



No. 2027

Working Paper

卖空限制与收益可预测性——A 股融资融券制度的证据

郭彪

刘普阳

姜圆

【摘要】

基于 A 股市场融资和融券余额的巨大差距, 本文拓展了 Hong et al. (2016) 的理论模型, 在融券端和融资端分别找到了影响股票收益率的变量: 融券比率 (融券余额 / 流通市值) 和融资回补天数 (融资比率 / 日均换手率)。进一步, 利用组合价差法和 Fama-MacBeth 横截面回归法, 实证检验了 A 股市场中融券比率与融资回补天数解释和预测股票收益率的能力。实证结果表明, 在存在融券限制条件下, 融券比率相比融资回补天数 (融券比率 / 日均换手率) 能更好地代表套利者对股票价格高估程度的看法, 根据融券比率构建的等权重多空组合能带来月均 1.58% 的显著收益; 而由于融资约束相对较低, 融资回补天数相比融资比率 (融资余额 / 流通市值) 能更好地代表套利者对股票价格低估程度的看法, 根据融资回补天数构建的等权重多空组合能带来月均 1.28% 的显著收益。实证结果与本文存在融券数量限制下的理论模型相符, 且该收益率不能被多因子模型和常规股票特征所解释。

【关键词】

融资融券比率; 回补天数

【文章编号】

IMI Working Paper No.2027



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国研网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

卖空限制与收益可预测性——A 股融资融券制度的证据

郭彪¹ 刘普阳² 姜圆³

【摘要】基于 A 股市场融资和融券余额的巨大差距，本文拓展了 Hong et al. (2016) 的理论模型，在融券端和融资端分别找到了影响股票收益率的变量：融券比率（融券余额/流通市值）和融资回补天数（融资比率/日均换手率）。进一步，利用组合价差法和 Fama-MacBeth 横截面回归法，实证检验了 A 股市场中融券比率与融资回补天数解释和预测股票收益率的能力。实证结果表明，在存在融券限制条件下，融券比率相比融券回补天数（融券比率/日均换手率）能更好地代表套利者对股票价格高估程度的看法，根据融券比率构建的等权重多空组合能带来月均 1.58% 的显著收益；而由于融资约束相对较低，融资回补天数相比融资比率（融资余额/流通市值）能更好地代表套利者对股票价格低估程度的看法，根据融资回补天数构建的等权重多空组合能带来月均 1.28% 的显著收益。实证结果与本文存在融券数量限制下的理论模型相符，且该收益率不能被多因子模型和常规股票特征所解释。

【关键词】融资融券比率；回补天数

一、引言

在股票市场中，融资交易是指投资者向证券公司交纳一定的保证金，融（借）入一定数量的资金买入股票，并在一段时间后归还资金及利息的行为；相应地，融券交易是指投资者向证券公司借入证券卖出，并在一段时间后归还证券及利息的行为。融资融券业务在欧洲、美国以及日本等成熟股票市场中已存在多年。通过融资融券，知情交易者（Informed Trader）可以更好地利用私有信息增加股票价格的信息含量，促进股票价格向其内在价值靠拢。套利者也可以依靠融资融券进行无风险套利，减少股票的错误定价（Miller, 1977），提高股票市场整体的定价效率。

文献中一般使用融资（融券）比率来度量融资融券的市场深度（market depth），并以此研究融资融券交易与未来股票收益率之间的关系，该指标定义为融资（融券）余额与流通股市值之比。在融资端，融资比率与未来收益率正相关（俞红海等，2018）；在融券端，融券

¹ 郭彪，金融学博士，中国人民大学财政金融学院副教授、应用金融系副主任，中国人民大学国际货币研究所研究员。

² 刘普阳，金融学硕士，通讯作者，东方花旗证券有限公司。

³ 姜圆，金融工程学博士研究生，中国人民大学财政金融学院。

比率与未来收益率负相关 (Figlewski, 1981; Brent et al., 1990; Figlewski and Webb, 1993; Woolridge and Dickinson, 1994; Dechow et al., 2001; Asquith et al., 2005)。对于这些发现通常的解释认为, 融资(融券)比率反映了知情交易者相对非理性投资者而言对未来股价走势的看法。但由于风险规避、资本约束、代理问题等引发噪音交易风险和有限套利 (De Long, Shleifer, Summers, and Waldmann, 1990; Shleifer and Vishny, 1997), 知情交易者并不能足额持有或卖空股票从而消除误定价, 导致股票价格中乐观或悲观投资者的私有信息并不能被完全表达出来, 引发股票价格被暂时性高估 (Miller, 1977) 或低估, 因而融资比率与未来收益率正相关, 融券比率与未来收益率负相关。

值得考虑的是, 融资融券比率并未对交易成本信息做充分考虑, 这里的交易成本是指回补(平仓)融资融券余额所需要的时间成本。举例来讲, 市场上有 A 和 B 两只证券, 融资比率均为 10%, 日换手率分别为 1% 和 10%, 这意味着在不考虑其他影响因素的情形下, 回补 A 证券需要 10 天时间, 而回补 B 证券仅需 1 天时间。由于 A 证券的交易成本更大, 因而由于交易限制而引发的误定价水平可能会更高。显然, 回补天数考虑了换手率对于融资融券交易成本的影响, 有助于发现股票的误定价水平。

我国融资融券市场起步相对较晚, 融资融券制度正在日趋完善。2010 年 3 月, 证监会启动 A 股融资融券业务试点, 并于 2011 年 12 月, 2013 年 1 月、9 月, 2014 年 9 月, 2016 年 12 月和 2019 年 8 月先后共 6 次对融资融券标的进行了大规模扩容, 融资融券余额也由 2010 年的不足 130 亿元上升至 2019 年 12 月底的 1.02 万亿元。同时也应看到, 在融资和融券业务发展过程中非对称交易现象十分突出。融资余额占融资融券余额的平均比重为 98.85%, 特别是 2014 年以来, 融资余额占比几乎保持在 99% 的水平上。相比融资交易, 我国的融券交易仍存在诸多限制, 卖空环境仍有待进一步改善。国外学者有关融资融券的研究角度主要为以下三个方面:

第一, 融资融券对股票收益率的影响。卖空比率 (short interest ratio, 简称 SR) 作为卖空的重要指标, 在以往的文献中多有研究, Figlewski (1981), Brent, Morse, and Stice (1990), Figlewski and Webb (1993), Woolridge and Dickinson (1994), Dechow et al. (2001), Asquith, Pathak, and Ritter (2005) 均验证了高卖空比率股票的表现显著低于低卖空股票。比较常见的解释是, 通常只有机构投资者进行卖空, 获取内部信息的套利者通过卖空被高估的股票获取收益, 反映为该只股票的卖空比率较高。DeLong et al. (1990) 以及 Shleifer and Vishny (1997) 指出, 套利者都是风险厌恶的且面临资金约束, 因而无法进行足够的卖空来抵消错误定价, 形成了卖空比率与收益率的相关关系。Amihud (2002), Amihud, Mendelson, and Pedersen (2006) 指出,

