

# 异质信念、卖空约束和中国股票市场反转效应<sup>\*</sup>

刘蕴霆 张晓榕

**内容提要:**本文从理论和实证上研究投资者异质信念及卖空约束对股票市场反转效应的影响。首先扩展 Daniel 等(1998, 2001)的投资者过度自信与股票市场反转效应模型,引入异质信念及卖空约束。卖空约束可能使股票价格在对新信息的反应初期更多地反映过度乐观投资者的预期而被高估,因此在卖空约束下,异质信念的强度与未来回报有负向关系。而当投资者存在归因误差时,投资者异质信念程度在赢家组合中更高,使赢家组合的反转效应更加显著。基于中国 A 股数据的实证研究验证了模型的预测。使用换手率和特质波动率作为异质信念的度量,研究发现异质信念与未来收益有负向关系,且在赢家组合中更显著。使用股票是否可以融券作为卖空约束的度量,发现可以融券的股票的反转效应弱于不可以融券的股票,表明引入卖空机制有助于提高市场的有效性。本文的研究对在中国资本市场加强投资者教育、提升上市公司信息披露质量和引入卖空制度提供了依据。

**关键词:**异质信念 卖空约束 反转效应 换手率 特质波动率

**作者简介:**刘蕴霆(通讯作者),北京大学经济学院助理教授、博士生导师,100871;

张晓榕,清华大学五道口金融学院硕士研究生,100083。

**中图分类号:**F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2021)12-0085-16

## 一、引言

有效市场假说是否被满足是反映证券市场效率和质量的关键指标。已有研究发现股票市场中过去的收益对未来的收益有预测作用;短期(几天或几周)和长期(2~5年)收益较低的股票未来收益较高(De Bondt 和 Thaler, 1985, 1987; Jegadeesh, 1990; Lehmann, 1990),称之为反转效应;中期(3~12个月)收益较高的股票未来收益较高,称之为动量效应(Jegadeesh 和 Titman, 1993)。反转效应和动量效应是金融市场中违背弱式有效市场假说的一个重要异象,而中国 A 股市场中存在

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金项目“企业生产率波动率,特质回报波动率与横截面股票回报的关联机制研究”(71903004);国家自然科学基金项目“保险偿付能力监管体系与保险公司风险决策研究”(72173005);北京大学经济学院种子基金项目“换手率与反转效应的关系研究”(P2021-04)。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。刘蕴霆电子邮箱:yuntingliu@pku.edu.cn。

显著的反转效应,却不存在明显的动量效应(王永宏、赵学军,2001;鲁臻、邹恒甫,2007)。鲁臻和邹恒甫(2007)认为,中国市场中政策信息变化较大,Hong 和 Stein(1999)提出的简单依据过去股票价格进行交易的惯性交易者较少,因此中国市场动量效应弱。但是 Hong 和 Stein(1999)的模型中反转效应来自惯性交易者带来的价格动量,动量带来的高估被纠正而产生反转,这与中国市场的反转效应较强且强度并不依赖动量效应的现象不一致。为解释中国市场反转效应较强的现象,何诚颖等(2014)基于 Daniel 等(1998, 2001)的投资者过度自信模型,提出中国市场中公开信息质量较低,投资者较容易出现过度自信导致股票价格过度反应而产生反转效应。

散户投资者众多是中国股票市场的一个重要特点,加上中国市场公开信息质量较低、投机氛围浓,这些因素可能导致投资者信念的异质性较强。并且中国市场存在较强的卖空约束,投资者异质信念可能使股票价格更容易被高估并提高反转效应的强度。本文模型分析发现,在投资者拥有私人信息时,投资者对私有信息的过度自信是产生市场异质信念的重要因素。而当市场中存在卖空约束时,投资者的信念分歧不能通过风险共享在总体上消除,股票价格在对新信息的反应初期更多地反映过度乐观投资者的预期而被高估,并在之后产生反转。与 Miller(1977)、Scheinkman 和 Xiong(2003)、Hong 等(2006)类似,异质信念的强度与未来回报有负向关系。当投资者存在归因误差(biased self-attribution)时,正向的投资收益会加强投资者过度自信的程度,使得投资者的异质信念程度在赢家组合中更高,赢家组合的反转效应更加显著;异质信念对赢家和输家组合影响的不对称性因此提高了整体反转效应的强度。同时,本文模型分析也表明,异质信念对反转效应的影响依赖卖空约束,引入卖空机制会减弱异质信念对资产价格的影响,有助于提升股票市场的有效性。

基于中国 A 股数据的实证研究验证了模型的预测。用换手率和特质波动率(Idiosyncratic Volatility)作为异质信念的度量,异质信念与股票回报的关系为负向,且在赢家组合中更显著;反转效应在高异质信念的股票组合中也更强。另外,通过对比可以融券的公司与不可以融券的公司,发现可以融券的公司的反转效应比不可以融券的公司弱,支持理论模型的预测:放松卖空约束降低了异质信念对反转效应的影响,提高了市场的有效性。

本文的贡献主要有以下几个方面。(1)本文在 Daniel 等(1998,2001)投资者过度自信与股票市场反转效应模型的基础上引入投资者异质信念和卖空约束,阐释异质信念和卖空约束对中国股市反转效应的影响机制,对中国市场反转效应较强的现象提出新的理论解释,有助于监管部门和投资者对中国股票市场的运行规律有进一步的认识,并为后续研究中国股票市场的投资者特征和回报关系提供分析框架。(2)使用换手率和特质波动率作为异质信念的度量,使用是否可以融券作为卖空约束的度量,实证分析验证了本文提出的理论模型的预测。(3)本文的研究表明,提高市场信息含量,降低投资者过度自信以及引入卖空约束有助于降低市场中的异质信念,提高市场的有效性。本文的研究为中国资本市场加强投资者教育、提升上市公司信息披露质量和引入卖空制度提供了支持。

## 二、文献综述

De Bondt 和 Thaler(1985, 1987)发现,股票市场中存在长期反转效应,即在过去 3~5 年收益率高的股票在未来有着较差的市场表现。Jegadeesh(1990)和 Lehmann(1990)发现了股票收益中的短期反转效应,在短暂的期间内(如过去几周或几个交易日),过去的赢家未来表现更差。而

Jagedeesh 和 Titman(1993)发现了股票收益的中期动量效应,即在过去3~12个月表现更好的股票在未来3~12个月表现也更好。王永宏和赵学军(2001)发现,中国股市依据过去1个月以上回报分组的股票均表现为反转效应而非动量效应,相较美国市场反转期更短可能是由于换手率高。鲁臻和邹恒甫(2007)发现了中国股市存在短期和长期反转效应,而动量效应较弱。仅依据过去6个月回报分组的股票在未来6个月存在动量效应,且规模小、成交量大的股票相对于规模大、成交量小的股票更容易发生反转。

传统金融学派认为,股票收益的动量效应和反转效应可能是由某个尚未发现的系统性风险因子导致的,并没有违背有效市场假说。Fama 和 French(1996)认为,除了短期惯性之外,其他的动量效应和反转效应均可被包含市场因子、规模因子和账面市值比因子的三因子模型解释,而更多的实证结果表明,动量效应和反转效应不能完全被风险补偿理论所解释。Chan 等(1996)发现,不仅用价格动量(如过去的股票收益、盈余公告日的超额收益)能带来超额回报,利用盈余动量(如标准化未预期盈余、分析师对盈余预测的修正等基本面信息)构建的策略也能带来超额收益,因此动量效应的原因是人们对新信息的反应不足。

