

异质信念与股票收益

——基于我国股票市场的实证研究*

陈国进 胡超凡 王景

(厦门大学王亚南经济研究院, 厦门大学金融系, 福建厦门 361005)

摘要: 本文以经调整后的换手率和收益波动率作为投资者异质信念的代理指标, 采用1997—2007 间的样本数据, 分别运用资产组合分析法和截面收益回归法, 直接验证了在我国股票市场上投资者异质信念对股票收益的影响。我们的发现支持了基于异质信念假设的资产定价理论: 在卖空限制约束下, 异质信念导致当期股价高估, 与股票未来收益负相关。我们的结论经 FF 四因素模型调整后依然成立。我们还发现, 与美国股票市场相比, 我国股票市场高估程度更严重, 持续时间更长。因此, 引入卖空机制可以在一定程度上解决我国股票市场高估问题。

关键词: 异质信念; 卖空限制; 股票收益

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:**

一、导 言

在传统的资产定价理论中, 风险资产之间收益的差异性取决于不同的系统性风险。在一个有效的资本市场上, 资产价格能够及时充分地反应新的信息, 过去的信息不能预测未来的资产价格和收益。然而, 越来越多的实证研究发现, 资本市场存在许多传统资产定价理论无法解释的现象, 如过度反应 (De Bondt and Thaler, 1985)、月份效应 (Rozeff and Kinney, 1976)、IPO 长期弱势 (Loughran and Ritter, 1995)、封闭式基金折价 (Lee, Shleifer and Thaler, 1991) 等, 金融学文献称之为金融异象 (anomalies)。

为了对金融异象做出合理的解释, 许多学者在传统资产定价理论上做了大量技术层面的修正, 但是结果并不理想 (Shiller, 2003)。在这样的背景下, 学者们开始放松传统资产定价模型中的基本假设——同质信念 (homogeneous beliefs), 从异质信念 (heterogeneous beliefs) 角度寻找资产定价新的规律。

同质信念假设指所有的投资者对于相同资产未来收益的概率分布具有相同的预期或判断。这一假设暗含着两个前提: 一是所有信息对所有的投资者免费并且同时到达; 二是所有投资者处理信息的方式相同 (张圣平, 2002)。然而正如 Hong and Stein (2007) 指出, 受渐进信息流动、有限注意和先验异质性的约束, 不同投资者对相同股票相同持有期下收益分布往往有不同的判断, 即投资者之间存在异质信念, 也称为意见分歧^①。异质信念无疑是一个

作者简介: 陈国进 (1966-), 男, 经济学博士, 厦门大学王亚南经济研究院、经济学院金融系教授、博士生导师;

胡超凡 (1981-), 男, 厦门大学金融系硕士研究生;

王 景 (1981-), 女, 厦门大学金融系博士研究生。

基金项目: 国家社科基金项目 (批准号: 04BJL026); 教育部人文社科基地重大项目 (批准号: 05JJD790026) 和教育部“新世纪优秀人才支持计划”项目 (批准号: NCET-05-0570)。

^① 渐进信息流动指信息不能同时到达所有的投资者, 从而导致不同的投资者对于同一资产的价值判断持有不同的意见。有限注意指投资者仅仅注意到一部分信息而非全部信息, 每个投资者的注意点不同。先验异质性指即使投资者能同时获得并注意相同信息, 不同的投资者由于自身的差异性, 对信息的判断也可能不同。

更加接近现实的假设。

另一方面，由于政府管制或者市场摩擦的原因，即使在美国等发达国家的资本市场上，投资者的卖空行为也受到一定程度的限制。当我们将卖空限制和异质信念结合在一起分析时，发现一直困扰着金融学家的许多金融异象可以找到新的理论解释。

近十年来，基于异质信念和卖空限制前提下资产定价和金融异象的理论和实证研究在国际学术界已经获得了很大的进展^①。形成鲜明反差的是，国内对这一领域的研究，特别是实证研究的成果还相对缺乏。与国外发达资本市场相比，我国个人投资者直接参与股票和其他金融资产投资的比率更高，受教育程度、收入水平、人生经历和年龄等差异性的影响，一个基本的判断是我国投资者意见分歧会更严重；同时，迄今为止我国资本市场还严格限制卖空交易，这无疑为检验异质信念假设下资产定价实证研究提供了天然的“实验室”（张维、张永杰，2006）。因此，本文将运用我国上市公司的数据，直接检验在中国严格卖空的特殊管制条件下，异质信念对股票收益的影响。这一研究一方面有助于检验异质信念对资产定价的影响，另一方面也有助于监管部门和投资者对我国股票市场运行规律有进一步的认识。

本文其余部分结构如下：第二部分是国内外相关研究成果的回顾与讨论，第三部分给出研究设计，第四部分是实证结果及分析，第五部分为稳健性分析，最后是本文的基本结论。

二、文献回顾

Miller（1977）最早指出，在异质信念和卖空限制的双重前提下，对未来持乐观态度的投资者将会买入和持有股票，而悲观的投资者却因为卖空限制而不能充分表达和参与市场交易，其结果是股票价格主要反映了乐观投资者的意见，造成了股票价格相对其真实价值的高估。投资者意见分歧的程度越大，该股票被高估的程度就越高；同样地，越是受到卖空的限制，股票被高估的程度越严重。随着时间的推移，信息传递逐渐充分，投资者意见逐渐趋于一致时，价格会趋向于真实价值。因此，当期越是被高估的股票，未来收益越低，异质信念与股票未来收益呈现负相关关系。