不同股票的交易成本存在显著性差异，Hong et al.(2016)证明，融券回补天数(days-to-cover)可以更好的衡量套利者的卖空成本，低回补天数股票收益率显著大于高回补天数的股票。

第二，融资融券对信息反应速度的影响。融资融券的在提供交易手段的同时也对股票波动率产生影响，Lamont and Stein (2004)运用事件研究的方法，证明卖空套利增加了股价对季度净利润的反应程度。Lamont and Stein(2004)，Savor and Gamboa-Cavazos(2011)证实卖空者在遭受损失后会降低头寸，相反在盈利后会提高头寸，Hong, Kubik, and Fishman (2012)指出套利者加强了股市对经济信息的反应程度。

第三，融资融券规则变更对市场波动性的影响。Ofek, Richardson and whitelaw (2004)发现，融券交易可以吸引更多投资者，从而增加市场的交易量。Battalio and Schultz (2011)发现短期的卖空限制会使股票的价格波动增大，并使这些受限股票的价格显著低于内在价值。

类似的，国内学者有关融资融券的研究角度主要为以下三个方面：

第一，融资融券对证券波动率的影响。廖士光和杨朝军（2005a，2005b）认为，融券交易与股票价格波动率之间的关系十分复杂，融券对价格波动率的影响可能取决于其他因素。肖浩和孔爱国（2014）使用双差分模型，证明融资融券通过降低噪音、提升信息传递速度降低了股票价格的特质波动率。李志生，杜爽和林秉旋（2015）通过对比标的股票、非标的股票以及列入、剔除融资融券标的股票的价格波动特征，证明融资融券显著抑制股票价格的波动。许红伟和陈欣（2012）通过对信息含量的研究发现，首批融资融券标的的定价效率改进不明显，其收益率的分布依然呈现尖峰肥尾态势。

第二，融资融券标的证券清单内、外个股的收益波动性差异。李科、徐龙炳和朱伟骅(2014)根据是否可以卖空，把白酒上市公司分为可卖空组和不可卖空组，通过买入不可卖空组，卖出可卖空组构建零头寸策略组合，发现该组合可以获得显著的超额收益，且该超额收益无法被基本价值所解释，从而表明融券制度有助于抑制股票价格高估，提高市场定价效率。朱民武（2014）通过误差修正模型，检验了 A 股市场融资融券余额与大盘指数之间的时间序列关系，发现股指变动会影响滞后一期及二期的融资融券交易，而融资融券交易不会影响大盘指数的波动。

第三，融资融券对股票收益率的影响。俞红海等（2018）基于 2011 年 12 月至 2015 年 8 月的样本数据构建了衡量融资和融券交易行为的 4 项指标，利用日数据分析了融资融券行为对于未来收益率的影响。研究发现，融资交易能正向预测未来收益，而融券交易能负向预测未来收益。另外，陈晖丽和刘峰（2014），顾乃康和周艳利（2017）和陆瑶等（2018）研究了融资融券对公司治理的影响。

国内学者对于 A 股市场融资融券交易的研究主要集中在股票定价效率、收益率的波动以及信息含量几个方面，且研究大多基于时间序列的计量模型。更重要的是，暂无文献对如何度量融资融券误定价水平进行系统研究，未分别对融资融券交易行为偏差如何影响未来股票收益率预测能力的有效性进行研究。因此，构建融资融券指标，使用因子分析的方法检验这些指标是否具有预测、解释股票收益率的能力，对于客观认识融资融券的影响有一定补充，对投资者的投资策略、决策也能起到一定的参考作用，同时也为股票市场的资产定价提供了一个可能的因子来源。

基于此，本文从投资者交易机制出发，根据 A 股市场融资融券交易量不对称现状，拓展 Hong 等（2016）的理论模型，考察在业务开展过程中余额不对称时融资融券行为对于股票收益率的预测能力。具体地，本文在融资端和融券端分别构建了融资比率（LR）、融资回补天数（DTC_long），融券比率（SR）、融券回补天数（DTC_short）4 项指标，以反映 A 股市场的融资和融券交易行为。通过理论推导和实证检验，研究了在融资和融券业务发展非对称市场环境中，融资融券比率和融资融券回补天数对于未来股票收益率的预测和解释能力。实证发现，在融资端，融资回补天数对于未来股票收益率具有显著为正的预测和解释能力，等权重多空组合月度收益为 1.28%，而融资比率无法预期股票收益率；在融券端，融券比率对于股票收益率具有显著为负的预测和解释能力，等权重多空组合月度收益为 1.58%，而融券回补天数没有这些能力，以上结论与理论模型相符。同时，本文在稳健性检验部分比较了融资回补天数和融券比率在变换样本区间、增加控制变量、控制住文献中度量融资融券行为的其他指标后对于收益率预测效果的稳健性。

二、理论模型与研究假说

本文以 Hong 等（2016）中的理论模型为基础，结合其对于卖空机制的研究，分析了 A 股市场融资融券交易对于股票收益率预测差异的微观机制，以下是本文的符号及模型设定。

（一）符号定义及基本假设

表 1 列示了本文及后文模型部分符号的主要含义。从融券角度开始考虑。假设模型有三期， $t = 0, 1, 2$ 。资产交易发生在 $t = 1$ 期，资产回报发生在 $t = 2$ 期。市场由套利者及普通交易者构成，套利者占比 g ，普通交易者占比 $1 - g$ 。普通交易者期望的资产随机回报为 μ_0 ，且初始禀赋均为 1 单位资产。套利者无初始禀赋，期望的资产回报为 μ_a ，且 $\mu_a < \mu_0$ 。普通交易者中，一半人（乐观交易者）认为 $t = 2$ 时的 1 元钱相当于 $t = 0$ 时的 d 元钱，一半人（悲观

交易者)认为 $t = 2$ 时的 1 元钱相当于 $t = 0$ 时的 $2 - \delta$ 元钱。假设 $1 < \delta < 2$ ，这使得乐观交易者倾向于购买资产，悲观交易者倾向于出售资产。可以看出在这个模型中，交易需求来自两个方面，一个是套利者与普通交易者之间的交易，一个是乐观交易者与悲观交易者之间的交易。

交易的资产数量为 n 时所对应的交易成本为 $\frac{c}{2}n^2$ ，这一成本定义基于微观市场结构中做市商理论的存货模型（Grossman and Miller, 1988），当做空者收到流动性冲击后需要从做市商手中买入数量为 n 的股票，这会使得股票价格偏离初始值，偏离值为 cn ，由于收到流动性冲击的概率是 $1/2$ ，所以期望交易成本为 $\frac{c}{2}n^2$ 。