现有文献主要有两种理论解释动量效应和反转效应的机制。(1) Daniel 等(1998,2001)提出的 DHS 模型使用过度自信和归因误差来解释动量效应和反转效应。当私人信息为正向信息时,投资者过分相信和依赖私人信息进行交易导致股价偏离基本面,而在公开信息逐渐到来后,过度反应的股价偏误将被矫正,股价趋于反转。投资者的自我归因倾向导致在股价走势符合预期和背离预期的情况下的反应不对称,进一步加重了过度自信倾向,导致了动量效应。(2)与之前两种模型从投资者的行为偏误出发点不同,Hong 和 Stein(1999)提出的 HS 模型假设市场有两种投资者:信息观测者和惯性交易者。信息观测者基于私人信息进行预测,而惯性交易者完全基于过去股价的走势进行技术交易。信息观测者的私人信息在人群中传播速度慢,导致股票收益呈现惯性,而惯性交易者依靠这种惯性进行正反馈交易获利,最终导致股价的过度反应。在 HS 模型中,动量效应是由于初期反映不足,并且反转效应的强度依赖初期的动量效应强度,而在 DHS 模型中,动量效应是由于过度反应后的进一步过度反应。

中国的股票市场主要表现为反转效应,并且反转效应的存在并不依赖动量效应,其特征与 HS 模型的预测不同。在交易量和动量反转效应的交互关系上,中国股票市场的特征也与美国市场不同。Lee 和 Swaminathan(2000)研究了换手率与动量效应、反转效应的交互作用。他们发现,美国市场中换手率对动量效应有预测性,过去交易量高(低)的赢(输)家更快进入反转,这种现象不能完全被前文所提及的行为模型所解释。因此,他们在文章中提出了动量生命周期(Momentum Life Cycle)假说。这一假说的逻辑在于,股票会经历涨跌和投资者关注度的变化,在交易量和历史收益率构建的四个生命阶段循环。而在中国市场的实证研究(朱战宇等,2004)中,这一假说并不成立,中国市场高换手率组合反转效应更强。如鲁臻和邹恒甫(2007)所论述,如果高换手率组合中价格的信息含量较高,则 Hong 和 Stein(1999)模型中的惯性交易者较少,动量效应较弱且持续的时间较短,因此 HS 模型无法解释中国股票市场换手率较高的组合反转程度更强的现象。综上所述,现有文献对中国市场反转效应的理论和实证研究尚有不足。

中国股票市场具有公开信息含量较低、散户交易者较多、卖空约束较强和市场投机性行为较多的特点,因此与成熟资本市场相比,异质信念和卖空约束在中国市场中可能起到更大的作用。已有研究从理论和实证上阐释异质信念,卖空约束对股票回报的关系。Miller(1977)认为,在有卖空约束和投资者对股价存在意见分歧(异质信念)的条件下,看涨的乐观者买入股票而看跌的悲观

者不能卖空, 股票价格将更多地反映乐观者的预期, 进而被高估。卖空约束越严格, 投资者的异质信念越强, 股价越被高估。Chen 等(2002)、Scheinkman 和 Xiong(2003)、Hong 等(2006)在更加严谨的模型里阐释了 Miller(1977)的异质信念、卖空约束对资产价格的影响。Boehme 等(2006)验证了在美国市场上只有在卖空约束存在时, 异质信念对回报的影响才显著这一理论预测, 并且他们认为, 换手率和股票收益的波动率比分析师预测的差异更能代表投资者的异质信念。股票的异质信念越强, 未来的收益越低。陈国进等(2009)以换手率和个股回报波动率衡量异质信念, 发现换手率与股票未来回报呈现负相关关系, 这一关系在控制了包括动量效应在内的四因子后仍然显著, 并且中国市场中异质信念对股票回报的影响要明显大于美国市场。

### 三、理论模型和研究假说

#### (一) 模型基本设定

本文在 Daniel 等(1998, 2001)的投资者过度自信模型基础上, 基于 Hong 等(2006)的投资者信念框架, 建立一个离散时间模型, 有四个时刻  $t=0, 1, 2, 3$  和一个可以被交易的资产, 代表某一只股票或者股票的投资组合。在  $t=0$  时, 资产的初始价格为  $P_0$ 。在  $t=1$  时, 投资者收到关于资产未来收益的信号, 但收到的信号含有私有信息, 因此投资者对资产收益的预期具有异质性。在中国股票市场中, 市场公开披露的信息含量有限, 且散户投资者较多, 因此私有信号可能是产生投资者异质信念的重要因素。当投资者具有 Daniel 等(1998)假设的过度自信特征时, 投资者高估自己信号的精度并会加大其信念对私有信号的过度反应, 导致市场中的异质信念程度提升。而在卖空约束的作用下, 过度自信的投资者对股票的价格影响较大, 所以异质信念也会导致资产的价值被高估。但在  $t=2$  时, 相对高精度的信息到来, 资产价值会更多地反映资产的基本面, 过度自信产生的高估会被纠正, 并且异质信念被消除, 而反转效应产生。

#### (二) 模型推导

假定市场中有 A 和 B 两种类型的投资者, 他们在  $t=0, 1, 2$  时交易这个资产。他们具有指数型的效用函数, 且效用来自  $t=3$  时的财富, 所以他们的效用函数可以写成:

$$E[W] - \frac{1}{2\eta}\text{Var}[W] \quad (1)$$

其中,  $W$  为投资者在  $t=3$  时的财富,  $\eta$  是风险承担能力。

假设这个资产在  $t=3$  时的收益为  $\tilde{f}$ , 其中  $\tilde{f}$  服从正态分布,  $\tilde{f}$  的均值为  $\mu$ , 标准差为  $\sigma$ 。市场中一共有  $Q$  份资产。为简单起见, 市场中的无风险利率假定为 0。我们不妨假设投资者在  $t=0$  时对  $\tilde{f}$  具有相同的初始信念  $N(\mu = \hat{f}_0^A = \hat{f}_0^B, 1/\tau_0)$  和资产禀赋,  $\tau_0$  为初始信念的精度, 所以  $t=0$  时没有交易产生, 资产价格  $p_0$  为:

$$p_0 = \mu - \frac{Q}{2\eta\tau_0} \quad (2)$$

在  $t=1$  时, 投资者收到两个信号:

$$s_f^A = \tilde{f} + \epsilon_f^A, S_f^B = \tilde{f} + \epsilon_f^B \quad (3)$$

其中,  $\epsilon_f^A$  和  $\epsilon_f^B$  是他们收到的信号中的噪声。这个噪声成分服从独立同分布的正态分布  $N(0, 1/\tau_\epsilon)$ ,  $\tau_\epsilon$  代表信号的精度,  $\tau_\epsilon$  越大, 意味着噪声的方差越小。尽管 A 型和 B 型投资者的信念精度一样, 但他们在  $t=1$  时的信念均值可以不一样, 因为在他们收到了关于  $\tilde{f}$  的信号, 信号具有私有特征的部分  $\epsilon_f^A$  和  $\epsilon_f^B$ 。假定投资者具有过度自信特征, 即 A 型和 B 型的投资者高估自己信号的精度为  $\phi\tau_\epsilon$ , 其中  $\phi$  是一个大于 1 的常数。根据贝叶斯公式, 与 Hong 等(2006)类似, 我们得到 A 型和 B 型的投资者在  $t=1$  时对  $\tilde{f}$  的信念由正态分布  $N(f_1^A, 1/\tau)$  和  $N(f_1^B, 1/\tau)$  表示, 其中:

