超级大户”异常值的干扰和显著影响,此前一些研究延用了这种计算方法,导致了DE的计算结果明显偏低。

从表2可以看出,按照性别、开户时间、年龄、学历和下单方式等投资者特征变量对投资者进行分组后,统计结果显示,各个子样本的融资投资者的处置效应程度均低于普通投资者。此外,无论是普

通投资者还是融资投资者,女性的处置效应程度均高于男性;开户时间越久、年龄越大的投资者,处置效应程度越低;投资者学历越高,处置效应程度越低;经常使用手机委托下单方式的投资者,其处置效应程度要高于仅使用电脑或者柜台委托等传统下单方式的投资者。我们将在后续的实证分析中对这些结果进行检验。

表 2 个人投资者处置效应行为的描述性统计

| | | 普通投资者 | | | | 融资投资者 | | | |
|------|-----------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|
| | | PGR | PLR | DE | t 值 | PGR | PLR | DE | t 值 |
| 整体样本 | | 0.1894 | 0.0669 | 0.1225 | 23.4300 | 0.1576 | 0.0806 | 0.0770 | 16.9400 |
| 性别 | 男性 | 0.1953 | 0.0798 | 0.1155 | 18.5100 | 0.1581 | 0.0842 | 0.0739 | 11.9500 |
| | 女性 | 0.1828 | 0.0525 | 0.1303 | 16.5400 | 0.1567 | 0.0737 | 0.0830 | 8.6900 |
| 开户时间 | <= 2007 | 0.1248 | 0.0532 | 0.0716 | 6.7100 | 0.135 | 0.0725 | 0.0625 | 7.4900 |
| | 2008-2010 | 0.1524 | 0.0512 | 0.1012 | 10.6000 | 0.1476 | 0.0840 | 0.0636 | 8.5200 |
| | 2011-2013 | 0.1593 | 0.0757 | 0.0836 | 6.9900 | 0.1727 | 0.0881 | 0.0846 | 7.7100 |
| | >= 2014 | 0.2532 | 0.0820 | 0.1712 | 22.3100 | 0.2136 | 0.0858 | 0.1279 | 7.2900 |
| 出生时间 | <= 1959 | 0.1340 | 0.0551 | 0.0789 | 6.2100 | 0.1347 | 0.0776 | 0.0571 | 4.2800 |
| | 1960-1969 | 0.1557 | 0.0503 | 0.1054 | 9.4900 | 0.1590 | 0.0855 | 0.0735 | 8.1700 |
| | 1970-1979 | 0.1903 | 0.0673 | 0.1230 | 12.8400 | 0.1547 | 0.0787 | 0.0760 | 9.4400 |
| | 1980-1989 | 0.2161 | 0.0767 | 0.1394 | 17.0000 | 0.1705 | 0.0788 | 0.0917 | 7.2700 |
| | >= 1990 | 0.2747 | 0.0923 | 0.1824 | 10.4400 | 0.2077 | 0.0797 | 0.1280 | 3.3900 |
| 学历情况 | 高中及以下 | 0.2309 | 0.0889 | 0.1420 | 7.7700 | 0.1708 | 0.0822 | 0.0886 | 5.8000 |
| | 本科及大专 | 0.2344 | 0.0751 | 0.1593 | 17.5700 | 0.1672 | 0.0830 | 0.0842 | 10.5600 |
| | 研究生及以上 | 0.1471 | 0.0560 | 0.0911 | 5.7500 | 0.1345 | 0.0743 | 0.0603 | 3.0500 |
| 下单方式 | 手机委托 | 0.2331 | 0.0772 | 0.1559 | 17.3100 | 0.1716 | 0.0734 | 0.0982 | 8.1300 |
| | 电脑委托 | 0.1736 | 0.0735 | 0.1001 | 23.4300 | 0.1609 | 0.0875 | 0.0735 | 7.8200 |
| | 其他委托 | 0.1481 | 0.0393 | 0.1088 | 8.8500 | 0.1452 | 0.0732 | 0.0720 | 6.9600 |