表 1：理论模型的符号定义

变量	定义	变量	定义
DTC_short	融券回补天数	m	普通交易者预期的证券价格
DTC_long	融资回补天数	μ_a	套利者预期的证券价格
SR	融券比率	N	对证券的净需求
LR	融资比率	p_0	证券在 $t=0$ 时的价格
V	成交量	δ	乐观交易者认为 $t=2$ 时的 1 元钱在 $t=0$ 时的价格
t	期数	f	融资融券费率
γ	套利者比例	c	交易成本参数

（二）理论模型

为了解出模型，首先要求得各个交易者的最优交易需求量。在 Hong et al. (2016) 的理论模型中，乐观交易者在 $t = 1$ 时的目标函数及一阶条件如下：

$$\max\{(1 + n)dm_0 - np_0 - \frac{c}{2}n^2\}, \text{ FOC: } n_0^+ = \frac{\delta\mu_0 - p_0}{c}$$

悲观交易者在 $t = 1$ 时对资产的目标函数及一阶条件如下：

$$\max\{(1 + n)(2 - \delta)m_0 - np_0 - \frac{c}{2}n^2\}, \text{ FOC: } n_0^- = \frac{(2 - \delta)\mu_0 - p_0}{c}$$

套利者在 $t = 1$ 时对资产的目标函数及一阶条件如下：

$$\max\{n(m_0 + f - p_0) - \frac{c}{2}n^2\}, \text{ FOC: } n_a = \frac{\mu_a + f - p_0}{c}$$

由于我们假设在整个交易中只有套利者会卖空，所以需要以下限制条件：

条件 1: $dm_b > p_0 > \max\{(2 - \delta)m_b, m_b + f\}$ ；条件 2: $p_0 \leq (2 - \delta)\mu_0 + c$

在条件 1 的限制下，乐观交易者会买入资产，悲观交易者会卖出资产，套利者会进行卖空交易，在条件 2 的限制下，悲观交易者卖出的资产数量小于其初始禀赋，即悲观交易者不会进行卖空。假设市场出清，净交易为 0：

$$\gamma[\mu_a + f - p_0] + \frac{1 - \gamma}{2}[(2 - \delta)\mu_0 - p_0] + \frac{1 - \gamma}{2}[\delta\mu_0 - p_0] = 0$$

求解可得， $t = 0$ 时资产的均衡价格为：

$$p_0 = (1 - \gamma)\mu_0 + \gamma\mu_a + \gamma f = \mu_a + (1 - \gamma)(\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

从而得到价格的错误估计为：

$$p_0 - \mu_a = (1 - \gamma)(\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

将 SR 定义为：

$$SR = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot |n_a| = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot \frac{p_0 - \mu_a - f}{c} = \frac{\gamma(\mu_0 - \mu_a - f)}{c}$$

将成交量 V 定义为：

$$V = \frac{\frac{1 - \gamma}{2} n_0^+}{1 - \gamma} = \frac{1}{2} \frac{\delta\mu_0 - p_0}{c}$$

则根据定义：

$$DTC_{short} = \frac{SR}{V} = 2\gamma \frac{(\mu_0 - \mu_a - f)}{\delta\mu_0 - \mu_0 + \gamma(\mu_0 - \mu_a - f)}$$

当 g 较小时，根据泰勒展开式，可得：

$$DTC_{short} = \frac{SR}{V} \sim \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \gamma(\mu_0 - \mu_a - f)$$

以上为 Hong et al.(2016)的理论模型，其推导结果基于一个重要假设，即套利者的融资融券额可以满足其最优需求。而在我国的 A 股市场，融资与融券存在极大的不平衡性，同时整个市场交易量依然十分巨大。基于以上事实，我们有理由认为 A 股市场的融券业务不足以使套利者达到其最优的融券需求量，而套利者的交易不足将被普通投资者的交易替代。因此我们对理论模型进行修改如下。假设套利者卖空量为其最优解的 X 倍， $0 < X < 1$ ，即：

$$n_a = X \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c}$$

此时套利者卖空量距离最优解出现差额 $(1 - X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c}$ ，为使市场在原有交易量下继续保持出清，该差额需要与普通交易者分担。假设该差额在乐观交易者及悲观交易者之间平

均分担，又因为套利者与乐观和悲观交易者数量之比为 $\frac{2\gamma}{1-\gamma}$ ，所以乐观交易者及悲观交易者需要额外承担的交易量为：

$$\frac{1}{2} \cdot (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{2\gamma}{1-\gamma} = (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

因此，乐观交易者交易的资产额由 $n_0^+ = \frac{\delta\mu_0 - p_0}{c}$ 变为：

$$n_0^+ = \frac{\delta\mu_0 - p_0}{c} + (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

悲观交易者交易的资产额由 $n_0^- = \frac{(2-\delta)\mu_0 - p_0}{c}$ 变为：

$$n_0^- = \frac{(2-\delta)\mu_0 - p_0}{c} + (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

市场继续出清，所有交易的和为 0，得到：

$$\begin{aligned} & \gamma X[\mu_a + f - p_0] + \frac{1-\gamma}{2} [(2-\delta)\mu_0 - p_0 + (1-X) \cdot (\mu_a + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}] \\ & + \frac{1-\gamma}{2} \cdot [\delta\mu_0 - p_0 + (1-X) \cdot (\mu_a + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}] = 0 \end{aligned}$$

可知， $t = 0$ 时资产的均衡价格依然为：

$$p_0 = (1-\gamma)\mu_0 + \gamma\mu_a + \gamma f = \mu_a + (1-\gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

从而得到价格的错误估计为：

$$p_0 - \mu_a = (1-\gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

这与之前的结论相同，不同的是由于卖空不足，新的融券比率（ SR^* ）为：

$$SR^* = \frac{\gamma}{1-\gamma} \cdot |n_a| = \frac{\gamma}{1-\gamma} \cdot \frac{p_0 - \mu_a - f}{c} = X \cdot \frac{\gamma \cdot (\mu_0 - \mu_a - f)}{c} = X \cdot SR$$

将成交量 V 定义为：

$$V = \frac{\frac{1-\gamma}{2} n_0^+}{1-\gamma} = \frac{1}{2} \left[\frac{\delta\mu_0 - p_0}{c} + (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma} \right]$$

则根据定义：

$$DTC_{-short} = \frac{SR}{V} = \frac{2X\gamma(\mu_0 - \mu_a - f)}{\delta\mu_0 - \mu_0 + \gamma(\mu_0 - \mu_a - f) + (1-X) \cdot (\mu_a + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}}$$

将 $p_0 - \mu_a = (1-\gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$ 代入公式，经过调整，可以得到新的融券回补天数（ DTC_{-short}^* ）：

$$DTC_{-short}^* = \frac{X}{\frac{(\delta-1)\mu_0}{2\gamma \cdot (\mu_0 - \mu_a - f)} + X}$$