$$\tau = \tau_0 + (1 + \phi)\tau_\epsilon \tag{4}$$

信念的均值由以下公式表示:

$$\hat{f}_1^A = \hat{f}_0^A + \frac{\phi\tau_\epsilon}{\tau}(s_f^A - \hat{f}_0^A) + \frac{\tau_\epsilon}{\tau}(s_f^B - \hat{f}_0^A) \tag{5}$$

$$\hat{f}_1^B = \hat{f}_0^B + \frac{\phi\tau_\epsilon}{\tau}(s_f^B - \hat{f}_0^B) + \frac{\tau_\epsilon}{\tau}(s_f^A - \hat{f}_0^B) \tag{6}$$

A 型和 B 型投资者在  $t=1$  时的信念的差异由两部分组成。一部分是初始信念的不同, 另一部分是由于每个组都对自身的信号赋予了过高的权重而产生的异质性。在中国市场中, 由于市场公有信息含量较低, 因此投资者收到的信号中私有信号的成分比较多,  $\hat{f}_1^A$  和  $\hat{f}_1^B$  的差异可能较大。

由于投资者具有指数型的效用函数以及卖空约束, 给定资产在  $t=1$  时的价格  $p_1$ , 对资产的需求为:

$$x_1^A = \max[\eta\tau(\hat{f}_1^A - p_1), 0], x_1^B = \max[\eta\tau(\hat{f}_1^B - p_1), 0] \tag{7}$$

因此, 加上市场出清条件  $x_1^A + x_1^B = Q$ , 定义  $l_1 = \hat{f}_1^A - \hat{f}_1^B$  为 A 型和 B 型投资者之间的信念差异, 我们得到以下结果。

情形 1: 如果  $l_1 > \frac{Q}{\eta\tau}$ ,  $x_1^A = Q, x_1^B = 0, p_1 = \hat{f}_1^A - \frac{Q}{\eta\tau}$ 。

情形 2: 如果  $|l_1| \leq \frac{Q}{\eta\tau}$ ,  $x_1^A = \eta\tau\left(\frac{l_1}{2} + \frac{Q}{2\eta\tau}\right), x_1^B = \eta\tau\left(-\frac{l_1}{2} + \frac{Q}{2\eta\tau}\right), p_1 = \frac{\hat{f}_1^A + \hat{f}_1^B}{2} - \frac{Q}{2\eta\tau}$ 。

情形 3: 如果  $l_1 < -\frac{Q}{\eta\tau}$ ,  $x_1^A = 0, x_1^B = Q, p_1 = \hat{f}_1^B - \frac{Q}{\eta\tau}$ 。

这个结果是对 Miller(1977) 理论的模型阐释。由于投资者是风险厌恶的, 他们希望风险共担, 共同持有  $Q$  份的资产; 但当他们的信念差异  $l_1$  较大时, 由于存在卖空约束, 资产仅仅由过度乐观者持有。

基于以上推导, 我们得到资产在  $t=1$  时的价值:

$$p_1 = \frac{\hat{f}_1^A + \hat{f}_1^B}{2} - \frac{Q}{2\eta\tau} + \frac{\left(|l_1| - \frac{Q}{\eta\tau}\right)}{2} I\left(|l_1| > \frac{Q}{\eta\tau}\right) \tag{8}$$

资产的价值由两部分组成,  $(\hat{f}_1^A + \hat{f}_1^B)/2 - Q/(2\eta\tau)$  反映投资者对资产收益的平均信念对价格的影响, 由于投资者具有过度自信, 因此会对信息产生过度反应。另一部分则体现由于存在卖空约束, 投资者信念差异较大时, 过度自信的投资者的信念导致资产价格被高估。并且容易证明, 在公式(8)中, 异质信念导致高估的这一项在没有卖空约束时为 0, 即异质信念导致资产价格被高估

的前提条件是存在卖空约束。

在  $t=2$  时,我们假定  $\tilde{f}$  的公有信息  $s_c$  到来,  $s_c = \tilde{f} + \epsilon_c^f$ , 其中公有信息的精度为  $\tau_c$ 。因为私有信号对  $\tilde{f}$  的信息含量相对公有信息较低,即  $\tau_c > \tau_e$ 。为简洁起见,不妨假定当公有信息到来时,投资者对  $\tilde{f}$  的信念  $\tilde{f}_2$  不依赖于  $t=1$  时得到的私有信号,所以  $t=2$  时,投资者不存在异质信念,资产价格  $p_2$  为:

$$p_2 = \mu + \frac{(s_c - u)\tau_c}{\tau_0 + \tau_c} - \frac{Q}{2\eta(\tau_0 + \tau_c)} \quad (9)$$

从式(9)我们得到,由于在  $t=2$  时公有信息精度高并且投资者没有过度自信,资产价格不被高估,因此从  $t=1$  到  $t=2$  的回报表现出反转效应。

### (三)异质信念、卖空约束与反转效应的关系

本部分通过以上模型,定量分析在卖空约束下异质信念和反转效应之间的关系。考虑模拟  $N=10000$  个资产,假定投资者收到的每个资产价值的信号之间都是独立同分布的,投资者的异质信念程度定义为  $V = |f_1^A - f_1^B|$ 。我们将这些资产根据  $t=1$  时的收益  $R_1 = (p_1 - p_0)/p_0$  和异质信念  $V$  进行分组,按收益从低到高分为 R1 至 R10,按异质信念从低到高分为 T1 至 T3,共计 30 个投资组合。

对于模型的参数,参考 Hong 等(2006),我们不妨设  $\tau_0 = \sigma = 1, \tau_e = 0.5, \tau_c = 1, Q/\eta = 10, \eta = 10, \mu = 12, \sigma = 1$ 。初始信念的精度  $\tau_0 = \sigma = 1$  意味着投资者的最初信念不存在偏误,而在  $t=1$  时刻对私有信号的过度自信产生了偏误。由于公共信息的精度  $\tau_c$  为 1,比私有信号高,投资者私有信念的偏差在  $t=2$  时被纠正,出现反转效应。假定投资者过度自信的参数  $\phi = 10$ ,则在  $t=1$  时,相对悲观的投资者受到卖空约束作用的概率为 0.3。表 1 记录根据过去收益  $R_1$  和异质信念  $V$  进行分组得到的组合的收益情况,其中异质信念与回报有负向关系,即高异质信念的 T3 组合未来收益较低异质信念的 T1 组合低。因此,本模型可以解释反转效应的存在以及异质信念在不同的反转组合中与未来收益的负向关系。由于在上述模型中在  $t=1$  时投资者的异质信念程度  $V$  和对  $\tilde{f}$  的平均信念  $(f_1^A + f_1^B)/2$  是相互独立的,即投资者的异质信念与过去收益大致独立,所以赢家和输家组合中的异质信念程度大致相同。