我们还在表 3 中简单列示了普通投资者和融资投资者这两类投资者群体的整体交易情况。通过平均实现盈利(RG)、实现亏损(RL)和账面盈利(PG)、账面亏损(PL)的计数可以看出,融资投资者实现盈利和实现亏损的次数都远远大于普通投资者。我们认为,这一方面是因为融资投资者具有更强的资金实力,另一方面也间接证明了融资投资者的交易更加频繁。

表 3 个人投资者交易情况统计 (单位:次)

| | 普通投资者 | 融资投资者 |
|----|------------|------------|
| RL | 30.0000 | 73.0000 |
| RG | 30.2600 | 62.8800 |
| PL | 679.0000 | 1142.0000 |
| PG | 1,103.0000 | 1,571.0000 |

(二) 差异化检验

在计算出投资者的处置效应程度之后,我们接下来要检验不同的投资者群体在处置效应程度上是否存在差异。在此,我们采用 t 检验对不同投资者特征下投资者的 PGR、PLR 和 DE 进行了组间检验,结果如表 4 列示。

实证结果表明,对于普通投资者和融资投资者这两类投资者群体,普通投资者的 PGR 显著高于融资投资者($t=5.22$,在 1%的置信水平显著),说明普通投资者更倾向于卖出盈利的股票;普通投资者的 PLR 显著低于融资投资者($t=4.14$,在 1%的置信水平显著),说明普通投资者更不愿意卖出亏损的股票,更不愿意实现他们的亏损。综合来看,普通投资者的处置效应程度(12.25%)显著高于融资投资者(7.70%)($t=8.78$,在 1%的置信水平显著),其处置效应程度更为明显。

表 4 融资投资者和普通投资者的差异化检验

| | 普通投资者 | 融资投资者 | t 值 | p 值 |
|-----|--------|--------|--------|----------|
| PGR | 0.1894 | 0.1576 | 5.2168 | 1.89E-07 |
| PLR | 0.0669 | 0.0806 | 4.1374 | 3.57E-05 |
| DE | 0.1225 | 0.0770 | 8.7841 | 2.20E-16 |

除此之外,我们对于开户时间、年龄、学历和下单方式等不同的投资者特征分类的分组检验结果也具有显著性,各子样本 PGR、PLR 和 DE 在融资投资者和普通投资者的组间差异都非常明显。

为了更直观地观测融资投资者和普通投资者的处置效应差异,我们分别绘制了两类投资者的 PGR-PLR 变化趋势图(图 1)。我们发现一个很有意思的现象:在 2014 年 1 月-2015 年 5 月的牛市阶段,两种类型投资者的处置效应程度非常接近;而在 2015 年 6 月-2016 年 12 月的熊市阶段,融资投资者的处置效应程度明显低于普通投资者。给人的直观印象是,在牛市阶段,普通投资者与融资投资者的行为理性程度相仿,或者说非理性程度也相若;而在熊市阶段,融资投资者则要表现得比普通投资者更为理性。



图 1 普通投资者与融资投资者的处置效应程度数值差异的变化趋势

这张图反映出在不同的市场周期,不同的市场行情,对个人投资者的处置效应程度存在明显的影响。具体说来,在市场行情逐步变好的牛市阶段,个人投资者对实现自身亏损并不那么敏感,表现为愿意卖出亏损的股票,其处置效应程度会逐渐下降,而且融资投资者和普通投资者之间的处置效应程度的差异并不大;而在市场行情逐步变差特别是进入熊市阶段后,个人投资者的处置效应程度会趋于上升,变得不那么愿意实现自身的亏损,表现为卖出盈利的股票而保留亏损的股票,但融资投资者的处置效应程度的增加幅度会明显低于普通投资者,表现出更高的行为理性程度。

(三) 回归分析

为了避免因数据瑕疵或异常值给回归结果带来噪音影响,我们对回归样本进行了简化处理,剔除了那些出现明显错误的观测值以及处置效应程度在前1%和后1%的数据。经过这样的处理后,最终有效观测值为4821名个人投资者。处置效应程度和各数值型变量的描述性统计结果如表5所示。