值得注意的是，在初始模型套利者融券数量可以达到最优解情况下，

$$DTC_short = \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \gamma(\mu_0 - \mu_a - f)$$

$$DTC_short^* = \frac{1}{\frac{1}{X \times DTC_short} + 1}$$

在实际融券额为最优融券额 X 倍的情况下，融券比率（SR）变为原先的 X 倍，该变换为线性变化；而融券回补天数（DTC_short）的变化比较复杂，对 DTC_short^* 取倒数，可得：

$$\frac{1}{DTC_short^*} = \frac{1}{X \times DTC_short} + 1$$

通过公式可知，融券限制给融券回补天数（DTC_short）带来的变化是非线性的，这种变化严重破坏了 DTC_short 与价格高估之间的关系。由于每一期实际融券数量与理论最优融券量的比率 X 可能发生变化，会导致融券回补天数无法稳定反映套利者对于股票错误定价的看法，从而失去预测股票收益率的效力；而融券比率 SR 也受到了实际融券数量与理论最优融券量的比率 X 的影响，但这种影响是线性的，因此 SR 保留了预测股票收益率的能力。基于此，本文的第一个待检验假说为：

H1：由于融券限制，融券比例比融资回补天数可以更好的衡量套利者的卖空成本，低融券比例股票的收益率显著大于高融券比例的股票。

类似的，对模型的假设条件进行修改，可以从融资角度得出相似结论。假设汇总套利者的期望资产回报 μ_a 的值由 $\mu_a < \mu_0$ 变为 $\mu_a > \mu_0$ ，即套利者认为资产价格被低估，因为我们希望在整个交易中只有套利者融资，所以需要以下限制条件：

条件 3： $\min\{m_b + f, dm_b\} > p_0 > (2 - d)m_b$ ；条件 4： $p_0 \geq \delta\mu_0 - c$ 。

在条件 3 的限制下，乐观交易者会买入资产，悲观交易者会卖出资产，套利者会融资，在条件 4 的限制下，乐观交易者买入的资产数量小于其初始禀赋，即乐观交易者不会进行融资买入，这与我们想要的限制条件相符，得到价格的错误估计、融券比率和、回补天数为：

$$p_0 - \mu_a = (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

$$LR = \frac{\gamma}{1 - \gamma} |n_a| = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} = \frac{\gamma \cdot (\mu_a + f - \mu_0)}{c}$$

$$DTC_long = \frac{LR}{V} \sim \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \cdot \gamma \cdot (\mu_a + f - \mu_0)$$

融资、融券回补天数相比融资、融券比率的一大优势在于其衡量了套利者的交易的边际成本，代表了套利者离场所需的天数。例如，某只股票的融资比率为 5%，日均成交量为 1%，融资回补天数即为 5，这说明融资者如果想平掉该股票的头寸归还融资资金，需要大约 5 天的时间。回补天数越大，融资融券者的成本越高，这些成本来源于两个方面：一是时间成本，

融资融券者需要的离场时间越长，所需交付的融资融券利息越高，同时面临的价格风险也越高；二是市场容量成本，参与融资融券的交易者持有或卖出的股票数量越大，其在进行初始、到期交易时对股票价格的影响便越大。因此一只股票的回补天数越大，说明套利者对该股票错误定价的确定性越强，甘愿承担相应的成本与风险。

通过对比可知，LR 的构成中有交易成本 c ，即对于相同错误定价的不同股票，由于交易成本的差别，LR 仍有可能不同，DTC_long 的构成中不包含交易成本，比 LR 更加稳定，因此 Hong et al. (2016) 得出在这种条件下 DTC 是更好的错误定价代表指标。基于此，我们得出第二个待检验假说：

H2：由于交易成本差异，融资回补天数比融资比率可以更好的衡量错误定价，低回补天数股票的收益率显著小于高回补天数的股票。

三、数据和描述性统计

本文选取了 2012 年 1 月至 2018 年 12 月所有入选过融资融券池的 1126 只股票。由于在 2012 年之前融资融券标的以及交易量均较小，我们选取 2012 年后经过第一次扩容后的数据进行分析。数据来源于 CSMAR 数据库，并使用 WIND 数据库进行了交叉验证。主要变量计算方法列示如下：

- (1) LR：月融资余额与流通股市值之比。
- (2) DTC_Long：每月月末的 LR 除以当月的日平均换手率。
- (3) SR：月融券余额与流通股市值之比。
- (4) DTC_Short：每月月末的 SR 除以当月的日平均换手率。
- (5) Turnover：换手率，定义为成交量与流通股本的比率；
- (6) LnME：定义为每年 6 月公司市值的自然对数，用于代表股票的规模效应 (Banz, 1981; Fama and French, 1992)。
- (7) LnBM：定义为上一年度年报披露的账面价值与本年末市场价值的比例的自然对数，其中账面价值=所有者权益总额+递延所得税资产-优先股 (Fama and French, 1992)。
- (8) Mom：定义为股票 $t-12$ 至 $t-2$ 月的累积收益率，用于代表动量特征 (Carhart, 1997)。
- (9) Reversal：定义为股票 $t-1$ 月的收益率，用于代表反转特征 (De Bondt and Thaler,

1985) ⁴。

(10) IO: 定义为股票机构投资者所持股票的比例。

(11) Rm: 市场收益率, 选用 MSCI 的中国 A 股指数收益率。

(12) Rf: 无风险收益率, 选用 SHIBOR 公布的 1 月期利率。

(13) SMB: 市值因子, 参照 Fama and French (1993) 的方法构建。

(14) HML: 账面市值比因子, 参照 Fama and French (1993) 的方法构建。

(15) UMD: 动量因子, 参照 Carhart (1997) 的方法构建。

表 2: 总体和按市值分组的描述性统计

变量		总体	分组 1	分组 2	分组 3	分组 4	分组 5
LR	均值 - %	5.5223	8.5142	6.3700	5.4108	4.3888	2.9120
	波动率 - %	4.0798	4.6868	3.8248	3.4236	3.1643	2.6592
DTC_Long	均值	4.6692	5.8705	4.9995	4.6267	4.2252	3.6175
	波动率	4.5545	5.8803	4.7769	4.2796	3.9872	3.0305
SR	均值 - %	0.1197	0.0810	0.0759	0.1002	0.1621	0.1798
	波动率 - %	0.3642	0.2079	0.1680	0.1788	0.7016	0.2416
DTC_Short	均值	0.0131	0.0056	0.0070	0.0102	0.0160	0.0270
	波动率 - %	3.4635	2.0329	1.8256	2.2587	5.0520	4.3474
Turnover	均值 - %	1.8753	2.5273	2.1594	1.8870	1.6250	1.1740
	波动率 - %	2.0082	2.3453	2.2067	1.9547	1.6946	1.4263
Ln(ME)	均值	23.5056	22.3387	22.9159	23.3684	23.8834	25.0291
	波动率	1.0166	0.3479	0.2588	0.2450	0.2570	0.8162
Ln(BM)	均值	-0.9511	-1.0014	-0.9968	-1.0422	-0.9810	-0.7333
	波动率	0.8237	0.7804	0.7252	0.7686	0.8442	0.9456
Mom	均值 - %	6.1073	-0.2677	2.6001	6.3785	8.4511	13.4131
	波动率 - %	44.1736	41.3594	42.9573	44.8289	44.9302	45.4095
Reversal	均值 - %	0.3345	-0.4484	-0.0363	0.3642	0.6381	1.1595
	波动率 - %	13.9703	13.7677	13.7539	14.1860	14.4845	13.5874