表 1 收益率  $R$  根据过去收益  $R_1$  和异质信念  $V$  进行分组 ( $\phi = 10$ )

组别	T1	T2	T3	T1 - T3
R1	-0.03	-0.03	-0.04	0.01
R5	-0.15	-0.15	-0.16	0.01
R10	-0.24	-0.24	-0.26	0.02
R1 - R10	0.21	0.21	0.22	

在以上的基础模型中,投资者的过度自信程度为常数,不随着收益的状态而变动。而投资者可能存在归因误差(Daniel 等,1998),其过度自信程度可能与盈利有关,在赢家组合的投资者获利更大。由于存在归因误差,投资者可能在赢家组合中更加过度自信(Gervais 和 Odean,2001),所以赢家组合中异质信念更强,对反转效应影响更大。在模型中归因误差可以由在赢家组合里设定更高的  $\phi$  体现。在表 2 中假设,在赢家组合 R10 中  $\phi$  为 30,我们发现在赢家组合 R10 中异质信念与回报的关系更强,T1 - T3 组合的收益为 0.03,而在  $\phi = 10$  时为 0.02。

表 2 收益率  $R$  根据过去收益  $R_1$  和异质信念  $V$  进行分组 (有归因误差)

组别	T1	T2	T3	T1 - T3
R1	-0.03	-0.03	-0.04	0.01
R5	-0.15	-0.15	-0.16	0.01
R10	-0.29	-0.30	-0.32	0.03
R1 - R10	0.26	0.27	0.28	

#### (四) 研究假说

上述模型推导的分析表明,投资者的私有信号和过度自信会导致股票市场中产生显著的异质信念,模型的设定与中国股票市场公有信息含量较低、个人投资者占比较大、风险意识不足、容易对私有消息过于自信产生过度反应的现象一致。并且由于中国股票市场存在较强的卖空约束,投资者的归因误差更可能使过去表现较好的股票的价格被高估,从而加强了中国股票市场的反转效应。因此基于以上的模型分析,本文提出假说 1。

假说 1: 异质信念和未来收益有负向关系,且此关系在赢家组合中更显著。

并且从公式(8)的推导中我们可以看出,模型中股票价格由两部分组成,一部分反映投资者对资产价格的平均信念产生的影响,另一部分反映投资者对资产的异质信念导致的高估。如果没有卖空约束,异质信念导致的高估则不存在,并不会加强反转效应,所以本文提出假说 2。

假说 2: 卖空约束较强的股票的反转效应比卖空约束较弱的反转效应更显著。

### 四、实证研究设计

#### (一) 异质信念的度量

由于分析师的股票预测分析数据不完整,本文采用换手率和特质波动率作为度量投资者异质信念的代理指标。

##### 1. 换手率

本文参考 Boehme 等(2006),用换手率作为异质信念的度量,股票  $i$  在  $d$  天的换手率  $TO_{i,d}$  为股票  $i$  在  $d$  天的单个交易日成交股数/当日股票流通股总股数。股票  $i$  在  $t$  月的平均换手率定义为:

$$TO_{i,t} = \frac{1}{n} \sum_{d=1}^n TO_{i,d} \tag{10}$$

其中, $n$  为股票  $i$  在  $t$  月的交易天数。此外,张峥和刘力(2006)发现,中国 A 股市场中换手率与其他流动性指标相关性不高,但与收益波动率高度正相关,所以在中国市场中换手率更能代表异质信念程度而非流动性。

##### 2. 特质波动率

在理论方面,Shalen(1993)通过理论模型证明了投资者信念分歧程度与股票回报波动率存在正向联系。Bali 等(2018)发现,在美国市场中,特质波动率与分析师分歧这一投资者的异质信念度量显著正相关。左浩苗等(2011)发现,在中国市场,特质波动率与股票回报的负向关系可以被换手率解释,并且认为这一现象是异质信念的表征。因此本文也考虑用特质波动率来衡量异质信

念,特质波动率定义为用四因子模型(Carhart, 1997)调整之后的特质收益波动率(*IVOL*)。<sup>①</sup> 具体而言,在每一个月内,我们对每一只股票估计四因子模型:

$$R_{i,d} - R_{f,d} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,d} - R_{f,d}) + s_{i,t}SMB_d + h_{i,t}HML_d + u_{i,t}UMD_d + \epsilon_{i,d} \quad (11)$$

其中, $R_{i,d}$ 为股票*i*在*d*天的收益; $R_{f,d}$ 为*d*天的无风险利率, $R_{m,d}$ 为*d*天的市场收益率, $SMB_d$ 、 $HML_d$ 、 $UMD_d$ 分别为*d*天的市值因子、价值因子和动量因子, $\alpha_{i,t}$ 、 $\beta_{i,t}$ 、 $s_{i,t}$ 、 $h_{i,t}$ 、 $u_{i,t}$ 分别表示系数。我们参考Ang等(2006)的做法,将第*i*只股票在第*t*个月的特质收益波动率 $IVOL_{i,t}$ 定义为:

$$IVOL_{i,t} = \sqrt{n_{i,t}}Std(\epsilon_{i,d}) \quad (12)$$

其中, $Std(\epsilon_{i,d})$ 是残差项的标准差, $n_{i,t}$ 是当月的交易天数。

## (二) 卖空约束的度量

在中国股票市场中,卖空机制的推出较晚,卖空主要通过中国沪深两市于2010年3月31日推出的融资融券业务。已有研究通过中国市场推出融资融券这一政策变化研究卖空机制对中国股票市场定价效率(李志生等,2015)、错误定价(李科等,2014)、收益可预测性(郭彪等,2020)等问题,但尚未研究其对中国市场反转效应的影响。本文以是否可以融券作为卖空约束的度量。

## (三) 数据样本

本文数据样本为2009年7月至2019年11月共125个月的全部A股(剔除ST股票)的日和月交易数据,以及上市公司年度财务报告,<sup>②</sup>无风险利率为一年期存款利率,这些数据的来源为Wind和国泰安数据库。针对A股市场现存3500余只股票,为了避免上市后股票收益的大幅波动,剔除上市后3个月内的数据,并剔除数据不全的股票(如停牌),尽可能保留更多处于市场交易中的股票信息。

## (四) 研究方法和思路

本文采用资产组合分析法、Fama和MacBeth(1973)的回归方法研究异质信念和卖空约束对反转效应的影响。在使用资产组合分析法分析反转效应时,本文参考Chan等(1996)所采用的时间重叠buy and hold方法来构建投资策略,在研究区间内的第*t*个月月初( $J \leq t \leq T - K + 1$ ,  $T$ 为样本长度),将股票按照过去*J*个月内的指标分组,即*J*为资产组合的排序期长度,将分组后形成的组合在未来持有*K*个月,即*K*为资产组合的持有期长度。在根据过去收益率进行单一指标分组研究反转效应时,在上述每一个*t*月月初,将全部股票按照过去*J*个月的几何平均月收益率根据分位数由低到高分成10组,进而得到10个投资组合,输家组合(R1)为收益率最低(处于最后10%)的一组,赢家组合(R10)为收益率最高(处于最前10%)的一组。每个投资组合在未来的收益率为组合内股票收益率的简单平均,计算每个组合在未来*K*个月的几何平均月收益率。如果出现动量效应,那么在持有期内输家组合的收益率低于赢家组合,反之则为反转效应。