表5 融资投资者与普通投资者处置效应程度回归的描述性统计

| | 均值 | 25%分位数 | 中位数 | 75%分位数 |
|-----------|----------|---------|----------|----------|
| 处置效应程度(%) | 9.3300 | -0.1100 | 3.2800 | 14.4000 |
| 年龄(岁) | 45.4300 | 36.0000 | 45.0000 | 53.0000 |
| 交易次数(次) | 492.4000 | 29.0000 | 136.0000 | 442.0000 |
| 购买股票个数(只) | 47.7300 | 7.0000 | 22.0000 | 58.0000 |
| 平均持股时间(日) | 41.6800 | 13.2600 | 27.2400 | 49.7900 |

表6列示了投资者处置效应程度的回归结果。结果显示:在控制了投资者的其他特征变量和行为变量之后,“融资”变量对投资者处置效应程度的影响显著为负($t=-7.11$,在1%的置信水平显著)。也就是说,融资投资者的处置效应程度要显著低于普通投资者;在控制其他变量的前提下,融资投资者的DE值要比普通投资者低4.3%。在此基础上,我们可以得出这样的结论:与普通投资者相比,融资投资者卖出盈利股票同时持有亏损股票的行为偏差更不明显,他们更愿意实现自身的亏损,其处置效应程度显著要低。我们由此进一步验证了假设2。

表6 融资投资者和普通投资者处置效应程度对投资者特征的回归结果

| | 常数 | 融资变量 | 性别 | 教育程度 | 年龄 | 交易次数 | 股票个数 | 持股时间 |
|----------------|------------|------------|-----------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| 系数 | 28.6972*** | -4.3021*** | 1.4239*** | 0.8930*** | -0.1622*** | -0.5769*** | -1.3083*** | -1.9557*** |
| Std.E | (2.1006) | (0.6048) | (0.5696) | (0.1354) | (0.0238) | (0.4011) | (0.4695) | (0.2991) |
| R ² | 0.0532 | | | | | | | |
| N | 4821 | | | | | | | |

注:***, **, * 分别表示在1%, 5%和10%的水平下具有显著性;括号内为标准误差。

关于其他投资者个人特征变量对处置效应程度的影响,我们的实证结果也都具有很强的统计显著性(全部变量均在1%的置信水平显著)。具体说来:(1)性别对处置效应的影响显著为正,考虑到我们的变量设置为“1-女性”,这就意味着女性投资者的处置效应程度要高于男性投资者;(2)教育程度对处置效应的影响显著为正,考虑到我们的变量设置为“1-学历较低的投资者”,这就意味着学历较

低的投资者,其处置效应程度要高于学历较高的投资者;(3) 年龄对处置效应程度的影响显著为负,也就是说年龄越大,投资者的处置效应程度越低。这些结论完全契合于以往的研究结论。

投资者行为变量对处置效应程度的影响也同样十分显著(均在1%的置信水平显著)。具体说来:(4) 样本期内的交易次数对处置效应的影响显著为负,投资者进行的交易次数越多,说明其投资经验越丰富,其处置效应程度也相应越低,这一结果与廖理等(2013)和 Frino et al.(2015)的研究结果一致;(5) 股票个数对处置效应的影响显著为负,投资者在样本期内买入的股票个数越少,其处置效应程度越高,这就意味着投资组合分散化程度更低的投资者更容易产生较高度度的处置效应;(6) 样本期内投资者的持股时间对处置效应的影响显著为负,也就是说投资者平均持股时间越短,交易越频繁,过度自信程度越高,其处置效应程度也就越低。这些实证结果同样契合以往的研究结论,也从一个侧面验证了我们在行为变量的选取上,是充分有效的。

表 7 融资投资者投资绩效对处置效应程度的回归结果

| 变量 | 回归 A | 回归 B | 回归 C | 回归 D |
|----------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| 常数项 | -2.6688 ^{***} (0.0754) | -2.3394 ^{***} (0.1549) | -1.5010 ^{***} (0.1136) | -1.3745 ^{***} (0.6043) |
| 处置效应 | -2.7079 ^{***} (0.3398) | -2.5733 ^{***} (0.3404) | -2.2476 ^{***} (0.3341) | -2.1693 ^{***} (0.4379) |
| 性别 | | -0.2725 (0.2153) | | -0.2509 (0.1706) |
| 教育程度 | | -0.1472 ^{***} (0.0736) | | -0.1153 ^{***} (0.0395) |
| 年龄 | | 0.0279 ^{***} (0.0071) | | 0.0180 ^{***} (0.0077) |
| 交易次数 | | | 0.3853 ^{***} (0.1570) | 0.3346 ^{***} (0.1132) |
| 股票个数 | | | 0.3496 ^{***} (0.0978) | 0.3544 ^{***} (0.1335) |
| 持股时间 | | | 0.3036 ^{***} (0.0692) | 0.2889 ^{***} (0.0757) |
| R ² | 0.0220 | 0.0289 | 0.0737 | 0.0680 |
| 观测值 | 2721 | 2721 | 2721 | 2721 |