⁴ 反转效应定义与 Hong 等 (2016) 论文中对反转效应的定义保持一致, 同时 Huang, Zhang, and Zhou (2017) 也用该方法定义短期反转效应。

IO	均值 - %	50.7074	37.5859	46.3047	50.8130	55.9940	62.9100
	波动率 - %	22.1583	19.3093	20.8772	20.7252	20.2688	20.9224
日内波动率	均值 - %	3.5908	3.6965	3.6680	3.6964	3.6062	3.2859
月收益波动率	均值 - %	13.7277	14.1359	13.9375	14.1489	13.7935	12.6183

表 2 列示了本文所用到的主要变量的描述性统计结果，汇报了变量的均值和波动率，同时汇报了按照市值大小分为 5 组合的分组描述性统计。可以发现，SR 和 DTC_short 随着市值的增大而增大，SR 由 0.08% 上升至 0.18%，DTC_short 由 0.0056 天上升至 0.027 天；LR 随市值的增大减小，由 8.51% 下降至 2.91%，DTC_long 在组间呈现与市值变化相反的趋势，由 5.87 天下降至 3.62 天。这说明市值越小的公司，其股票被融券交易者卖空的比例越低，被融资交易者持有的比例越高。

值得注意的是，SR 总体平均值仅为 0.12%，DTC_short 总体平均值也仅有 0.0131 天；而 LR 的平均值为 5.52%，DTC_long 的平均值为 4.67 天，这说明相对于融资交易，A 股市场的融券交易很不发达，融券总量占整个交易量比重非常小。IO 为机构投资者持股比例，随着市值的增大，IO 由 37.58% 增加到 62.91%，而日均换手率 Turnover 由 2.53% 降低到 1.18%。综合观察 IO 及 Turnover 的变化趋势，我们可以发现，市值较大的公司，其股权被机构投资者持有的比例较大，换手率则较低，换手率的波动也较小，这说明相比于小市值公司，大市值公司的股权结构更加稳定。

四、实证过程及结果

本节根据前文的分析，利用组合价差法、Fama and MacBeth（1973）横截面回归法，分别检验了融资比率、融资回补天数、融券比率、融券回补天数对于股票收益率的预测和解释作用，并采用子样本验证、控制变量检验等方法对融资回补天数和融券比率的预测作用做稳健性检验，取得了和理论部分一致的研究结论。

（一）组合构建和组合价差检验

本文的主要假设是，各个股票的交易成本 c 是不同的，因为 DTC_short 和 DTC_long 中不包含交易成本 c ，理论上它们相比 SR 和 LR 可以更好的代表套利者对错误定价的看法。但我国 A 股融资融券业务中的非对称交易现象十分突出，两融业务中 99% 以上的交易量为融资业务，而融券业务则受到极高的卖空限制，投资者很难达到最优卖空点。根据前文的理

论模型，DTC_long 可以在融资端更好地预测股票收益率，而 SR 则可以在融券端更好地捕捉误定价信息。因此，我们预测 SR 和 DTC_long 分别相比 DTC_short 和 LR 能够更好的预测、解释股票收益率：SR 越大的股票未来收益率越低，因为套利者认为这些股票的价格被高估了；DTC_long 越大的股票未来收益率越高，因为套利者认为这些股票的价格被低估了。本文通过分组以及回归的方法对假设进行实证检验。

1. 投资组合的构建

分组方法如下：每个月根据 LR、DTC_long、SR、DTC_short 的大小，分别将股票分为 10 个组合，计算这些组合在下个月的等权重平均收益率，这样就可以获得组合平均收益率的时间序列，需要注意的是，由于融资融券标的每隔一段时间会有所调整，在股票被调入融资融券标的的次月，该股票参与计算，在股票被调出融资融券标的的当月，该股票不再参与计算。对于 SR 与 DTC_short，用组合 1 的收益率减去组合 10 的收益率得到策略组合的收益率，以此构建零头寸策略组合；对于 LR 和 DTC_long，用组合 10 的收益率减去组合 1 的收益率获得策略组合的收益率，构建零头寸策略组合。接下来对策略组合的收益率进行统计性描述，并通过控制 CAPM 单因子、Fama French 三因子、Carhart 四因子观察 Alpha 的显著性，判断组合收益率能否被其他因子所解释。

表 3 是组合收益率时间序列均值，以及多空组合差异及 t 统计量。可以看到，在融资端，融资回补天数更好地捕捉了融资活动所带来的误定价程度，随着 DTC_Long 的增大，组合收益率呈上升趋势，高 DTC_long 组合每月可以产生约 0.45% 的收益，低 DTC_long 组合每月产生 -0.83% 的亏损，收益率之差约为 1.28%，且有显著的统计差异；而 LR 分组的收益率变化趋势并不明显。在融券端，SR 分组组合的收益率呈现了明显的下降趋势，低 SR 组合每月平均可以产生 0.71% 的收益，高 SR 组合每月平均可以产生 -0.86% 的亏损，收益率之差约为 1.58%，具有显著统计差异；而 DTC_short 分组的收益率也呈现下降趋势，但并不明显，高 DTC_short 组合与低 DTC_short 组合收益率的差值很小，无统计显著性。

表 3：按融资融券比率和回补天数构建的组合收益率

融资端			融券端		
Deciles	LR - %	DTC_Long - %	Deciles	SR - %	DTC_Short - %
L	0.3892	-0.8309	L	0.7137	0.6554
2	0.3003	-0.1063	2	0.6795	0.3925

3	0.4524	-0.2089	3	0.1184	0.1251
4	0.2308	0.1609	4	0.4296	-0.0038
5	0.0668	0.2997	5	0.2938	-0.0074
6	0.2590	0.4517	6	0.2784	0.2281
7	0.1179	0.5246	7	0.2819	0.1308
8	0.1990	0.2741	8	0.0392	0.2385
9	-0.2601	0.5981	9	-0.1683	0.0095
H	-0.1395	0.4475	H	-0.8652	-0.0434
H-L	-0.5286	1.2784	L-H	1.5789	0.6987
t 统计量	(-0.72)	(2.22)	t 统计量	(3.32)	(1.31)

2. 组合的多因子 Alpha

通过表 4 可以发现，在融资端，LR 等权重组合的平均收益率很低，每月仅能产生 0.24% 的收益，且在与单因子 Rm-Rf、三因子和四因子回归后 alpha 均不显著。DTC_long 等权重组合的平均收益率为 1.12%，夏普比率 0.76，且经过 Rm-Rf、三因子、四因子回归后均能产生显著的 alpha，Rm-Rf 回归后的 alpha 为 1.53%，t 值为 2.87，三因子回归后的 alpha 为 1.51%，t 值为 2.91，四因子回归后的 alpha 为 1.61%，t 值为 3.38，即 DTC_long 组合可以获得无法被其他因子解释的超额收益。