在考察异质信念对反转效应的影响时,我们采用独立二维分组的办法,按过去回报和异质信念的代理变量将投资组合分为 $10 \times 3$ 的组合,即在每一个*t*月月初按照过去*J*个月的几何平均月收益率分为10组的同时,将全部股票按照过去*J*个月的异质信念由低到高分成3组,低异质信念的组合为T1,高异质信念的组合为T3,进而得到30个投资组合。通过观察这些投资组合在未来*K*

<sup>①</sup> 与Fama和French(1993)三因子和Fama和French(2015)五因子得到的结果类似。

<sup>②</sup> 本文的实证结果对包含更早时间区间的样本也成立,因为已有研究选择的样本大多较早,所以本文选择相对较近的样本进行分析。

个月的月收益率情况,可以看出加入异质信念的代理变量之后是否会对反转效应的持续性和强度产生一些影响。

在进行 Fama-MacBeth 回归时,在控制其他因素的前提下,我们考察 T - J 月至 T - 1 月收益,以及异质信念等其他因素是否对 T 至 T + K 月的收益具有解释作用。

## 五、实证研究结果

### (一) 中国股票市场的反转效应

根据之前学者的研究,在中国市场中存在超短期反转效应和长期反转效应,因此选择 J、K = 1, 3, 6, 12, 24, 36 作为排序期和持有期长度,共 36 种情形,来分别观察股票在不同期限下的反转效应。

首先,将股票按照过去 J 个月的月收益率分组,并对股票的特征(过去 J 个月的月收益率、分组月的日均换手率、分组月的特质波动率、上一年的机构持股比例、分组月末的市场规模)进行描述性统计。从表 3 中可以看出,随着排序期的延长,输家组合(R1)与赢家组合(R10)的历史月收益率差距逐渐缩小,可见长期股票收益率会趋于平稳,股价大幅波动的可能性降低。总体而言,过去收益率高的赢家组合 R10 的换手率、特质波动率、机构持股比例和市场规模基本上高于过去收益率低的输家组合 R1。

表 3 不同排序期(J = 1, 3, 6, 12, 24, 36)下按收益率分组投资组合的特征

组别		过去 J 个月的月收益率 (%)	月均换手率 (%)	特质波动率	机构持股比例 (%)	市场规模 (亿元)
J = 1	R1	-13.5	2.93	0.09	39.8	142.47
	R5	-1.1	2.05	0.07	41.1	123.26
	R10	23.1	4.39	0.13	41.3	140.44
J = 3	R1	-7.4	2.26	0.08	39.2	143.49
	R5	-0.5	2.03	0.08	40.9	113.73
	R10	11.5	4.30	0.12	42.8	157.16
J = 6	R1	-5.0	2.05	0.08	39.6	140.52
	R5	-0.3	1.98	0.08	41.2	114.57
	R10	7.6	3.79	0.11	44.1	173.29
J = 12	R1	-3.6	1.77	0.08	41.3	144.51
	R5	-0.2	1.92	0.08	42.1	112.66
	R10	5.2	3.30	0.10	45.7	205.98
J = 24	R1	-2.4	1.47	0.08	44.9	160.71
	R5	0.0	1.81	0.08	43.2	113.64
	R10	3.5	2.74	0.10	47.1	243.05
J = 36	R1	-1.7	1.38	0.07	48.1	154.98
	R5	0.2	1.79	0.08	45.3	127.80
	R10	2.9	2.55	0.10	47.5	262.58

然后,将不同(J, K)组合下的股票数据在每个月按照过去 J 个月的几何平均月收益率由低到高分成 10 组,并计算未来 K 个月输家组合减赢家组合的几何平均月收益率 R1 - R10(即买入输家组合、卖出赢家组合的收益率)和进行 t 检验,结果如表 4 所示。结果表明,大部分 R1 - R10 的收益率显著为正,反转效应在 1~3 个月及 1~3 年的周期内较强。并且,在 J、K>1 年时随着 J、K 的延长,反转效应的显著性提高;(J, K) = (36, 36)时,t 值达到 9.63。这说明股价从下行(上行)逐渐转化为上行(下行)的周期是比较长的,反转效应的显著性有一定的持续性。

综上所述,在 A 股市场中存在明显的短期反转效应和中长期反转效应,且随着投资组合排序期和持有期的延长,反转效应的显著性趋于稳健。本文对表 4 得到的收益进行了 Carhart(1997)四因子的调整,结果表明这些收益在经过系统因子调整后的超额收益 Alpha 都是稳健的。

表 4 不同排序期和持有期(J, K = 1, 3, 6, 12, 24, 36)下输家组合 - 赢家组合的月收益率 R1 - R10

		K = 1	K = 3	K = 6	K = 12	K = 24	K = 36
J = 1	月收益率	2.06% *** (4.39)	1.03% *** (3.95)	0.51% *** (3.37)	0.18% * (1.66)	0.14% ** (2.12)	0.21% *** (3.72)
	Alpha	1.82% *** (4.23)	0.81% *** (3.24)	0.27% * (1.68)	-0.09% (-0.7)	-0.14% ** (-2.0)	-0.11% * (-1.7)
J = 3	月收益率	1.88% *** (3.83)	0.87% *** (3.02)	0.18% (1.00)	0.13% (1.00)	0.19% ** (2.06)	0.26% *** (3.25)
	Alpha	1.64% *** (3.47)	0.55% ** (2.04)	-0.09% (-0.4)	-0.11% (-0.7)	-0.05% (-0.5)	0.03% (0.31)
J = 6	月收益率	1.10% ** (2.29)	0.27% (0.97)	-0.02% (-0.1)	0.13% (0.98)	0.21% ** (2.05)	0.32% *** (3.64)
	Alpha	1.00% ** (2.44)	-0.01% (-0.0)	-0.29% (-1.5)	-0.13% (-1.0)	-0.01% (-0.1)	0.11% (1.16)
J = 12	月收益率	0.80% (1.59)	0.51% (1.52)	0.32% (1.44)	0.38% ** (2.49)	0.50% *** (4.48)	0.58% *** (5.96)
	Alpha	0.75% * (1.87)	0.09% (0.29)	-0.02% (-0.1)	0.04% (0.27)	0.26% ** (2.53)	0.34% *** (3.20)
J = 24	月收益率	0.64% (1.15)	0.73% ** (2.10)	0.65% *** (3.05)	0.77% *** (5.81)	0.75% *** (6.38)	0.87% *** (7.98)
	Alpha	0.48% (1.03)	0.24% (0.78)	0.19% (0.99)	0.41% *** (3.07)	0.48% *** (4.09)	0.61% *** (5.58)
J = 36	月收益率	0.89% (1.58)	0.73% ** (1.96)	0.64% ** (2.48)	0.84% *** (4.28)	0.97% *** (6.02)	1.06% *** (9.63)
	Alpha	0.52% (0.89)	0.15% (0.46)	0.11% (0.48)	0.38% ** (2.11)	0.59% *** (3.95)	0.77% *** (6.58)