Miller 所做的论述是描述性的，随后许多学者在不同的均衡分析框架下，从静态和动态两个角度对他的观点做了进一步的建模论证。张维、张永杰（2006）采用均值一方差分析方法，建立了一个基于严格卖空限制和异质信念的静态风险资产定价模型。他们发现资产价格依赖于乐观者和悲观者的比例，投资者的意见分歧度越大，股票当期价格越高。

由于静态模型并没有考虑投资者意见分歧程度的时间变化，因而股票价格不会高于当期最乐观投资者的估价。而动态理论模型（Harrison and Kreps, 1978; Scheinkman and Xiong, 2003; Hong, Scheinkman and Xiong, 2006）研究则发现，如果考虑到再售出期权（Option to Resale）因素，异质信念会推动股票价格进一步高估，甚至高于当期最乐观投资者的估价^②。当期股票价格包括了基本价值和再售出期权价值两个部分，再售出期权价值部分也被称为投机性泡沫，投资者意见分歧越大，再售出期权价值（投机性泡沫）部分也越大，股票的未来收益也就越低。

从实证角度看，分析师预测分歧是最早用来衡量异质信念的指标。Deitner、Malloy and Scherbina（2002）利用 1983 年到 2000 年美国的上市公司数据，发现分析师预测的分歧程度与未来收益负相关，这一效应对小公司以及过去业绩差的公司尤为显著，他们的研究支持了 Miller 的基本结论。但是他们所使用的分析师预测分歧指标也受到了争议：一是分析师预测分歧只是说明了职业投资者的信念差异，并不能代表所有投资者的实际判断；二是分析师预

^① 关于异质信念与金融异象研究最新进展的综述，请参考陈国进和王景（2007）。

^② 再售出期权指投资者未来以更高的价格将股票转售给更乐观投资者的机会。只要当期最乐观的投资者认为在下一期能够以更高的价格卖出，他们就愿意为这个再售出期权支付更高的价格，从而股票价格的高估程度会超过当期最乐观的投资者对股票的估价。

测分歧包含了不确定性的影响。

在此基础上，Goetzmann and Massa（2005）从一般投资者的视角入手，利用美国 1991—1995 年十万个投资者帐户构造了一个基于个人交易的异质信念衡量指标，分别从个股以及总体市场两个角度检验信念差异与收益之间的关系。他们的结论仍然支持了 Miller（1977）的观点。Doukas, Kim and Pantzalis（2004）则把标准化的分析师预测标准差进行分解，控制不确定性的影响之后，得到一个更精确的分歧测量指标。他们利用 1995 年到 2001 年 15120 个公司年度观察值作为样本，控制了卖空限制后，发现高分歧股票并不一定意味着未来的低收益，异质信念与收益呈现显著的正相关关系，拒绝了 Miller 的观点，认为异质信念并不会导致股票短期高估，而只是传统理论中的一种风险因素（Varian，1985）。

Boehme, Danielsen and Sorescu（2005）指出，与分析师预测分歧相比，股票的换手率和超额收益波动率是更好的异质信念衡量指标。他们对美国市场包括没有分析师预测覆盖的所有股票研究发现，异质信念越强的股票，后期收益率越低，并且这个现象只有在卖空限制存在时才显著。

目前国内直接研究异质信念与股票收益关系的实证论文还比较缺乏。高峰、宋逢明（2003）用央视看盘栏目对数十家机构的调查结果检验了投资者理性预期程度。王凤荣、赵建（2006）利用机构投资者“看多、看空”的时间序列数据，与同期大盘指数进行了协整检验和 Granger 因果检验。张峥、刘力（2006）分析了中国股票市场换手率与股票预期截面收益负相关的原因，认为与流动性溢价相比，异质信念是更合适的解释因素。本文将在上述研究的基础上，使用经过调整的换手率和收益波动率衡量异质信念，直接检验异质信念是否影响股票收益的重要因素。

三、研究设计

（一）异质信念的衡量

由于分析师数据指标本身的缺陷，以及我国股票市场分析师数据库的缺失，本文分别用换手率和收益波动率作为衡量投资者异质信念的代理指标。

1. 换手率

Miller（1977）最早指出可以用换手率衡量投资者的异质信念，Hong, Scheinkman and Xiong（2006）也认为投机情绪的高涨伴随着高换手率和当期价格的高估。然而除了投资者异质信念外，股票换手率还受到流动性需求（Benston and Hagerman,1974; Branch and Freed,1977）和市场状况的影响，因此在使用时必须将这些因素剔除。我们参考 Garfinkel and Sokobin（2006）的方法，采用调整后的平均每日换手率（用 TURN 表示）衡量异质信念。

股票*i*在*t*天的调整后换手率 $TO_{i,t}$ 为：

$$TO_{i,t} = (turnover_{i,t} - turnover_{m,t}) - \frac{1}{120} \sum_{t=-125}^{-6} (turnover_{i,t} - turnover_{m,t})$$

其中 $turnover_{i,t}$ 为股票*i*在*t*天的换手率(交易的股数与总流通股数之比)， $turnover_{m,t}$ 为*t*天的市场平均换手率，用前 125 天到前 6 天的平均日换手率代表投资者的流动性需求。

股票*i*在*T-1*月调整后的平均每日换手率（ $TURN_{i,T-1}$ ）为：

$$TURN_{i,T-1} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n TO_{i,t} \quad , \quad \text{其中 } n \text{ 为股票 } i \text{ 在 } T-1 \text{ 月的交易天数。}$$

2. 股票收益的波动率

Shalen（1993）证明投资者意见分歧度与股票收益波动率正相关；Boehme, Danielson and

Sorescu (2005) 认为剔除市场因素的超额收益波动率和换手率都能够较好地衡量异质信念, Gao, Mao and Zhong (2006) 也用超额收益波动率来衡量投资者异质信念。

股票收益波动率除了受到异质信念的影响之外, 还受到市场风险、公司规模等因素的影响。因此我们将利用四因素模型 (Carhart, 1997) 求得调整之后的超额收益波动率 (用 SIGMA 表示) 作为异质信念的代理指标。股票 i 在第 t 天的超额收益为:

$$r_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} - \hat{\beta}_{i,t}(R_{m,t} - R_{f,t}) - \hat{\delta}_{i,t}SMB_t - \hat{h}_{i,t}HML_t - \hat{u}_{i,t}UMD_t$$

其中 $R_{i,t}$ 为股票 i 在 t 期的收益; $R_{f,t}$ 为 t 期的无风险利率, $R_{m,t}$ 为 t 期市场收益率, SMB、HML、UMD 分别为规模溢价、价值溢价和动量溢价因子 (构造方法参照 Fama and French, 1993 和 Carhart, 1997); 我们使用 t-125 到 t-6 共 120 个交易日时间序列数据进行回归, 求出各系数, 进而计算超额收益 $r_{i,t}$ 在 T-1 月的标准差 (SIGMA)。

(二) 研究方法和思路

本文分别采取了资产组合分析和横截面回归分析两种方法来进行实证研究。

首先, 参考 Diether, Malloy and Scherbina (2002) 的研究方法, 在获得 TURN 和 SIGMA 数据之后, 将样本在 T-1 月按这两个指标分为五组, 考察各个组合在 T 月的平均收益。同时, 为了调整四因素对各个组合的影响, 我们将各个组合平均月收益对四因素进行回归, 求出各个组合经四因素调整后的收益进行比较。

其次, 在控制其他因素的前提下, 运用 Fama-MacBeth (1973) 等回归分析方法, 考察 T-1 月的 TURN、SIGMA 变量是否对 T 月的收益具有解释作用。

(三) 数据来源

本文所选用的数据为中国股票市场 1997 年 1 月 1 日至 2007 年 4 月 30 日全部 A 股的日和月交易数据以及上市公司年度财务报告, 剔除了 PT^① 后的样本和每月交易不足 10 天的样本。无风险利率为一年期存款利率经复利调整为相应区间的利率。数据来源为北大 CCER 色诺芬数据库。样本区间覆盖了完整的牛市和熊市, 以及我国股市以散户和庄家为主的不成熟阶段到以机构投资者为主的较为成熟阶段。

四、实证结果

(一) 基于资产组合方法

首先将股票按 T-1 月的 TURN 和 SIGMA 由低到高升序排列, 然后等数量分为五组, 考察各个组合 T 月的平均收益, 各个组合每月更新一次。表 1 为五个组合 T 月的等权重平均收益情况。可以看出, 各个组合的平均收益存在差异, 总体上来说随着异质信念的增加, 组合的平均收益递减, 最低组合与最高组合之间有较大的收益差。表 1 的最右边一列是最低组合与最高组合的月平均收益差, 分别为 1.21% 和 1.40%。

表 1 按 T-1 月 TURN 和 SIGMA 分组的各组合 T 月等权平均月收益

分组依据 指标	各个组合等权重平均月收益率(%)					
	1(低)	2	3	4	5(高)	1-5
TURN	1.93	2.03	1.86	1.69	0.71	1.21*** (8.24)
SIGMA	2.02	1.97	1.94	1.47	0.62	1.40*** (11.20)

注: 括号内为双尾 t 检验统计量, ***, **和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。

在此基础上, 将每个组合的等权平均月收益时间序列对四因素模型回归, 表 2 和表 3 分别给出了根据 TURN 和 SIGMA 构建组合的实证结果, 最后一行表示信念异质程度最低组合与最高组合的收益差与四因素回归的结果。

^① 作者研究发现同时剔除 ST 股票后与本文结果并无明显差别; 为保证样本全面性, 这里仅剔 PT 股票。

表 2 各 TURN 组合对四因素模型的回归结果

TURN 组合	Alpha (%)	各 TURN 组合对四因素的回归系数				Adj-R ² (%)
		R _m -R _f	SMB	HML	UMD	
T1(低)	0.12 (1.07)	0.96*** (29.33)	0.87*** (12.45)	0.12* (1.67)	0.13 (1.42)	90.50
T2	0.23 (1.51)	0.97*** (35.38)	0.79*** (13.44)	0.12** (2.00)	-0.03 (-0.43)	93.15
T3	0.05 (0.23)	0.99*** (36.74)	0.74*** (12.86)	0.15** (2.55)	-0.13* (-1.73)	93.54
T4	-0.10 (-0.44)	1.01*** (36.25)	0.71*** (11.89)	0.11* (1.68)	-0.11 (-1.45)	93.22
T5(高)	-1.03*** (-4.13)	0.98*** (31.06)	0.79*** (11.65)	-0.02 (-0.29)	0.05 (0.54)	91.20
T1-T5	1.15*** (3.11)	-0.02 (-0.45)	0.09 (0.90)	0.14 (1.44)	0.08 (0.67)	2.29

注：括号中为双尾 t 检验统计量，***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%；Alpha 为回归方程截距项，即四因素模型所不能解释部分。

从表 2 可知，从低到高的各个组合经过四因素模型调整后的截距项（Alpha）总体上表现为递减，说明 T 月股票收益中不能被四因素模型解释的部分随前一期异质信念的增加而减少。从表 2 最后一行看，四因素模型对各个指标最低最高组合的收益差的解释能力较弱，经四因素模型调整后，回归截距项 Alpha 为 1.15%，表明最低组合与最高组合仍然存在显著的收益差，进一步说明异质信念的高低对股票收益有明显的影响。

表 3 各 SIGMA 组合对四因素模型的回归结果

SIGMA 组 合	Alpha (%)	各 SIGMA 组合对四因素的回归系数				Adj-R ² (%)
		R _m -R _f	SMB	HML	UMD	
S1(低)	0.28 (1.03)	0.97*** (28.35)	0.65*** (8.35)	0.17* (1.91)	-0.18 (-1.56)	89.91
S2	0.19 (0.77)	1.00*** (31.87)	0.75*** (10.55)	0.17** (2.14)	-0.04 (-0.36)	91.94
S3	0.05 (0.22)	1.02*** (36.53)	0.85*** (13.36)	0.22*** (3.04)	0.08 (0.87)	93.87
S4	-0.30 (-1.48)	0.99*** (38.42)	0.88*** (15.13)	0.09 (1.38)	0.06 (0.64)	94.59
S5(高)	-1.17*** (-5.19)	0.95*** (33.43)	0.95*** (14.74)	0.12 (1.62)	0.17* (1.82)	93.20
S1-S5	1.45*** (4.81)	0.02 (0.63)	-0.30*** (-3.47)	0.05 (0.52)	-0.35*** (-2.77)	11.20

注：括号中为双尾 t 检验统计量，***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%；Alpha 为回归方程截距项，即四因素模型所不能解释部分。

从表 3 可知，用波动率作为代理指标得出的结论基本一致。经过四因素模型调整后组合的截距项（Alpha）总体上也表现为递减，最低最高组合的收益差的回归截距项 Alpha 1.45%。

表 2 和表 3 的实证检验结果与 Diether, Malloy and Scherbina（2002）对美国股市的检验结果相似。在中国股票市场卖空严格限制的条件下，异质信念反应了乐观的投资者的意见，

造成了股票相对本身价值的高估，从而收益较低。另外，本文对中国股票市场的研究中最低组合和最高组合的四因素模型调整后收益差明显大于国外的研究结果，Diether, Malloy and Scherbina (2002) 的四因素调整后收益差为 0.62%，Wu (2006) 的相关结果为 0.53%，一种可能的解释是国内完全限制卖空和投机气氛浓重。

根据上面的分析，TURN和SIGMA对股票组合收益有明显的预测作用，那么，这两个指标对股票收益的解释作用能否完全替代？综合运用这两个指标能否发现更有力的结论？下面我们根据样本数据对T-1 月的TURN和SIGMA两个指标进行二维分组，分析各个组合T月的平均组合收益，各个组合每个月进行一次调整。^① 分析结果见表 4。

表 4 TURN 和 SIGMA 二维分组的各组合平均月收益

各个组合平均月收益率 (%)		按 SIGMA 分组					
		S1(低)	S2	S3	S4	S5(高)	S1-S5
按 TURN 分组	T1(低)	2.52	2.40	1.53	1.56	0.86	1.67*** (5.39)
	T2	2.27	2.09	2.23	1.90	1.13	1.14*** (3.65)
	T3	1.89	1.88	2.13	1.64	1.12	0.77** (2.47)
	T4	1.12	1.65	1.93	1.85	1.19	-0.07 (-0.24)
	T5(高)	1.81	1.51	1.79	0.65	0.17	1.64*** (3.33)
	T1-T5	0.71* (1.67)	0.89** (2.08)	-0.26 (-0.83)	0.91** (2.51)	0.68** (2.18)	2.35*** (9.89)

注：括号内为双尾 t 检验统计量，***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%；最右下角的数据为对角线数据第一组(T1S1)平均月收益减去第五组(T5S5)平均月收益的差额。

从表 4 可以看出，经过二维分组后，对角线上最低组合 (T1S1) 与最高组合 (T5S5) 的月收益差为 2.35% (t 值为 9.89)，明显大于一维分组时的结果。

对 TURN 和 SIGMA 二维分组后的最低与最高组合，经四因素模型调整后的结果见表 5，从表 5 可知，最低组合与最高组合的超额收益差为 1.98% (t 值为 5.26)，明显大于一维分组，说明这两个异质信念的代理指标并没有完全替代性，而且综合运用这两个指标能够发现更明显的最低最高组合收益差。

表 5 TURN 和 SIGMA 二维分组最低与最高组合对四因素模型的回归结果

二维组合	Alpha (%)	各 TURN~SIGMA 二维组合对四因素的回归系数				Adj-R ² (%)
		R _m -R _f	SMB	HML	UMD	
T1S1(低)	0.37 (1.36)	0.95*** (24.03)	0.66*** (7.36)	0.06 (0.53)	-0.15 (-1.10)	86.49
T5S5(高)	-1.61*** (-5.79)	0.97*** (27.73)	1.02*** (12.90)	0.08 (0.93)	0.31*** (2.66)	90.51
T1S1-T5S5	1.98*** (5.26)	-0.01 (-0.26)	-0.36*** (-3.22)	-0.03 (-0.23)	-0.46*** (-2.79)	8.31

注：括号中为双尾 t 检验统计量，***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%；Alpha 为回归截距项，即四因素模型所不能解释部分。

^① 二维分组的方法为先分别按TURN和SIGMA对所有数据进行分组，然后选取组合交集，比如T3S2 组合是同时满足TURN为第三组和SIGMA为第二组的数据组合。

(二) 基于横截面回归方法

下面采用 Fama-MacBeth (1973) 回归方法, 考察异质信念与股票收益在横截面上的关系。回归方程为:

$$RET_{i,T} = \beta_{i,1} \times TURN_{i,T-1} + \beta_{i,2} \times SIGMA_{i,T-1} + \beta_{i,3} \times \beta_{i,T-1} + \beta_{i,4} \times \ln(M)_{i,T-1} + \beta_{i,5} \times \ln(B/M)_{i,T-1} + \beta_{i,6} \times RET_{i,T-1} + \beta_{i,7} \times RET_{i,T-12:T-2} + \beta_{i,8} \times ILLIQ_{i,T-1}$$

被解释变量 $RET_{i,T}$ 为股票*i*在*T*月的月收益, 解释变量采用股票*i*在*T-1*月的数值。其中, β 值根据前 24 个月的股票月收益数据与市场月收益数据按CAPM计算得出; $\ln(M)$ 为股票总市值的自然对数; $\ln(B/M)$ 为帐面市值比的自然对数, 构造方法与Fama and French (1993) 相同; $RET_{12:2}$ 为前 12 个月 (*T-12*) 到前 2 个月 (*T-2*) 的平均月收益; RET_{-1} 为前一个月 (*T-1* 月) 的月收益。ILLIQ为根据Amihud (2002) 计算的非流动性指标, 用于控制股票收益的非流动性补偿, 具体计算公式为:

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{n} \sum_{d=1}^n \frac{|R_{itd}|}{VOL_{itd}} * 10^6$$

其中 R_{itd} 为股票*i*在*t*月的第*d*天的收益率, VOL_{itd} 为股票*i*在*t*月的第*d*天的成交额(元), n 为股票*i*在*t*月的交易天数^①, 为了避免分母数值太大造成ILLIQ数值非常小, 与Amihud (2002) 相同, 本文将计算结果乘以 10^6 处理。

运用 FM (Fama-MacBeth) 方法, 将每个月回归得到的系数简单平均, 结果见表 6:

表 6 股票收益与可能影响因素截面回归的 FM 计算结果

回归变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
TURN	-0.4509*** (-4.85)		-0.3435*** (-3.21)	-0.5480*** (-7.42)		-0.3721*** (-4.98)
SIGMA		-0.6220*** (-4.39)	-0.4196*** (-2.74)		-0.8403*** (-6.22)	-0.6470*** (-4.67)
β				0.0031 (1.11)	0.0036 (1.27)	0.0033 (1.15)
$\ln(M)$				-0.0039* (-1.89)	-0.0045** (-2.15)	-0.0046** (-2.16)
$\ln(B/M)$				0.0023 (1.15)	0.0027 (1.41)	0.0030* (1.69)
RET_{-1}				-0.0065 (-0.47)	-0.0111 (-0.79)	-0.0002 (-0.01)
$RET_{-12:2}$				0.0657 (1.28)	0.1179** (2.21)	0.1054** (1.96)
ILLIQ				1.2238*** (3.49)	1.6685*** (4.65)	1.3987*** (4.17)

注: 括号内为双尾 t 检验统计量, ***, **和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。

表 6 前两行分别为股票 *T* 月截面收益对 *T-1* 月的调整后换手率 TURN 和超额收益波动率 SIGMA 的回归系数。可以看出, TURN 和 SIGMA 的系数无论在单独回归或者加入控制变量后在 1% 的显著性水平下都显著为负, 说明异质信念与股票截面收益之间存在显著的负相关关系。

Litzenberger and Ramaswamy (1979) 认为, Fama-MacBeth 将所有的截面回归系数进行

^① 剔除了每个月交易天数不足 10 天的数据。

简单平均的计算方法在某些情况下不够合理,他们将回归系数分别以其方差倒数为权重求加权平均值,对偏离整体值较大的数据给予较小的权重。下面再采取 LR (Litzenberger-Ramaswamy) 回归方法进一步考察来异质信念与股票预期截面收益之间的关系。从表 7 可以看出, TURN 和 SIGMA 的系数在各种模型下都显著为负,表现出异质信念与股票截面收益的负相关关系。

表 7 股票收益与可能影响因素截面回归的 LR 计算结果

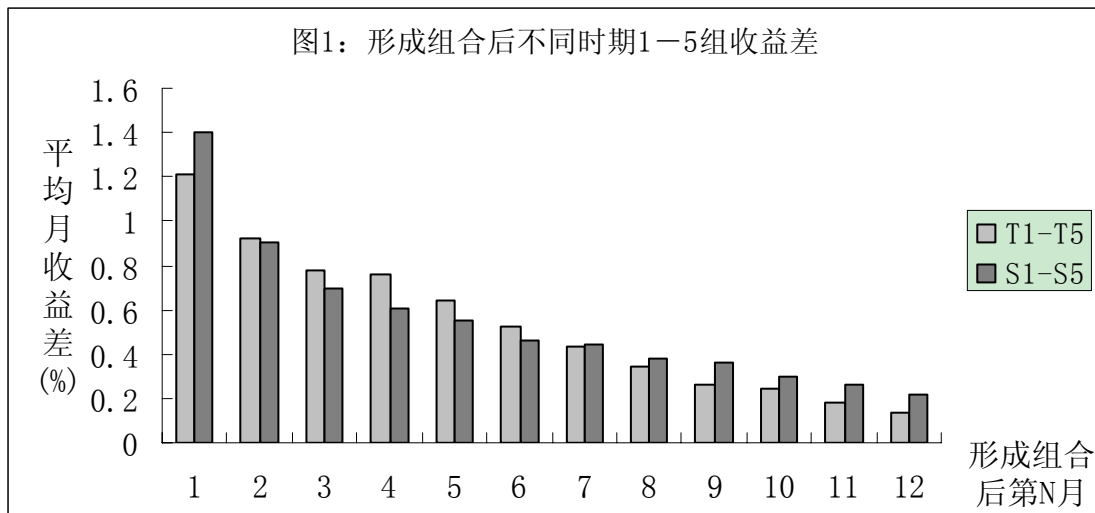
回归变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
TURN	-0.4850*** (-5.86)		-0.3630*** (-3.97)	-0.4746*** (-6.79)		-0.3343*** (-5.16)
SIGMA		-0.6167*** (-4.85)	-0.4145*** (-3.00)		-0.6399*** (-5.45)	-0.4685*** (-3.97)
β				-0.0005 (-0.22)	0.0007 (0.35)	0.0001 (0.03)
ln(M)				-0.0005 (-0.31)	-0.0007 (-0.46)	-0.0007 (-0.48)
ln(B/M)				0.0031** (2.37)	0.0023* (1.73)	0.0025** (1.99)
RET ₋₁				-0.0345*** (-2.71)	-0.0365*** (-2.74)	-0.0294** (-2.25)
RET _{-12:-2}				0.0892* (1.79)	0.1070** (2.13)	0.1023** (2.05)
ILLIQ				0.9419*** (3.53)	1.0940*** (3.89)	0.9467*** (3.60)

注: 括号内为双尾 t 检验统计量, ***, **和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。

五、稳健性检验

(一) 组合形成后不同的检验期

由异质信念和卖空限制导致的股价高估状况会在形成期之后较长一段时期内缓慢回调,图 1 给出了按 TURN 和 SIGMA 分组形成的最低组合与最高组合的收益差 1 到 12 个月变动情况。



从图1可以看出，随着时间的推移，最低最高组合收益差逐渐减少，由于真实信息的扩散变得较为充分，投资者对于股票的实际价值有了更好的判断，被高估股票的价格慢慢向其真实价值回归。相对国外研究来说，我国异质信念所造成的股票最低最高组合间收益差额更大，持续时间更长。在我国股票市场上，组合形成后第一个月的收益差均超过1.2%，而美国市场最低最高组合月收益差最大为0.79%（Diether, Malloy and Scherbina, 2002）；对美国市场的分析发现组合形成后第6个月最低最高组合的收益差降至0.4%左右，第12个月完全为零（Wu, 2006），异常收益差下降速度明显快于我国股票市场。除代理指标的选择有所不同之外，更可能是因为我国股票市场不成熟和投机气氛浓重造成股票价格过分高估，而且完全限制卖空使得高估的股票价格向真实价值的回归速度较慢。

（二）分段分析

2001年以前中国股票市场相对不成熟，以散户为主导，股价操纵行为较多；2001年以后机构投资者数量逐渐增加，大盘国有蓝筹绩优股也大量上市，市场相对走向成熟。下面将整个样本区间划分为前后两个子区间（1997年1月到2001年12月，2002年1月到2007年4月），对每个子区间进行资产组合分析和截面回归分析，结果见表8和表9。

表8 子样本区间的最低组合与最高组合收益差对四因素模型回归结果

子样本区间	组合差	Alpha (%)	各组合对四因素的回归系数				Adj-R ² (%)
			R _m -R _f	SMB	HML	UMD	
1997.01-2001.12	T1-T5	1.46*** (4.79)	0.14*** (4.01)	-0.08 (-1.39)	-0.10 (-1.46)	-0.26* (-1.91)	29.24
	S1-S5	2.20*** (4.85)	0.16*** (2.95)	-0.78*** (-3.44)	-0.25** (-2.02)	-0.82*** (-4.65)	34.62
2002.01-2007.04	T1-T5	0.98** (2.49)	-0.11*** (-3.27)	0.10 (1.08)	0.12 (0.92)	0.30* (1.93)	21.56
	S1-S5	1.22*** (3.56)	-0.09** (-2.13)	-0.01 (-0.12)	0.51*** (3.70)	-0.01 (-0.06)	15.86

注：括号内为双尾t检验统计量，***、**和*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。

如表8所示，两个子样本区间的异质信念代理指标最低组合与最高组合的收益差不能完全由四因素模型所解释，截距项Alpha仍然非常显著。从区间前后来看，后一个区间的异常收益差Alpha比前一个区间有明显的降低，原因可能是我国自2001年以后，从信息的公开效率、机构投资者队伍的壮大和投资者投资理念的成熟等方面来说有较大的进步，在一定程度上减小了由于异质信念所带来的股价过分高估问题。

表 9 子样本区间的月收益对可能影响因素的截面回归分析结果

回归变量	1997.01-2001.12		2002.01-2007.04	
	FM 回归	LR 回归	FM 回归	LR 回归
TURN	-0.3977*** (-3.09)	-0.2865*** (-2.62)	-0.3512*** (-4.03)	-0.3497*** (-4.18)
SIGMA	-0.8007*** (-3.37)	-0.6687*** (-3.34)	-0.5222*** (-3.25)	-0.4039*** (-2.67)
β	-0.0012 (-0.37)	-0.0021 (-0.90)	0.0069 (1.57)	0.0008 (0.26)
ln(M)	-0.0117*** (-3.48)	-0.0088*** (-3.32)	0.0012 (0.50)	0.0018 (0.99)
ln(B/M)	0.0018 (0.55)	0.0035 (1.33)	0.0040** (2.16)	0.0022 (1.52)
RET ₋₁	0.0341** (2.09)	0.0068 (0.44)	-0.0280 (-1.30)	-0.0411** (-2.22)
RET _{-12:-2}	0.0636 (1.15)	0.0291 (0.67)	0.1394 (1.61)	0.1259* (1.70)
ILLIQ	1.6887*** (4.36)	1.9429*** (4.10)	1.3506*** (3.21)	1.3028*** (3.31)

注：括号内为双尾 t 检验统计量，***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。

表 9 中的 TURN 和 SIGMA 的回归系数在两个子样本区间和用不同的回归方法中都显著为负，进一步表明了异质信念与股票预期截面收益呈负相关关系。

(三) 市值权重平均收益

上文对于各个组合平均收益采取组合内所有股票等权重简单平均计算。Fama (1998) 指出，等权重平均发现的一些异常收益用市值权重研究时并不非常显著，表 10 给出了用流通市值权重加权的计算结果。

表 10 用流通市值权重计算最低组合与最高组合收益差及对四因素模型回归结果

最低最高 组合差	组合月收 益差(%)	各组合流通市值权重平均月收益对四因素模型进行回归					Adj- R ² (%)
		Alpha (%)	R _m -R _f	SMB	HML	UMD	
T1-T5	0.82*** (6.60)	0.74*** (2.62)	-0.08* (-1.93)	-0.06 (-0.69)	0.05 (0.57)	-0.13 (-1.16)	2.33
S1-S5	1.07*** (8.04)	1.19*** (3.51)	-0.06 (-1.42)	-0.42*** (-4.35)	-0.10 (-0.87)	-0.63*** (-4.37)	19.36

注：括号内为双尾 t 检验统计量，***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。

从表 10 可以看出，在用流通市值权重平均的计算方法下，最低异质信念组合与最高异质信念组合之间同样存在显著的收益差：T1-T5 月收益差为 0.82%，S1-S5 月收益差为 1.07%。在经过四因素模型调整后的截距项 Alpha 也证明了组合间存在四因素模型无法解释的收益差。

六、结论

本文以经调整后的换手率和收益波动率作为投资者异质信念的代理指标，分别运用资

产组合分析法和截面收益回归方法,直接验证了在中国股票市场上投资者异质信念对股票收益的影响。我们发现:

第一,在中国股票市场上,投资者异质信念与股票未来收益之间存在显著负相关关系,这一结论在控制了市场风险、公司规模、帐面市值比和动量四因素后依然成立。我们的发现支持了基于异质信念和卖空限制假设的资产定价理论,也与美国股票市场的实证研究结论基本一致。

第二,与美国股票市场相比,在中国股票市场上异质信念对股票预期收益的影响程度更大,且持续时间更长,这可能是由于中国股票市场严格限制卖空,市场投机氛围较重和投资者理念不成熟等因素所致。

Varian (1985) 证明,异质信念只有与卖空限制相结合时才会导致股价的高估,因此,引入融资融券制度和促进权证、期权、股指期货等金融衍生产品的发展,以此增加投资者卖空机会,有助于在一定程度上解决我国股票市场的高估问题。

参 考 文 献

- [1] 陈国进、王景, 2007: 异质信念与金融异象研究最新进展,《经济学动态》, 2007 年第 9 期。
- [2] 高峰、宋逢明, 2003: 中国股市理性预期的检验,《经济研究》2003 年第 3 期, 第 61—69 页。
- [3] 王凤荣、赵建, 2006: 基于投资者异质性信念的证券定价模型,《经济管理》2006 年 9 月第 18 期, 第 41—46 页。
- [4] 张维、张永杰, 2006: 异质信念、卖空限制与风险资产价格,《管理科学学报》2006 年 8 月第 9 期, 第 58—64 页。
- [5] 张圣平, 2002: 《偏好、信念、信息与政权价格》, 上海人民出版社, 第 2—4 页。
- [6] 张峥、刘力, 2006: 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 4 月第 5 卷第 3 期, 第 871-892 页。
- [7] Amihud, Y. , 2002, “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects”, *Journal of Financial Markets* 5: 31-56.
- [8] Benston, G. and R. Hagerman, 1974, “Determinants of Bid-ask Spreads in the Over-the-counter Market”, *Journal of Financial Economics* 1: 353-364.
- [9] Boehme, R., B. Danielsen, and S. Sorrescu, 2005, “Short-sale Costs, Differences of Opinion and Overvaluation”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Forthcoming.
- [10] Branch, B. and W. Freed, 1977, “Bid-asked Spreads on the AMEX and the Big Board”, *Journal of Finance* 32: 159-163.
- [11] Carhart, M. , 1997, “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *Journal of Finance* 52: 57-82.
- [12] De Bondt, W. and R. Thaler, 1985, “Does the Stock Market Overreact?”, *Journal of Finance* 40: 793-805.
- [13] Diether, K. , C. Malloy and A. Scherbina, 2002, “Differences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns”, *Journal of Finance* 5: 2113-2141.
- [14] Doukas, J. , C. Kim, and C. Pantzalis, 2004, “Divergent Opinions and the Performance of Value Stocks”, *Financial Analysts Journal* 60: 55-64.
- [15] Fama, E. and J. Macbeth, 1973, “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy* 81: 607-636.
- [16] Fama, E. and K. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”,

Journal of Financial Economics 33: 3-56.

- [17] Fama, E. , 1998, “Market Efficiency, Long-term Returns and Behavioral Finance”, *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.
- [18] Gao, Y. , C. Mao, and R. Zhong, 2006, “Divergence of Opinion and Long-term Performance of Initial Public Offerings”, *The Journal of Financial Research* 29: 113-129.
- [19] Garfinkel, J. and J. Sokobin, 2006, “Volume, Opinion Divergence and Returns: A Study of Post-earnings Announcement Drift”, *Journal of Accounting Research* 44: 85-111.
- [20] Wu, G. , 2006, “Divergence of Opinion, Arbitrage Costs and Stock Returns”, Working Paper.
- [21] Goetzmann, W. and M. Massa, 2005, “Dispersion of Opinion and Stock Returns”, *Journal of Financial Markets* 8: 325-350.
- [22] Harrison, M. and D. Kreps, 1978, “Speculative Investor Behavior in a Stock Market with Heterogeneous Expectations”, *Quarterly Journal of Economics* 92: 323-336.
- [23] Hong, H. , J. Scheinkman, and W. Xiong, 2006, “Asset Float and Speculative Bubbles”, *Journal of Finance* 61: 1073-1117.
- [24] Hong, H. and J. Stein, 2007, “Disagreement and the Stock Market”, *Journal of Economic Perspectives* 21: 109-128.
- [25] Lee, C. , A. Shleifer, and R. Thaler, 1991, “Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle”, *Journal of Finance* 46: 76-110.
- [26] Loughran, T. and J. Ritter, 1995, “The New Issues Puzzle”, *Journal of Finance* 50: 23-51.
- [27] Litzenberger, R. and K. Ramaswamy, 1979, “The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Financial Economics* 7: 163-195.
- [28] Miller, E. , 1977, “Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion”, *Journal of Finance* 32: 1151-1168.
- [29] Rozeff, M. and W. Kinney, 1976, “Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns”, *Journal of Financial Economics* 3: 379-402.
- [30] Scheinkman, J. and W. Xiong, 2003, “Overconfidence and Speculative Bubbles”, *Journal of Political Economy* 111: 1183-1219.
- [31] Shalen, C. , 1993, “Volume, Volatility, and the Dispersion of Beliefs”, *Review of Financial Studies* 6: 405-434.
- [32] Shiller, E. , 2003, “From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance”, *The Journal of Economic Perspectives* 17: 83-104.
- [33] Varian, H. , 1985, “Divergence of opinion in complete markets: A note,” *Journal of Finance* 40:309-317.

Heterogeneous Beliefs and Stock Returns:

Evidence from China’s Stock Markets

CHEN Guojin HU Chaofan WANG Jing

Abstract: Using the Chinese stock markets data from 1997 to 2007, we find a negative relationship between the investors’ heterogeneous beliefs and future stock returns. This relationship still holds even after we adjust it by FF 4-factor model. Compared with the stock market in US, the overvaluation problem is more severe in China. Our finding supports the asset

pricing theory based on the heterogeneous beliefs and short- sale constraints. The policy implication of our finding is that the introduction of short-sale helps to overcome the overvaluation in Chinese stock markets.

Key words: Heterogeneous beliefs, Short-sale constraints, Stock returns.