在融券端，SR 等权重策略组合的收益率高达 1.11%，夏普比率高达 0.86，且策略组合收益率经过 Rm-Rf、三因子、四因子回归后均能产生显著的 alpha，Rm-Rf 回归后的 alpha 为 1.40%，t 值为 3.32，三因子回归后的 alpha 为 1.13%，t 值为 3.11，四因子回归后的 alpha 为 1.12%，t 值为 3.07，即 SR 组合可以获得无法被其他因子解释的超额收益。DTC_short 等权重策略组合的收益率未能产生超额收益，无论是 Rm-Rf、三因子还是四因子回归的 alpha 均不显著，且 alpha 的值及 t 值随因子的增大而减小。

表 4：融资融券比率和回补天数等权重组合收益率的多因子 Alpha

LR					DTC_Long				
	Raw	MKT	FF3	CH4		Raw	MKT	FF3	CH4
Alpha - %	0.245	0.072	0.657	0.642	Alpha	1.121	1.532	1.512	1.619

	1	2	3	6		4	2	5	1
t 值		(0.08)	(1.58)	(1.54)	t 值		(2.87)	(2.91)	(3.38)
夏普比率	0.134				夏普比率	0.763			
	2					2			
SR					DTC_Short				
	Raw	MKT	FF3	CH4		Raw	MKT	FF3	CH4
Alpha - %	1.115	1.402	1.134	1.123	Alpha - %	0.493	0.685	0.269	0.200
	6	9	7	8		7	6	1	8
t 值		(3.32)	(3.11)	(3.07)	t 值		(1.32)	(0.70)	(0.56)
		)	)	)			)	)	)
夏普比率	0.861				夏普比率	0.344			
	1					2			

接下来我们观察市值加权策略组合的收益情况，如表 5 所示。值得注意的是，四个指标的市值加权平均策略组合收益率均有所下降，回归 t 值也都变小，其中 SR 市值加权策略组合的收益率下降到了 0.22%，Rm-Rf 回归 alpha 也不再显著，而 DTC_long 市值加权策略组合的 Rm-Rf 回归 alpha 在 10%置信水平下仍然显著，且在三因子和四因子回归下 alpha 的分别为 1.28%和 1.40%，t 值分别为 1.80 和 2.08，在 10%和 5%置信水平下显著。经过回归发现，SR 和 DTC_long 的策略组合能够产生超额收益，且这种收益无法被其他因子所解释，而 LR 和 DTC_short 的策略组合无法产生超额收益。

表 5：融资融券比率和回补天数市值加权组合收益率和多因子 Alpha

	LR		DTC_Long		SR		DTC_Short	
	Raw	MKT	Raw	MKT	Raw	MKT	Raw	MKT
Alpha - %	0.0024	-0.2439	0.9543	1.4381	0.2267	0.5632	0.2229	0.4960
t 值		(-0.34)		(1.92)		(1.08)		(0.79)
夏普比率	0.0032		0.4427		0.1516		0.1344	

（二）个股收益率与个股特征的 FM 回归

本节使用 Fama and Macbeth（1973）回归方法来继续验证四个指标对股票收益率的解释能力，在第二阶段，使用控制 2 阶滞后的 Newey and West（1987）稳健标准误做统计推断。对于每一个样本，我们汇报 6 个模型的回归结果，以融资端为例（表 6 所示），模型（1）和模型（2）分别为 LR 和 DTC_Long 与下月收益率的单变量 FM 回归，模型（3）是 LR 和 DTC_Long 与下月收益率的双变量回归，模型（4）-（6）分别在模型（1）-（3）的基础上加入控制变量 LnME、LnBM、Rev、Mom⁵，这样做的好处是既可以看到融资比率和资回补天数对于收益率分别的预测能力，也可以在同一模型下对二者的能力加以比较。融券端的回归与融资端类似。

通过表 6 可以发现，DTC_long 在单变量、双变量，以及加入控制变量 LnME、LnBM、Rev、Mom 时，对于股票收益率有显著为正的预测和解释能力，而 LR 在相应的回归模型中预测效果不稳定，多数情形下不显著。这说明在融资端 DTC_long 对股票收益率存在显著的预测能力，而 LR 对股票收益率没有相对稳定的解释能力。

表 6：融资比率（LR）和融资回补天数（DTC_Long）FM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LR	-0.0596 (-0.92)		-0.0689 (-1.01)	-0.0900* (-1.72)		-0.1378** (-2.43)
DTC_Long		0.0016** (2.15)	0.0023*** (2.89)		0.0017*** (3.25)	0.0027*** (4.35)
控制变量	N	N	N	Y	Y	Y
Obs.	56782	56782	56782	56770	56770	56770
R2	0.0279	0.0147	0.0414	0.0948	0.0909	0.1014

通过表 7 可以发现，SR 在单变量、双变量，以及加入控制变量 LnME、LnBM、Rev、Mom 时，对于股票收益率有显著为负的解释能力，而 DTC_Short 在相应的回归模型中预测效果不显著或不稳定。这说明在融券端 SR 对股票收益率存在显著的解释能力，而 DTC_Short 对股票收益率没有解释能力。

⁵ 由于文章篇幅所限，后文不汇报控制市值、账面市值比、动量特征、反转特征，以及截矩项的结果，如有需要，请向作者索取。

表 7：融券比率（SR）和融券回补天数（DTC_Short）FM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SR	-23.2963*** (-2.78)		-30.5871*** (-3.35)	-11.5886** (-2.63)		-27.2154*** (-3.65)
DTC_Short		-0.0679 (-0.48)	0.2149 (1.09)		0.1130 (1.36)	0.3829** (2.46)
控制变量	N	N	N	Y	Y	Y
Obs.	56782	56782	56782	56770	56770	56770
R2	0.0098	0.0111	0.0192	0.0893	0.0886	0.0935

通过本节的实证检验可以看出，在融资端，融资回补天数 DTC_long 的策略组合可以产生无法被多因子解释的超额收益，且其本身对于未来股票收益率存在显著为正的解釋能力；而融资比率 LR 则无此能力。在融券端，融券比率 SR 的策略组合可以产生无法被多因子解释的超额收益，且 SR 对股票收益率存在显著的解釋能力；而融券回补天数 DTC_short 对股票收益率的解釋能力有限，这种解釋能力可以被 SR 完全代替。

（三）稳健性检验

目前研究 A 股融资融券对于股票收益率预测的文献较少，较为重要的一篇文献为是俞红海等（2018），该研究采用 4 项指标度量融资和融券交易行为，分别为：（1）融资交易行为（Longact），等于日融资额占成交额的比重；（2）融券交易行为（Shortact），等于日融券卖出额占成交额的比重；（3）交易非对称性（Asy1），计算方法为 Longact – Shortact；（4）交易非对称性（Asy2），计算方法为 $\ln(\text{Shortact})/\ln(\text{Longact})$ 。进而研究了历史收益对于融资融券行为的影响，以及融资融券行为是否可以预测未来收益率。