注:括号内为 t 值,t 值经过 Newey-West 标准误调整(lag = 1 个月);\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。下同。

## (二)异质信念与反转效应的关系

本部分对假说 1 进行检验。我们用换手率和特质波动率作为异质信念的代理变量,研究异质

信念和反转效应的关系。首先我们用投资组合法,根据换手率或特质波动率和过去的收益率同时进行分组,即在每一个  $t$  月月初按照过去  $J$  个月的几何平均月收益率分为 10 组的同时,按当月的换手率或特质波动率由低到高分成 3 组,低换手率的组合为 T1,高换手率的组合为 T3,进而得到 30 个投资组合。通过观察这些投资组合在未来  $K$  个月的月收益率情况,可以看出加入异质信念代理变量之后是否会对反转效应的持续性和强度产生一些影响。受篇幅所限,本文展示  $J = K = 24$  时得到的投资组合的特征,其他  $(J, K)$  组合下得到的短期和长期反转效应结果类似。

表 5 展示了按照过去收益率和换手率或特质波动率两个维度分组得到的投资组合中的月收益率及特征。我们发现买入低异质信念组合、卖出高异质信念组合(后称 T1 - T3 组合)的收益率普遍为正,表明异质信念与未来收益呈现负向关系。这个结果验证了研究假说 1 的前半部分。并且 T1 - T3 的收益在输家组合 R1 里显著低于赢家组合 R10,说明股票过去的收益率越高,异质信念的差异越大,异质信念对未来收益的预测作用越明显。这个实证结果验证了研究假说 1 的后半部分,即异质信念和未来收益的负向关系在赢家组合中更显著。

表 5 J = K = 24 双变量分组的组合收益

	R1	R10	R1 - R10	R1	R10	R1 - R10	R1	R10
	T1	T1	T1	T3	T3	T3	T1 - T3	T1 - T3
Panel A: 根据换手率和过去收益分组								
超额收益	0.3% * (1.80)	-0.0% (-0.30)	0.4% *** (2.72)	0.1% (0.48)	-0.7% ** (-2.46)	0.9% *** (7.00)	0.2% (1.32)	0.7% *** (3.36)
四因子 Alpha	0.2% (1.16)	-0.0% (-0.24)	0.3% * (1.83)	0.1% (0.37)	-0.9% *** (-2.91)	1.0% *** (7.10)	0.1% (0.78)	0.8% *** (3.91)
平均公司规模(亿元)	297.81	419.31		81.50	117.50			
平均机构持股比例(%)	61.37	65.76		31.45	36.27			
Panel B: 根据特质波动率和过去收益分组								
超额收益	0.3% (1.31)	-0.2% (-0.75)	0.5% *** (2.82)	0.3% (1.24)	-0.6% ** (-2.31)	0.9% *** (7.02)	-0.0% (-0.48)	0.4% *** (3.94)
四因子 Alpha	0.2% (0.77)	-0.2% (-0.91)	0.4% ** (2.24)	0.1% (0.95)	-0.8% *** (-2.75)	0.9% *** (7.18)	-0.1% (-1.05)	0.5% *** (3.49)
平均公司规模(亿元)	248.15	358.71		118.47	161.06			
平均机构持股比例(%)	49.95	53.88		47.68	45.83			

本文也使用 Fama-MacBeth 回归的方法研究异质信念等因素与反转效应的关系,回归方程设定如下:

$$R_{i,t+1:t+K} = \alpha_t + \beta_{1,t}R_{i,t-J:t} + \beta_{2,t}TO_{i,t} + \beta_{3,t}IVOL_{i,t} + \beta_{4,t}InstiRatio_{i,t} + \beta_{5,t}\lnSize_{i,t} + \beta_{6,t}ILLIQ_{i,t} + \beta_{7,t}TO_{i,t} \times R_{i,t-J:t} + \beta_{8,t}IVOL_{i,t} \times R_{i,t-J:t} + \beta_{9,t}InstiRatio_{i,t} \times R_{i,t-J:t} \quad (13)$$

其中,被解释变量  $R_{i,t+1:t+K}$  为股票  $i$  从  $t+1$  到  $t+K$  月的平均收益,解释变量  $R_{i,t-J:t}$  为股票  $i$  从  $t-J$  月到  $t$  月的平均收益, $TO_{i,t}$  为股票  $i$  在  $t$  月的换手率, $IVOL_{i,t}$  为股票  $i$  在  $t$  月的特质波动率, $InstiRatio_{i,t}$  为股票  $i$  在上一年度的机构持股比例, $\lnSize_{i,t}$  是股票  $i$  在  $t$  月末市值的对数, $ILLIQ_{i,t}$  为根据 Amihud

(2002)计算的股票  $i$  在  $t$  月的非流动性指标,用于控制股票收益的非流动性补偿,具体公式为:

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{n} \sum_{d=1}^n \frac{|R_{i,t,d}|}{VOL_{i,t,d}} \times 10^6 \quad (14)$$

其中,  $R_{i,t,d}$  为股票  $i$  在  $t$  月的第  $d$  天的收益率,  $VOL_{i,t,d}$  为股票  $i$  在  $t$  月的第  $d$  天的交易额(元)。在以上回归中,我们加入异质信念的代理变量  $TO$  和  $IVOL$  与过去  $J$  个月的收益的交互项来研究反转效应的强度与异质信念的关系。若交互项的系数为负,则表明反转效应在异质信念更强的股票更显著,同时也表明在赢家组合里,异质信念对反转效应有更大的影响;若交互项的系数为正,则表明这个因素减弱了反转效应。我们还在回归中加入机构持股比例与过去  $J$  个月的收益的交互项,考察机构投资者是否对反转效应有影响。

运用 Fama-MacBeth 回归方法在每个月将个股收益对以上被解释变量做回归,对得到的系数简单平均,结果如表 6 所示。受篇幅所限,表 6 展示长期反转效应  $J = K = 24$  的结果,短期反转效应的结果类似。我们发现异质信念的代理变量换手率和特质波动率与未来收益有负向关系,并且特质波动率与  $J$  个月过去回报的交互项的系数显著为负,本部分实证结果充分支持了研究假说 1。此外我们考察机构持股比例这一因素,发现其与过去收益的交互项系数为正,说明机构投资者可能更加理性,能起到提升资产定价效率、弱化反转效应的作用,但是这个交互项系数不显著,后续可以对机构投资者在反转效应中的作用做进一步深入研究。

表 6 股票收益对可能影响因素 Fama-MacBeth 回归 ( $J = K = 24$ )