注:1.***,**, * 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下具有显著性;括号内为标准误差。

2. 回归 A-D 列出了融资者投资绩效对各自变量的回归结果。其中,回归 A 为投资绩效对处置效应的单变量回归;回归 B 为投资绩效对处置效应和投资者个人特征变量的回归;回归 C 为投资绩效对处置效应和投资者行为特征变量的回归;回归 D 为投资绩效对处置效应和其他全部投资者特征变量的回归。

表 7 列示了融资投资者的投资绩效对处置效应程度的回归结果。结果显示,在控制了前述投资者特征变量和行为变量之后,处置效应程度对投资绩效的影响显著为负($t = -4.95$,在 1%的置信水平显著)。也就是说,融资投资者的处置效应程度越高,其收益率越低,处置效应程度每增加 100%,投资者的年平均收益率降低 2.17%;投资者倾向于过早卖出盈利股票而过久持有亏损股票的行为偏差,其结果损害了自身的投资绩效。这一结果验证了本文的假设 3。

其他变量对投资绩效的影响也都具有很强的统计显著性(除性别变量外,其他变量均在1%的置信水平显著)。具体说来:(1)教育程度对投资绩效的影响显著为负,考虑到我们的变量设置为“1-学历较低的投资人”,这也意味着学历较低的投资人投资绩效要低于学历较高的投资人;(2)年龄、样本期内的交易次数、股票个数和持股时间对投资绩效的影响均显著为正,说明投资人年龄越大、投资经验越丰富、持有的股票越是分散化、持股时间越长,越能获得更好的投资绩效。

六、稳健性检验及结果讨论

(一) 实证分析的稳定性检验

为了检验本文理论模型的稳健性,我们按牛市、熊市的不同市场周期,分阶段对投资者的处置效应(模型1)和收益率(模型2)进行了回归分析。我们根据市场状况将样本区间划分为2014年1月1日-2015年5月31日的牛市区间以及2015年6月1日-2016年12月31日的熊市区间,重新对融资投资者和普通投资者的处置效应程度进行回归分析,以检验二者之间是否存在显著差异(表8)。

表8 不同市场周期的稳健性检验

| | 模型 1 | | 模型 2 | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 回归 A | 回归 B | 回归 C | 回归 D |
| 融资变量 | -4.0583*** (0.7712) | -4.7382*** (0.6964) | -0.6359*** (0.2070) | -0.4440*** (0.0599) |
| | | | | |
| R ² | 0.0804 | 0.0572 | 0.0933 | 0.0347 |
| 观测值 | 4593 | 4593 | 2624 | 2624 |

注:1.***,**, * 分别表示在1%, 5%和10%的水平下具有显著性;括号内为标准误差。

2.回归A和B列出了投资者处置效应不同市场周期的稳健性检验,其中回归A为牛市结果,回归B为熊市结果;回归C和D列出了投资者收益率和处置效应关系不同市场周期的稳健性检验(此时自变量“融资变量”对应变为“处置效应程度”),其中回归C为牛市结果,回归D为熊市结果。

关于投资者处置效应的稳健性检验结果显示:无论是在牛市阶段还是熊市阶段,融资变量的系数都为负,且均在1%的置信水平显著,这说明融资投资者的处置效应程度要显著低于普通投资者,检验结果与前文研究结论一致。融资投资者和普通投资者的处置效应程度差异在熊市变得更为明显,这与此前图1所显示的变化趋势也是一致的。

关于投资者收益率和处置效应关系不同市场周期的稳健性检验结果显示:无论是在牛市阶段还是熊市阶段,处置效应对投资绩效的影响均显著为负,且在1%的置信水平显著,说明处置效应损害了融资投资者的投资绩效,这一检验结果也与前文结论一致。

关于投资者其他特征变量在市场完整周期和牛熊市分阶段回归的分析结果,大多数结论也是一致的。尤值一提的是,在熊市阶段,除持股时间外的全部特征变量对处置效应程度的影响系数的绝对值都要大于牛市阶段的影响。我们有理由推测:在牛市阶段处置效应程度更低的个人投资者,其个人和行为特征使其在熊市阶段也更容易减少行为偏差而保持较高的行为理性程度。

(二) 处置效应程度计算的稳定性检验

在处置效应研究中,参考价格的选择对处置效应程度的计算十分关键。现有对处置效应的实证研究中,投资者购买股票时按成交量加权平均计算得出的购买价格,被公认为是最重要的参考价格,

而其他影响投资者决策的重要的参考价格并没有定论。根据 Frino et al.(2015) 的方法,我们还使用了最高买入价格和最近买入价格分别取代本文处置效应程度计算公式中的参考价格以进一步检测其稳健性。因为投资者在选定基准价格时,有可能使用那些更易获得或更易记住的价格,而并非一定以加权平均的买入成本价格作为基准。令人欣慰的是,我们使用不同参考价格,不同计算方式的计算结果都得出了相同的结论。为了与已有文献的计算方法保持一致,本文最终选取了以成交量加权平均的购买价格作为基准的计算结果。

最后,同样是针对本文对处置效应计算的稳健性检验,在对账面盈利(PG)和账面亏损(PL)计数时,我们也采用了只计算投资者发生交易当天的PG和PL,而对于没有发生交易的日期,不去统计PG和PL。如果使用这种计算方法,得出的PGR和PLR均达到了50%以上,最后结果同样表明融资投资者的平均处置效应程度(9.45%)显著低于普通投资者(15.91%),进一步验证了我们计算结果的稳健性。

(三) 其他结果讨论

通常情况下,融资投资者被认为是投资经验相对丰富、资金实力更强且决策行为更为理性的投资者。因而,从直觉上看,与普通投资者相比,融资投资者的处置效应程度应该更低。本文的贡献即在于我们用中国股票市场“两融”交易的真实数据实证了这一推测。即使在控制了投资者个人特征和行为特征后,融资投资者卖出赢家并持有输家的倾向性仍然要低于普通投资者,其处置效应程度仍显著要低。接下来,我们重点围绕融资投资者与普通投资者在投资者心理和行为方面的不同特征,展开一些辅助性讨论。

1. 控制时间因素后的检验结果

此前,我们按牛市、熊市的不同市场周期,分阶段对投资者的处置效应和收益率进行了回归分析。结果表明,不同市场周期可能会对研究结果产生影响。接下来,我们把投资者在牛市和熊市的交易数据拆分开来,分别视为独立的计算结果,并在公式(4)中加入代表市场周期的哑变量 $Mtrend$ (在熊市阶段 $Mtrend=0$; 在牛市阶段 $Mtrend=1$) ,重新进行回归分析。

$$R_i = \alpha_i + \beta_1 DE_i + \beta_2 Gender_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Edu_i + \beta_5 Transnum_i + \beta_6 Freq_i + \beta_7 Hperiod_i + \beta_8 Mtrend + \varepsilon_i \quad (5)$$

表9结果显示:在加入代表市场周期的变量之后,处置效应对投资绩效的影响仍显著为负,且在1%的置信水平显著,说明处置效应损害了融资投资者的投资绩效,这一检验结果也与前文结论一致。

表9 控制时间因素后融资投资者投资绩效对处置效应程度的回归结果

| 变量 | 回归 A | 回归 B | 回归 C | 回归 D |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 处置效应程度 | -0.4175*** (0.1926) | -0.3969*** (0.1925) | -0.4334*** (0.1926) | -0.3990*** (0.1918) |
| | | | | |
| 市场周期 | | 0.0369*** (0.0095) | | 0.0741*** (0.0101) |
| R ² | 0.0012 | 0.0033 | 0.0275 | 0.0364 |
| 观测值 | 5857 | 5857 | 5857 | 5857 |

注:1.***,**, * 分别表示在1%、5%和10%的水平下具有显著性;括号内为标准误差。

2.回归A-D列出了融资者投资绩效对各自变量的回归结果。其中,回归A为投资绩效对处置效应的单变量回归;回归B为投资绩效对处置效应和市场周期变量的回归;回归C为投资绩效对处置效应和全部投资者特征变量的回归;回归D为投资绩效对处置效应和市场周期变量和全部投资者特征变量的回归。

2. 处置效应与过度自信

Chen et al.(2007)的研究表明,个人投资者的处置效应程度与其过度自信程度存在负相关关系。何诚颖等(2014)的研究表明,与发达国家市场的投资者相比,个人投资者由于个人交易水平和市场成熟度的差异而呈现出非持续性过度自信,容易产生在过度自信与过度保守之间相互转换的行为特点。

我们的PGR-PLR差异的变化趋势图(图1)和回归结果(表9)也得出了相似的结果。可以看出,在牛市阶段,个人投资者的过度自信程度逐渐增加,其处置效应程度维持在一个较低水平,此时普通投资者和融资投资者的过度自信程度相仿,处置效应的差异并不明显;而进入熊市阶段后,个人投资者信心崩塌,普通投资者与融资投资者这两类投资者的处置效应程度均会普遍上升,但是由于融资投资者具有较丰富的投资经验、较分散化的投资风格和较强的风险承受能力,其处置效应程度的增加幅度会明显低于普通投资者。

3. 处置效应与投资经验

Feng & Seasholes(2005)针对中国股票市场的研究发现,投资者的经验水平有助于降低处置效应水平。周铭山等(2011)针对中国基金市场上的研究也发现,投资经验丰富的投资者,其处置效应程度更低。我们的实证结果也同样表明,在控制其他变量的情况下,年龄、交易次数和购买股票个数这三个代表投资者成熟度和投资经验的变量,均可以有效降低投资者的处置效应程度。

Chen et al.(2007)和Frino et al.(2015)把交易频率也视为投资经验的一种代表变量,他们认为投资者交易越频繁,就会获得越丰富的交易经验,从而表现得更为理性,处置效应程度就相应更低。我们的实证结果支持了这一结论,投资者持有股票的时间越短,就意味着交易越频繁,其处置效应程度也就越低。同时,我们认为以交易次数和持仓时间变量来代表交易的频繁程度仍存在不足,如果以投资者换手率作为交易频繁程度的代表变量,可能会得出更为直接的研究结论。这也是我们今后深化研究的一个方向。

七、主要结论

本文使用国内某大型证券公司个人投资者的交易数据和账户信息,针对中国股票市场普通投资者和融资投资者的处置效应程度的差异化进行了实证研究。本文最终得出以下实证结论:(1)中国股票市场的融资投资者存在明显的处置效应;(2)与普通投资者相比,融资投资者的处置效应程度更低,相对更愿意理性地实现他们的亏损;(3)在控制了投资者其他特征变量和行为变量之后,处置效应程度对融资投资者的投资绩效的影响显著为负。也就是说,融资投资者的处置效应程度越高,其收益率越低;投资者倾向于过早卖出盈利股票而过久持有亏损股票的行为偏差,其结果损害了自身的投资绩效。另外,我们的研究也验证了年龄和投资经验等投资者特征对处置效应程度具有显著影响。女性、年轻投资者和学历较低的投资者,其处置效应程度更高。投资者行为变量对处置效应的影响也同样十分显著。交易次数越多,持股时间越短,说明投资经验越丰富;丰富的交易经验、投资组合多元化等行为特征能够有效降低处置效应。

参考文献:

- [1] Barber B. M. and T. Odean, 2001, "Boys Will be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment," *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1): 261-292.
- [2] Chen G. M., K. A. Kim, J. R. Nofsinger and O. M. Rui, 2007, "Trading Performance, Disposition Effect, Overconfidence, Representativeness Bias, and Experience of Emerging Market Investors," *Journal of Behavioral Decision Making*, 20(4): 425-451.
- [3] Feng L. and M. S. Seasholes, 2005, "Do Investor Sophistication and Trading Experience Eliminate Behavioral Biases in Financial Markets?" *Review of Finance*, 9(3): 305-351.
- [4] Frino A., G. Lepona and D. Wright, 2015, "Investor Characteristics and the Disposition Effect," *Pacific-Basin Fi-*

nance Journal , 31: 1-12.

- [5] Grinblatt M. and M. Keloharju , 2001, “What Makes Investors Trade?” *The Journal of Finance* , 56(2) : 589-616.
- [6] Heisler J. , 1994, “Loss Aversion in a Futures Market: An Empirical Test ,” *Review of Futures Markets* , 13(3) : 793-826.
- [7] Kahneman D. and A. Tversky , 1979, “Prospect Theory: An Analysis of Decision Making Under Risk ,” *Econometrica* , 47(2) : 263-291.
- [8] Lakonishok J. and S. Smidt , 1986, “Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading ,” *Journal of Finance* , 41(4) : 951-974.
- [9] List J. A. , 2003, “Does Market Experience Eliminate Market Anomalies?” *Quarterly Journal of Economics* , 118(1) : 41-71.
- [10] Odean T. , 1998, “Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?” *Journal of Finance* , 53(5) : 1279-1298.
- [11] Rau H. A. , 2014, “The Disposition Effect and Loss Aversion: Do Gender Differences Matter?” *Economics Letters* , 123(1) : 33-36.
- [12] Shapira Z. and I. Venezia , 2001, “Patterns of Behavior of Professionally Managed and Independent Investors ,” *Journal of Banking & Finance* , 25(8) : 1573-1587.
- [13] Shefrin H. and M. Statman , 1985, “The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence ,” *Journal of Finance* , 40(3) : 777-790.
- [14] 何诚颖、陈锐、蓝海平、徐向阳 2014, “投资者非持续性过度自信与股市反转效应” ,《管理世界》,第 8 期,第 44-54 页。
- [15] 廖理、贺斐菲、张伟强、沈洪波 2013, “中国个人投资者的过度自信和过度交易研究” ,《投资研究》,第 8 期,第 35-46 页。
- [16] 谭松涛 2007, “行为金融理论: 基于投资者交易行为的视角” ,《管理世界》第 8 期,第 141-150 页。
- [17] 谭松涛、陈玉宇 2012, “投资经验能够改善股民的收益状况吗? ——基于股民交易记录数据的研究” ,《金融研究》第 5 期,第 164-178 页。
- [18] 王志强、苏刚、张泽 2016, “投资者特征与处置效应——来自中国 A 股融资交易的证据” ,《财经问题研究》,第 11 期,第 30-38 页。
- [19] 张浩 2015, “基于行为金融学的融资融券投资者投资行为探究” ,华东理工大学。
- [20] 赵学军、王永宏 2001, “中国股市处置效应的实证分析” ,《金融研究》第 7 期,第 92-97 页。
- [21] 周铭山、周开国、张金华、刘玉珍 2011, “我国基金投资者存在处置效应吗? ——基于国内某大型开放式基金交易的研究” ,《投资研究》第 10 期,第 87-97 页。

Are Margin-trading Investors More Reluctant to Realize Their Losses?

ZHANG Yunting , ZHANG Weiqiang , LIAO Li

PBC School of Finance , Tsinghua University , Beijing , 100083

Abstract: Previous studies have shown that individual investors in Chinese stock market demonstrate a strong preference for realizing winners rather than losers , which is known as Disposition Effect. Since the launch of margin-trading in Chinese security market , the special trading mechanism has produced profound and complicated influence on individual investors' behaviors. The question we focus on is whether there is any difference on disposition effect between margin-trading investors and normal investors under different trading mechanisms. Using the basic information data and trading records of individual investors at a large securities company in China , we make an empirical study on the difference of the disposition effect between margin-trading investors and normal investors. The results indicate that Chinese margin-trading investors show obvious disposition effect; and compared with normal investors , their degree of disposition effect is much lower , which means that they are more willing to realize their losses; and finally , the disposition effect also damages margin-trading investors' investment performance.

Key Words: behavioral finance; investor behavior; disposition effect; margin-trading investors

(责任编辑: 王艺明) [校对: 李 娜]