可以看到，俞红海等（2018）的研究采用的是日内融资额和融券额单边流量指标度量融资和融券行为，我们认为从流量角度而言应该同时考虑融资融券偿还额，因而构建出融资和融券流量净额或许更能反映投资者对于股票内在价值预期及未来价格的趋势判断。事实上，文献中常用存量指标来度量融资融券行为（Figlewski, 1981；Asquith et al, 2005；Dechow, 2001；Hong et al., 2016；Lamont and Stein, 2004）。

从俞红海等（2018）的研究结果来看，日内融资额和融券额单边流量对于预测未来收益也是一个显著指标。本节的目的在于在截面回归中控制住俞红海等（2018）中所涉及的 4 项

指标，从而检验本文所采用的在融资端使用融资回补天数、融券端使用融券比率两项指标对于未来收益率是否仍然具有预测能力。同时，在回归中也加入了股票波动率作为新增控制变量。具体检验包括 4 项内容：（1）在全样本区间内控制融资融券交易行为 4 项指标的融资回补天数预测能力检验；（2）在全样本区间内控制融资融券交易行为 4 项指标的融券比率预测能力检验；（3）在 2012 年 1 月至 2015 年 8 月子样本期间（俞红海等，2018）融资回补天数预测能力的检验；（4）在 2012 年 1 月至 2015 年 8 月子样本期间融券比率预测能力的检验。

表 8 是检验结果⁶。其中，模型（1）-（3）是对于 DTC_Long 的检验结果，模型（4）-（6）是对于 SR 的检验结果。可以看到，在分别控制了俞红海等（2018）融资和融券交易行为的 4 项指标后，融资回补天数 DTC_Long 和融券比率 SR 对于未来收益率均有十分稳健的预测能力。值得注意的是，相比而言 longact, shortact, asy1, asy2 均几乎全部失去显著性。

表 8：控制其他指标后融资回补天数和融券比率的预测能力检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DTC_Long	0.0013*	0.0013**	0.0013*			
	(1.82)	(2.24)	(1.97)			
SR				-14.6459***	-20.9111***	-13.2444**
				(-2.74)	(-2.69)	(-2.10)
longact	-0.0290					
	(-0.90)					
shortact				1.4776*		
				(1.72)		
asy1		-0.0291			-0.0014	
		(-1.02)			(-0.04)	
asy2			-0.0007			-0.0010
			(-0.63)			(-0.83)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Obs.	56770	56770	49083	56770	56782	49083
R2	0.1096	0.1096	0.1095	0.1067	0.0285	0.1095

⁶ 由于篇幅所限，后两项检验结果不再汇报，如有需要，请向作者索取。

综上所述，稳健性检验的结果支持我们之前得到的结论，在融券端，SR 相比 DTC_short 对股票收益率的预测能力更加显著，且 SR 可以完全替代 DTC_short 的解释能力；在融资端，LR 对股票收益率没有显著的预测能力，DTC_long 对股票收益率存在显著的预测能力⁷。

五、结论

本文在传统的融券比率（SR）、新指标融券回补天数（DTC_short）的基础上定义了融资比率（LR）、融资回补天数（DTC_long），并通过理论证明，在不存在融资融券限制的条件下，融券回补天数（DTC_short）相比融券比率（SR）能更好的代表套利者对股票价格高估的看法，融资回补天数（DTC_long）相比融资比率（LR）能更好的代表套利者对股票价格低估得看法；在存在融资融券限制的条件下，融券比率（SR）反映错误定价受到的影响较小，而融券回补天数（DTC_short）反映错误定价受到的影响较大。

将四个指标作为因子，我们验证了它们预测股票收益率的能力。经过实证检验发现，在融资端，融资回补天数（DTC_long）存在显著的预测股票收益率的能力，融资比率（LR）没有显著的预测股票收益率的能力，说明融资回补天数（DTC_long）相比融资比率（LR）能更好的代表套利者对股票价格低估的看法，与无融资限制的理论模型相符；在融券端，融券回补天数（DTC_short）没有显著的预测股票收益率的能力，融券比率（SR）存在显著的预测股票收益率的能力，说明融券比率（SR）比融券回补天数（DTC_short）能更好地代表套利者对股票价格高估的看法，这与存在融券限制的理论模型相符。

我们的结论与理论和直觉相一致，在融资端，我们找到了一个可以代表套利者对价格低估看法的指标 DTC_long，并证明了其具有预测、解释股票收益率的能力；在融券端，我们发现由于融券量供不应求，套利者无法足额卖空至最优点，SR 仍然是最佳的代表套利者对价格高估看法的指标。

⁷ 本文进一步做了控制机构投资者持股比例的检验，同时，考虑将样本分为 2015 年 7 月证监会颁布融资融券新政前后的子样本检验，结果与前文保持一致。为节省篇幅，此处不再汇报，若有需要，请向作者索取。

参考文献

- [1] 陈晖丽和刘峰, 2014,《融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角》,《会计研究》,第9期,第45~52页。
- [2] 顾乃康和周艳利, 2017,《卖空的事前威慑,公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验》,《管理世界》,第2期,第120~134页。
- [3] 李志生、陈晨和林秉旋, 2015,《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》,第4期,第165~177页。
- [4] 廖士光和杨朝军, 2005a,《卖空交易机制,波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究》,《管理世界》,第12期,第6~13页。
- [5] 廖士光和杨朝军, 2005b,《卖空交易机制对股价的影响——来自台湾股市的经验证据》,《金融研究》,第10期,第131~140页。
- [6] 李科、徐龙炳和朱伟骅, 2014,《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》,第10期,第165~178页。
- [7] 陆瑶、彭章和冯佳琪, 2018,《融资融券对上市公司治理影响的研究》,《管理科学学报》,第11期,第97~116页。
- [8] 肖浩和孔爱国, 2014,《融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验》,《管理世界》,第8期,第30~43页。
- [9] 许红伟和陈欣, 2012,《我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗?——基于双重差分模型的实证研究》,《管理世界》,第5期,第52~61页。
- [10] 俞红海、陈百助、蒋振凯和钱仪绰, 2018,《融资融券交易行为及其收益可预测性研究》,《管理科学学报》,第1期,第72~87页。
- [11] 朱民武, 2014,《融资融券对股价的影响——基于沪市A股的经验研究》,《技术经济与管理研究》,第11期,第95~99页。
- [12] Amihud, Y. 2002. "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects". *Journal of financial markets*, 5(1): 31~56.
- [13] Amihud, Y., H. Mendelson, and L. H. Pedersen. 2006. "Liquidity and asset prices". Now Publishers Inc.
- [14] Asquith, P., P. A. Pathak, and J. R. Ritter. 2005. "Short interest, institutional ownership, and stock returns". *Journal of Financial Economics*, 78(2): 243~276.
- [15] Banz, R. W. 1981. "The relationship between return and market value of common stocks". *Journal of financial economics*, 9(1): 3~18.
- [16] Battalio, R., and Schultz, P. 2011. "Regulatory uncertainty and market liquidity: The 2008 short sale ban's impact on equity option markets". *The Journal of Finance*, 66(6): 2013~2053.
- [17] Brent, A., D. Morse, and E. K. Stice. 1990. "Short interest: Explanations and tests". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(02): 273~289.
- [18] Carhart, M. M. 1997. "On persistence in mutual fund performance". *The Journal of finance*, 52(1): 57~82.
- [19] De Bondt, W. F., and Thaler, R. 1985. "Does the stock market overreact?". *The Journal of finance*, 40(3): 793~805.
- [20] Dechow, P. M., A. P. Hutton, L. Meulbroeck, and R. G. Sloan. 2001. "Short-sellers, fundamental analysis, and stock returns". *Journal of Financial Economics*, 61(1): 77~106.
- [21] DeLong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann. 1990. "Noise trader risk in financial markets". *Journal of political Economy*, 98(4): 703~738.