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$R_{t-J,t}$	-0.06*** (-7.75)	-0.06*** (-7.17)	-0.06*** (-7.72)	-0.03*** (-3.12)	-0.04*** (-4.15)	-0.05*** (-4.27)
$TO$	-0.04*** (-6.70)		-0.04*** (-5.63)		-0.03*** (-4.42)	-0.03*** (-4.37)
$IVOL$		-0.01*** (-7.92)		-0.01*** (-5.60)	-0.01** (-2.22)	-0.00** (-2.01)
$InstiRatio$	0.05 (1.30)	0.17*** (3.89)	0.07* (1.88)	0.16*** (3.78)	0.08** (2.26)	0.24*** (5.37)
$\ln Size$	-0.34*** (-7.20)	-0.33*** (-7.02)	-0.34*** (-7.20)	-0.33*** (-7.00)	-0.34*** (-7.21)	-0.34*** (-7.25)
$ILLIQ$	1.19*** (6.57)	1.37*** (7.02)	1.20*** (6.67)	1.38*** (7.05)	1.22*** (6.73)	1.23*** (6.73)
$TO \times R_{t-J,t}$			-0.04 (-1.54)		-0.02 (-0.92)	-0.02 (-0.94)
$IVOL \times R_{t-J,t}$				-0.33*** (-4.38)	-0.21*** (-3.21)	-0.21*** (-3.30)
$InstiRatio \times R_{t-J,t}$						2.26 (1.42)

### (三) 卖空约束和反转效应

在理论模型分析中,股票价格由两部分组成,一部分反映投资者对资产价格的平均信念,另一部分反映投资者对资产的异质信念导致的高估。如果没有卖空约束,异质信念导致的高估则不存

在,并不会加强反转效应,因此我们得到研究假说 2。

我国股票市场融资融券业务于 2010 年 3 月首次推出,首次推出时可以融券的股票有 90 只,之后于 2011 年 11 月、2013 年 1 月、2013 年 9 月、2014 年 9 月、2016 年 12 月、2019 年 8 月分别扩充了融券的股票数量,扩充后可以融券的股票数量为 285 只、500 只、700 只、900 只、950 只、1600 只。本文以是否可以融券作为卖空约束的度量,研究卖空约束是否弱化了反转效应。我们分别对可以融券的股票样本和不可以融券的股票样本做动态调整构建投资组合。根据不同的排序期 J、持有期 K 构建投资组合的结果如表 7 和表 8 所示。

表 7 可以融券股票不同排序期和持有期 (J、K = 1, 3, 6, 12, 24, 36) 下  
输家组合 - 赢家组合的月收益率

	K = 1	K = 3	K = 6	K = 12	K = 24	K = 36
J = 1	0.75% (1.61)	0.44% * (1.68)	0.16% (0.99)	-0.04% (-0.32)	0.00% (-0.05)	0.10% (1.40)
J = 3	0.90% * (1.87)	0.50% * (1.81)	-0.07% (-0.41)	-0.17% (-1.18)	-0.12% (-1.13)	0.09% (0.90)
J = 6	0.36% (0.83)	-0.12% (-0.46)	-0.35% * (-1.72)	-0.26% (-1.51)	-0.15% (-1.25)	0.10% (0.77)
J = 12	-0.15% (-0.32)	-0.18% (-0.57)	-0.36% (-1.46)	-0.19% (-0.99)	-0.01% (-0.04)	0.27% ** (2.47)
J = 24	-0.05% (-0.10)	-0.02% (-0.05)	-0.01% (-0.05)	0.24% (1.38)	0.32% *** (2.65)	0.53% *** (4.31)
J = 36	0.29% (0.54)	0.25% (0.62)	0.41% (1.45)	0.45% ** (2.38)	0.31% ** (2.06)	0.53% *** (4.92)

表 8 不可以融券股票不同排序期和持有期 (J、K = 1, 3, 6, 12, 24, 36) 下  
输家组合 - 赢家组合的月收益率

	K = 1	K = 3	K = 6	K = 12	K = 24	K = 36
J = 1	1.97% *** (5.12)	0.71% *** (4.30)	0.23% *** (4.17)	0.14% *** (2.70)	0.14% *** (4.10)	0.36% *** (5.27)
J = 3	1.75% *** (4.38)	0.85% *** (3.73)	0.37% *** (2.95)	0.28% *** (3.26)	0.27% *** (4.87)	0.26% *** (5.33)
J = 6	1.20% *** (3.21)	0.51% ** (2.43)	0.29% ** (2.14)	0.36% *** (4.12)	0.37% *** (5.66)	0.34% *** (6.22)
J = 12	0.98% ** (2.53)	0.73% *** (3.01)	0.60% *** (4.07)	0.62% *** (5.72)	0.58% *** (8.20)	0.52% *** (8.70)
J = 24	1.24% *** (3.20)	1.09% *** (4.75)	0.97% *** (7.02)	0.90% *** (10.11)	0.72% *** (10.21)	0.73% *** (11.94)
J = 36	1.37% *** (3.46)	1.17% *** (5.12)	1.00% *** (6.09)	0.94% *** (7.69)	0.82% *** (9.06)	0.81% *** (15.90)

我们发现,对于可以融券的样本构建的策略,反转效应显著减弱。以  $J = K = 1$  为例,对于不可以融券的策略,输家组合减去赢家组合的策略收益为 1.97%,而对于可以融券的样本,该策略收益仅为 0.75%。对于长期反转效应,我们也发现可以融券的样本的反转效应显著减弱,以  $J = K = 36$  为例,对于不可以融券的样本,输家组合减去赢家组合的收益为 0.81%, $t$  值为 15.90;而对于可以融券的样本,输家组合减去赢家组合的收益为 0.53%, $t$  值为 4.92。实证结果支持了研究假说 2。<sup>①</sup>

## 六、结 论

本文扩展 Daniel 等(1998, 2001)投资者过度自信模型,系统阐释了异质信念及卖空约束对反转效应的影响机制。理论分析表明,异质信念和卖空约束可能使资产价格被高估,从而加强了股票市场的反转效应,并且这一现象在赢家组合更明显。实证研究中用换手率和特质波动率作为异质信念的度量、是否可以融券作为卖空约束的度量,验证了模型的预测:在中国市场上,异质信念和未来收益有负向关系,在赢家组合中关系更强。并且对比可以融券的股票与不可以融券的股票发现,可以融券的股票反转效应较弱,表明引入卖空制度有助于弱化中国市场的反转效应、提升市场的有效性。

本文的理论和实证分析表明,中国市场更加支持基于 Daniel 等(1998, 2001)过度自信模型来解释中国市场的反转效应,而不是 Hong 和 Stein(1999)的惯性交易者的理论来解释动量效应与反转效应。这可能与中国市场存在较强的卖空约束、市场中散户投资者较多以及投机氛围较浓有关,并且本文的模型为后续研究中国股票市场的投资者特征和回报关系提供了分析框架,后续研究也可以进一步探讨追求基本面价值的长期投资者(Xiong, 2001)或者套利者(Kyle 和 Wang, 1997)对中国市场资产价格的影响等问题。

本文就提高中国证券市场有效性提出以下建议。(1)进一步加强投资者教育,增强投资者对股票内在价值的认识。中国股票市场散户投资者较多、金融素养不足和投机氛围浓等因素可能导致投资者更容易产生异质信念而导致资产价格被高估。通过在系统的教育体系中潜移默化地引导投资者形成正确的金融理财观,既有利于减少投机炒作的行为,也有助于提高股票市场的定价效率和稳定性,同时保护投资者利益。(2)加强企业公开信息披露质量。本文研究表明,公开信息含量较低也可能产生投资者异质信念,而中国上市公司财务透明度低,造假及掩盖财务问题的行为时有发生,也使得投资者难以形成对企业的基本面的有效判断,因此提高市场信息披露质量、严惩信息披露造假行为有助于在总体上提升中国证券市场的稳定和定价效率。(3)进一步深化融券制度。尽管有观点认为允许卖空可能市场恐慌大幅下跌的时候对资本市场的稳定性产生不利影响,本文的理论和实证研究表明,允许卖空有助于在事前降低资本市场资产价格的高估程度,因此市场出现由于价格高估而大跌的可能性会下降。目前中国的股票市场中融券的卖空量相对于市场的总交易量占比很小,卖空对资本市场的稳定性的影响可能较小,允许卖空有益于提升资本市场的有效性和定价效率。

<sup>①</sup> 本文作者也使用了双重差分的办法研究融资融券的推出是否弱化了反转效应,结果也验证了研究假说 2。结果可与作者联系获得。

参考文献:

1. 陈国进、胡超凡、王景:《异质信念与股票收益——基于我国股票市场的实证研究》,《财贸经济》2009年第3期。
2. 郭彰、刘普阳、姜圆:《卖空限制与收益可预测性——A股融资融券制度的证据》,《金融研究》2020年第8期。
3. 何诚颖、陈锐、蓝海平、徐向阳:《投资者非持续性过度自信与股市反转效应》,《管理世界》2014年第8期。
4. 李科、徐龙炳、朱伟骅:《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》2014年第10期。
5. 李志生、陈晨、林秉旋:《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》2015年第4期。
6. 鲁臻、邹恒甫:《中国股市的惯性与反转效应研究》,《经济研究》2007年第9期。
7. 王永宏、赵学军:《中国股市“惯性策略”和“反转策略”的实证分析》,《经济研究》2001年第6期。
8. 张峥、刘力:《换手率与股票收益:流动性溢价还是投机性泡沫?》,《经济学(季刊)》2006年第2期。
9. 朱战宇、吴冲锋、王承炜:《股市价格动量与交易量关系:中国的经验研究与国际比较》,《系统工程理论与实践》2004年第2期。
10. 左浩苗、郑鸣、张翼:《股票特质波动率与横截面收益:对中国股市“特质波动率之谜”的解释》,《世界经济》2011年第5期。
11. Amihud, Y., Liquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 1, 2002, pp. 31 – 56.
12. Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X., The Cross-Section of Volatility and Expected Returns, *The Journal of Finance*, Vol. LXI, NO. 1, pp. 259 – 299.
13. Bali, T. G., Bodnaruk, A., Scherbina, A., & Tang, Y., Unusual News Flow and the Cross Section of Stock Returns. *Management Science*, Vol. 64, No. 9, 2018, pp. 4137 – 4155.
14. Boehme, R. D., Danielsen, B. R., & Sorescum, S. M., Short-Sale Constraints, Differences of Opinion, and Overvaluation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 2, 2006, pp. 455 – 487.
15. Carhart, M. M., On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, pp. 57 – 82.
16. Chan, L. K., Jegadeesh, N., & Lakonishok, J., Momentum Strategies. *The Journal of Finance*, Vol. 51, No. 5, 1996, pp. 1681 – 1713.
17. Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C., Breadth of Ownership and Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 66, No. 2 – 3, 2002, pp. 171 – 205.
18. Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A., Investor Psychology and Security Market Under - and Overreactions. *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, 1998, pp. 1839 – 1885.
19. Daniel, K. D., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A., Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing. *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 3, 2001, pp. 921 – 965.
20. De Bondt, W. F., & Thaler, R., Does the Stock Market Overreact? . *The Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3, 1985, pp. 793 – 805.
21. De Bondt, W. F., & Thaler, R. H., Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. *The Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, 1987, pp. 557 – 581.
22. Fama, E. F., & French, K. R., A Five-Factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, Vol. 116, No. 1, 2015, pp. 1 – 22.
23. Fama, E. F., & French, K. R., Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, 1993, pp. 3 – 56.
24. Fama, E. F., & French, K. R., Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, 1996, pp. 55 – 84.
25. Fama, E. F., & MacBeth, J. D., Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, 1973, pp. 607 – 636.
26. Gervais, S., & Odean, T., Learning to be Overconfident. *Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 1, 2001, pp. 1 – 27.
27. Hong, H., & Stein, J. C., A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets. *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 6, 1999, pp. 2143 – 2184.
28. Hong, H., Scheinkman, J., & Xiong, W., Asset Float and Speculative Bubbles. *The Journal of Finance*, Vol. 61, No. 3, 2006, pp. 1073 – 1117.

29. Jegadeesh, N. , Evidence of Predictable Behavior of Security Returns. *The Journal of Finance*, Vol. 45, No3, 1990, pp. 881 – 898.
30. Jegadeesh, N. , & Titman, S. , Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, 1993, pp. 65 – 91.
31. Kyle, A. S. , & Wang, F. A. , Speculation Duopoly with Agreement to Disagree: Can Overconfidence Survive the Market Test? . *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 5, 1997, pp. 2073 – 2090.
32. Lee, C. M. , & Swaminathan, B. , Price Momentum and Trading Volume. *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 5, 2000, pp. 2017 – 2069.
33. Lehmann, B. N. , Fads, Martingales, and Market Efficiency. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 1, 1990, pp. 1 – 28.
34. Miller, E. M. , Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion. *The Journal of Finance*, Vol. 32, No. 4, 1977, pp. 1151 – 1168.
35. Scheinkman, J. A. , & Xiong, W. , Overconfidence and Speculative Bubbles. *Journal of Political Economy*, Vol. 111, No. 6, 2003, pp. 1183 – 1220.
36. Shalen, C. T. , Volume, Volatility, and the Dispersion of Beliefs. *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 2, 1993, pp. 405 – 434.
37. Xiong, W. , Convergence Trading with Wealth Effects: An Amplification Mechanism in Financial Markets. *Journal of Financial Economics*, Vol. 62, No. 2, 2001, pp. 247 – 292.

## **Heterogeneous Beliefs, Short-Sale Constraints, and Chinese Stock Market Return Reversals**

LIU Yunting (Peking University, 100871)

ZHANG Xiaorong (Tsinghua University, 100083)

**Abstract:** This paper studies the impact of heterogeneous beliefs and short-sale constraints on Chinese stock market return reversals both theoretically and empirically. It first extends the investor overconfidence model of Daniel et al (1998, 2001) to incorporate heterogeneous beliefs and short-sale constraints. Because of short-sale constraints, stock prices may initially reflect more of the expectations of optimists and become overvalued. Therefore, the magnitude of heterogeneous beliefs is negatively related to future returns. And such relationship is stronger among winner portfolios, possibly due to biased self-attribution. Empirical tests based on Chinese A-share stock markets confirm the predictions of the model. Using turnover and idiosyncratic volatility as a proxy for heterogeneous beliefs, we find that heterogeneous beliefs are negatively related to future returns, especially among winner portfolios. Using whether stocks can be margin traded as a measure for short-sale constraints, we find that return reversals are weaker among margin-traded stocks as suggested by the theory, suggesting that margin-trading could improve market efficiency. Our research lends policy support to strengthening investor education, enhancing corporate information disclosure and introducing margin-trading into Chinese capital markets.

**Keywords:** Heterogeneous Beliefs, Short-Sale Constraints, Return Reversals, Turnover, Idiosyncratic Volatility

**JEL:** G12, G14, D84

责任编辑:诗 华