- [22] Fama, E. F., and K. R. French. 1992. "The cross-section of expected stock returns". *The Journal of Finance*, 47(2): 427~465.,
- [23] Fama, E. F., and K. R. French. 1993. "Common risk factors in the returns on stocks and bonds". *Journal of financial economics*, 33(1): 3~56.
- [24] Fama, E. F., and J. D. MacBeth. 1973. "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests". *The Journal of Political Economy*, 83(1): 607~636.
- [25] Figlewski, S. 1981. "The informational effects of restrictions on short sales: some empirical evidence". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(04): 463~476.
- [26] Figlewski, S., and G. P. Webb. 1993. "Options, short sales, and market completeness". *The Journal of Finance*, 48(2): 761~777.
- [27] Grossman, S. J., and M. H. Miller. 1988. "Liquidity and market structure". *The Journal of Finance*, 43(3): 617~633.
- [28] Hong, H., Li, W., Ni, S. X., Scheinkman, J. A., and Yan, P. 2016. "Days to cover and stock returns" (No. w21166). National Bureau of Economic Research.
- [29] Hong, H., J. D. Kubik, and T. Fishman. 2012. "Do arbitrageurs amplify economic shocks?". *Journal of Financial Economics*, 103(3): 454~470.
- [30] Huang D, Zhang H, Zhou G. 2017. *Twin Momentum*. Social Science Electronic Publishing.
- [31] Lamont, O. A., and Stein, J. C. 2004. "Aggregate short interest and market valuations". *American Economic Review*, 94(2): 29~32.
- [32] Miller, E. M. 1977. "Risk, uncertainty, and divergence of opinion". *The Journal of Finance*, 32(4): 1151~1168.
- [33] Newey, W. K., K. D. West, et al. 1987. "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, 55(3): 703~708.
- [34] Ofek, E., M. Richardson, and R. F. Whitelaw. 2004. "Limited arbitrage and short sales restrictions: Evidence from the options markets". *Journal of Financial Economics*, 74(2): 305~342.
- [35] Savor, P. G., and Gamboa-Cavazos, M. 2011. "Holding on to your shorts: When do short sellers retreat?" Available at SSRN 689162.
- [36] Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1997. "The limits of arbitrage". *The Journal of Finance*, 52(1): 35~55.
- [37] Woolridge, J. R., and A. Dickinson. 1994. "Short selling and common stock prices". *Financial Analysts Journal*, 50(1): 20~28.

Short-sale Constrains and Return Predictability: Evidence from China's A-Share Margin Transactions Institution

GUO Biao LIU Puyang JIANG Yuan

Summary: In the stock market, margin trading refers to the act of investors paying a certain amount of margin to security companies, borrowing a certain amount of funds to buy stocks, and returning funds and interest after a period of time; accordingly, short selling refers to the behavior of investors borrowing and selling securities from security companies and returning securities and interest afterwards.

Margin trading and short selling businesses have existed in mature stock markets in Europe, the United States and Japan for many years. Through margin trading and short selling, informed traders can make better use of private information to increase the information content of stock prices and promote the stock price to move closer to its intrinsic value. Arbitrageurs can also rely on margin trading and short selling for risk-free arbitrage, reduce stock mispricing (Miller, 1977), and improve the overall pricing efficiency in the stock market.

In the literature, the ratio of margin trading is generally used to measure the market depth of margin trading and short selling. The relationship between stock returns and margin trading as well as short selling is studied. A typical indicator is defined as the ratio of balance on margin trading/short selling and outstanding shares. It is worth considering that this ratio does not fully consider the transaction cost information. The transaction cost here refers to the time cost required to cover the margin trading and short selling amount. In contrast, the number of days-to-cover takes the impact of the turnover rate on the transaction cost of margin trading and short lending into account, which helps to find the level of stocks' mispricing.

China's margin trading and short selling market businesses are becoming more and more mature, though they started relatively late. From the March in 2010, China Securities Regulatory Commission started the A-share margin trading and short selling business pilot program. Until now they have been enlarged for six times. With the expansion of the scale, the balance of margin trading and short selling also increased from less than 13 billion RMB in 2010 to 1.02 trillion RMB by the

end of December 2019. However, at the same time the phenomenon of asymmetric transactions is very prominent. Typically, 98.85% of trading balance is from margin trading. Particularly, this proportion has remained at almost 99% since 2014. Compared to margin trading transactions, there are still many restrictions on short selling in China's A-Share Markets.

Based on the huge difference between margin trading and short selling in China's A-Share Markets, this paper expands the theoretical model of Hong et al. (2016) and finds factors that affect stock returns on the margin trading and short selling, which are margin ratio in margin trading and days-to-cover in short selling respectively. Furthermore, by using the portfolio construction and Fama-MacBeth cross-section regression method, this paper empirically tests these factors' prediction power. The sample includes 1126 stocks selected into the margin trading and short selling pool from January 2012 to December 2018. The data is obtained from the CSMAR database and cross-validated using the WIND database.

The empirical results show that days-to-cover at the margin trading side has significant ability to predict the stock return, while the financing ratio (LR) does not show significance. This indicates that the days-to-cover is a better criterion relative to LR, and can much more precisely represent the view of undervaluation, which is consistent with the theoretical model without financing restrictions. On the short selling side, however, the days-to-cover has no significant ability to predict stock returns. The short selling ratio (SR) has a significant ability to predict stock returns, which indicates that SR is better than days-to-cover ratio to represent the arbitrageur's view of the overvaluation. This is also consistent with our model framework under short selling restrictions. The results remain robust when they are tested in sub-sample in different time periods, after controlling the institutional investor's shareholding ratio and other indicators of margin trading and short selling.

Keywords: Margin Trading and Short Selling Ratio; Days-to-cover



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn