

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2024.04.008

# 投资者非理性与中国股票异象<sup>①</sup>

——基于异质信念的视角

李林波<sup>1</sup>, 刘维奇<sup>2\*</sup>, 贺亚楠<sup>1</sup>, 翟晓英<sup>2</sup>

(1. 山西财经大学会计学院, 太原 030006; 2. 山西大学管理与决策研究所, 太原 030031)

**摘要:** 投资者非理性是影响资产价格形成的一个重要因素,为检验投资者非理性特征对股票异象的影响,本研究利用1997年—2020年的股票交易数据,基于异质信念指标的构建思路构建了一个非理性信念指标,并实证探究了该指标对股票异象的影响. 结果发现,非理性信念对未来收益具有负向预测能力;为了检验该指标对异象收益的解释能力,本文构建了一个包含市场因子(MKT)、规模因子(SMB)和信念因子(FMG)的信念因子模型,并复制了市场摩擦类、动量反转类、价值成长类、投资类、盈利类和无形资产类等102个股票异象,使用CAPM模型、FF-5模型、CH-3模型和信念因子模型对比发现,无论是调整的 $\alpha$ 值显著性还是GRS检验结果,信念因子模型都具有相对优势,说明非理性信念可能是导致股票异象形成的主要因子.

**关键词:** 非理性信念; 股票异象; 因子定价模型; 异质信念

**中图分类号:** F830.9; F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2024)04-0142-17

## 0 引言

投资者非理性是制约中国资本市场健康稳定发展的重要挑战之一,是导致股价剧烈波动、市场错误定价的一个主要因素,严重时甚至会出现整体性的恐慌式暴跌. 2015年上证指数从5178.19点暴跌至2884点,下跌幅度超过44%,这种远超正常表现的流动性踩踏危机<sup>[1]</sup>给整个社会带来了难以估量的损失. 党的十九大报告提出“健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线”的工作目标. 因此深入探讨投资者非理性对资本市场的影响机制,进一步揭示投资者非理性的经济后果,具有重要的科学意义.

投资者非理性,揭示了资本市场上投资者在股票交易中存在的认知偏差程度<sup>[2,3]</sup>,这种认知

偏差包括代表性偏差,过度自信,自私偏差,后见之明,恐慌情绪,羊群行为,幸存者偏见,金钱幻觉,厌恶损失,处置效应,控制幻觉,保守主义,自恋行为等. 所以,从投资者非理性的表现看,非理性更高的投资者通常对风险资产的未来收益具备更大的有偏信念<sup>[4]</sup>,导致持有这种信念的投资者更多的关注市场噪音而非价值信息,导致股票价格持续背离基本价值,最终使得资本市场上出现了经典资产定价理论难以解释的错误定价现象,即股票异象(anomalies)<sup>[4-6]</sup>.

中国资本市场的特殊性为研究上述关系提供了一个现实背景. 长期以来,非理性投机严重、暴涨暴跌异象频发一直是困扰中国股市稳定发展的两大“顽疾”. 来自证监会和中国证券投资基金业协会的数据显示,截止2020年末A股市场的自

① 收稿日期: 2020-11-27; 修订日期: 2022-06-19.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(72372093; 71971131); 国家社会科学基金资助项目(15BJY164); 教育部人文社会科学基金资助项目(22YJC790058); 山西省高等学校哲学社会科学基金项目(2021W43); 山西省科技战略研究专项重点项目(202204031401008).

通讯作者: 刘维奇(1963—), 男, 山西忻州人, 博士, 教授, 博士生导师, Email: liuwq@sxu.edu.cn

然人投资者账户数量占比达到 99.76%;从持股比例看,个人投资者持股占比是机构投资者的 1.35 倍;从日交易额看,个人投资者的交易量占到 85%,而机构投资者仅占 15%。这种以“散户”为主的投资者结构更容易揭示投资者的非理性特征,相对于机构投资者在信息渠道、处理能力和交易水平上的优势,中小投资者的交易能力受到套利空间、认知能力、交易能力、注意力有限等条件制约<sup>[7-10]</sup>,投资预期更容易出现非理性和认知偏差,使得资本市场股票异象频发。

基于上述背景,借鉴异质信念指标的构建思路<sup>[11,12]</sup>,本文使用一个换手率分离模型将外生流动性和基本价值驱动的交易行为剥离后的交易行为衡量投资者的非理性信念,研究投资者的非理性信念能否预测股票收益;进一步在此基础上构建了一个信念因子定价模型,研究投资者的非理性信念能否解释中国资本市场的 102 个股票异象。

本研究主要贡献在以下几个方面:第一,从实证角度揭示了投资者非理性信念对股票异象的解释能力,股票异象的形成原因一直是当前学术界研究的热点<sup>[13-20]</sup>,基于中国股票市场的特点,借鉴异质信念的度量方法<sup>[11,12]</sup>构建了投资者非理性信念指标,并使用因子模型回归和 GRS 检验发现投资者非理性是股票异象形成的重要原因,该结论为解释股票异象提供了行为金融的理论依据,丰富了行为金融学 and 实证资产定价研究的相关文献;第二,借鉴相关文献,复制了中国股票市场的 102 个股票异象,较为全面的探讨了中国股票市场的定价异象,丰富了股票异象的相关研究。

## 1 文献综述

### 1.1 异质信念指标的构建方法研究

投资者非理性一直是行为金融学领域关注的热点,但如何衡量中国股市的投资者非理性特征依然缺乏一个统一指标。为此,武佳薇等<sup>[21]</sup>使用投资者情绪表示非理性信念,而本文试图从异质信念的角度进行投资者非理性信念的研究,具体思路为将投资者交易行为中背离基本价值的那部分剥离出来作为非理性信念的衡量指标。

当前,使用市场交易数据构建异质信念指标

的方法主要有:分析师预测分歧<sup>[22,23]</sup>、超额收益波动率<sup>[24,25]</sup>和基于换手率指标<sup>[26-28]</sup>三种。特别是 Garfinkel 和 Sokobin<sup>[11]</sup>、Garfinkel<sup>[29]</sup>和朱宏泉等<sup>[12]</sup>等学者使用计量方法,从换手率中剔除已知影响因素,把剩下的不可解释部分作为异质信念指标,构建了调整的额外换手率和标准化异常交易量等指标表示异质信念。

因此,本文借鉴基于换手率分离模型的构建方法,剔除了受外生流动性和基本价值驱动的交易行为,将剩下的部分作为投资者非理性的衡量指标,称之为非理性信念。这种构建思路也揭示了异质信念和非理性信念之间的不同之处:异质信念揭示了乐观和悲观投资者之间的信念差异,而非理性信念是指投资者受非价值信息导致的交易信念,是一种特殊的异质信念。

另外,针对异质信念定价的研究,一些学者<sup>[11,12,23,25,30-35]</sup>均发现当期异质信念越高乐观投资者的购买预期越高,高估了股票的未来价格,导致投资者的过度交易并推高了当期股票价格,但在长期内股票价格回归正常,导致负的未来收益。也有文献发现异质信念能够解释股票市场中的资产定价异象以及宏观经济异象<sup>[37,38]</sup>,Hibbert 等<sup>[5]</sup>使用股票增发事件实证发现,投资者异质信念能够解释收益波动率之谜;Atmaz 和 Basak<sup>[36]</sup>使用一个离散信念的动态资产定价模型,发现面临乐观信息时信念离散程度增加导致平均收益率上升、股票波动性和交易量增加。

### 1.2 针对股票异象的研究现状

股票异象,也称之为股票定价异象或股票市场异象,主要是指在资本市场上使用经典定价理论难以解释的超额收益现象。近年来越来越多研究试图使用因子定价模型解释股票市场存在的大量股票异象,特别是 Hou 等<sup>[14]</sup>使用美国股票市场数据复制了 447 个股票异象。Hou 等<sup>[15]</sup>从公司投资视角提出了  $q$  因子模型,发现可以解释 35 个股票异象中的 30 个股票,而 Carhart 四因子模型和 Fama-French 三因子模型分别解释了 19 个股票和 27 个股票。Stambaugh 和 Yuan<sup>[16]</sup>构建了一个误定价四因子模型,研究发现该模型可以解释 Hou 等<sup>[15]</sup>提出的 73 个股票异象中的 51 个股票。Daniel 等<sup>[17]</sup>构建了一个行为三因子模型,包含了过度自信和有限注意力造成的错误定价,和主流模

型进行对比,该模型可以解释35个股票中的34个股票。

针对中国资本市场股票异象的研究中,屈源育等<sup>[39]</sup>和Liu等<sup>[18]</sup>探讨了壳溢价(或“壳污染”)的定价影响。剔除了“壳污染”后,Liu等<sup>[18]</sup>构建的CH-3因子模型对组合收益、股票异象的解释能力明显提高,“壳溢价”反映了中国股票市场的管制风险特征。但是,当前尚未发现使用因子定价模型解释大量中国股票市场异象的研究,仅有李斌等<sup>[19]</sup>使用机器算法检验了96个股票异象的存在性。

因此,基于上述研究现状,本文借鉴了Hou等<sup>[15]</sup>的股票异象的计算方法,复制了102个股票异象,使用信念因子模型解释股票异象。

## 2 非理性信念与股票收益

### 2.1 样本数据与来源

本文选取了A股上市公司1997年1月~2020年12月的月度交易数据,剔除了金融类企业样本、ST样本、交易月数少于60个月样本、上市首月收益、数据缺失和数值异常的样本,最后得到了2725家上市公司和359348个月度交易数据。数据来源于CSMAR数据库和锐思数据库。

### 2.2 非理性信念的度量

如何衡量投资者的非理性特征一直是行为金融学领域关注的焦点,学者们先后提出了投资者认知偏差、股市过度反应与反应不足、外推行为、投资者情绪和异质信念等概念。上述指标都可以从一定程度上反映投资者的非理性特征,但尚无文献系统衡量投资者非理性信念指标。

刻画投资者非理性信念的重点在于选择合理的构建方法,一部分学者使用获取的投资者调查数据和微观交易数据进行构建;一部分学者使用市场指标进行构建,例如投资者情绪。本节借鉴Garfinkel和Sokobin<sup>[11]</sup>以及朱宏泉等<sup>[12]</sup>的方法,使用换手率分离模型构建了投资者非理性信念,投资者的交易行为由三种因素驱动:第一种因素是投资者外生的流动性需求;第二种是基于企业基本价值驱动的理性交易行为;第三种是与基本价值无关的非理性信念,如

$$TO_{i,t} = E[trading | Eliq] + E[trading | D] + E[trading | IRB] \quad (1)$$

其中 $E[trading | \cdot]$ 表示由不同信念驱动的交易, $TO$ 表示一只股票的整体交易行为,使用月换手率代替。

对投资者的外生流动性需求( $Eliq$ )的界定,Tkac<sup>[40]</sup>发现个股交易与市场层面交易存在相关性,证明了外生性流动性需求的存在,并提出了一个分离个股非正常交易活动的方法;Garfinkel<sup>[29]</sup>在构建异质信念指标时进一步刻画了企业层面和市场层面的交易行为,并分离出市场层面的换手率作为异质信念指标。在上述研究的基础上,使用下式

$$E[trading | Eliq] = mean(TO_{i,t-1} - TO_{M,t-1}, \dots, TO_{i,t-12} - TO_{M,t-1}) \quad (2)$$

其中 $TO_{i,t}$ 表示一只股票 $i$ 在 $t$ 月的换手率, $TO_{M,t}$ 表示 $t$ 月的市场换手率。

针对基本价值驱动的投资者理性信念 $E[trading | D]$ 的界定。首先,对于股票的基本价值指标,本节选择了财务指标和特征指标进行检验,前者包括盈利指标(净资产收益率 $roa$ <sup>[41]</sup>)、投资指标(总资产增长率 $inv$ <sup>[41]</sup>)和现金流指标(企业现金流期末余额与上一期期末总资产比值 $cash$ )三种。针对特征指标,账市比( $BM$ )指标能够反映了企业的财务困境,高 $BM$ 的企业通常是盈利和销售等基本面表现不佳的公司且财务状况较脆弱;Fama & French<sup>[42]</sup>发现小规模企业的经营风险更高,而大规模企业反之,Liu等<sup>[18]</sup>发现中国市场的非理性信念反映了壳价值,因此本节选取账市比( $BM$ )指标、股票规模( $size$ )作为基本价值的特征指标。

然后,针对上述5个指标是否反映中国股市企业的基本价值,本节进一步验证<sup>②</sup>发现,除账市比指标外的其他4个指标均对股票收益和换手率具有显著影响,说明上述4个指标是驱动股票交易行为的指标(即可以影响投资者的交易信念)。因此,最终选择了净资产收益率 $roa$ 、总资产增长率 $inv$ 、现金流指标 $cash$ 、股票规模 $size$ 等4个指标作为基本价值指标。

最后,计算 $E[trading | D]$ 值,第一步将基本价值指标收益化,第二步使用收益化的基本价值

② 验证结果可向作者索要。

指标计算基本价值驱动的股票交易活动. 第一步, 基本价值收益化的过程中使用了滚动窗口模型, 窗口期为 36 个月, 如式(3)所示, 将过去 36 个月的股票收益和上述 4 个指标进行回归, 使用回归得到的系数  $\beta$  与对应的基本价值指标相乘, 得到月度的基本价值收益化指标  $R_{i,t-1}^j$

$$R_{i,t-35} = \alpha + \beta_1 size_{i,t-1,t-36} + \beta_2 roa_{i,t-1,t-36} + \beta_3 inv_{i,t-1,t-36} + \beta_4 cash_{i,t-1,t-36} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

将基本价值收益化指标与换手率指标进行回归, 如式(4)所示, 将得到的回归系数  $\gamma_i$  与相应的基本价值收益化指标相乘, 加总得到由基本价值驱动的交易  $E[trading|D]$

$$TO_{i,t} = \alpha + \gamma_{1,i} R_{i,t-1}^{size} + \gamma_{2,i} R_{i,t-1}^{roa} + \gamma_{3,i} R_{i,t-1}^{inv} + \gamma_{4,i} R_{i,t-1}^{cash} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中  $E[trading|D] = \gamma_{1,i} R_{i,t-1}^{size} + \gamma_{2,i} R_{i,t-1}^{roa} + \gamma_{3,i} R_{i,t-1}^{inv} + \gamma_{4,i} R_{i,t-1}^{cash}$

最后, 将得到的  $E[trading|Eliq]$  和  $E[trading|D]$  代入式(1)中, 最后得到非理性信念的代理指标  $E[trading|IRB]$ .

相对于 Garfinkel 和 Sokobin<sup>[11]</sup>、朱宏泉等<sup>[12]</sup>使用三因子模型<sup>[13]</sup>定义基本价值信息, 本节的非理性信念指标借鉴了相关文献成果和实证检验, 证明了净资产收益率  $roa$ 、总资产增长率  $inv$ 、现金流指标  $cash$ 、股票规模  $size$  等 4 个指标可以作为

基本价值指标, 进而分离出了投资者的非理性信念, 该指标的构建在一定意义上拓展了股票基本价值的量化研究.

### 2.3 其他变量与描述性统计

本文还构建了其他指标, 包括: 贝塔 ( $beta$ ), 按照 CAPM 模型使用当月个股日超额收益和市场超额收益回归得到, 使用一年期存款利率作为无风险利率; 规模 ( $size$ ), 当月对数化的股票流通市值; 盈余价格比 ( $e/p$ ), 市盈率的倒数; 流动性 ( $illiq$ ), 借鉴 Amihud<sup>[43]</sup>方法, 先计算个股的日不流动性, 再计算月内每日数值的算术平均得到股票流动性指标; 资产收益率 ( $roa$ ), 当期净利润除以  $t-1$  期总资产的比值; 投资水平 ( $inv$ ), 使用  $t-1$  期的总资产增长除以  $t-2$  期总资产的比值表示; 现金流水平 ( $cash$ ), 使用当期现金流余额除以  $t-1$  期总资产的比值表示; 每股盈余 ( $eps$ ), 税后利润与股本总数的比值.

表 1 给出了主要变量的描述性统计结果, 结果显示, 投资者非理性信念 ( $IRB$ ) 的均值为 0.003, 中位数为 -0.307, 均值大于中位数, 说明投资者非理性信念指标为右偏特征, 投资者的非理性信念较为明显, 也验证了中国资本市场的非理性特征较为严重; 另外, 其他指标的描述统计结果和 A 股市场的典型特征相吻合, 保证了样本数据的一般性.

表 1 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量	Mean	Std.	Min	Median	Max
$IRB$	0.003	0.993	-4.721	-0.307	16.330
$beta$	0.731	0.510	-4.566	0.877	10.764
$size$	13.079	16.150	1.212	22.149	65.320
$e/p$	0.020	0.054	-4.762	0.020	0.787
$mom$	0.002	0.015	0.000	0.001	3.897
$illiq$	0.022	0.066	-8.753	0.017	0.713
$roa$	0.210	1.754	-0.981	0.079	128.829
$Inv$	-0.001	0.071	-1.274	-0.001	0.970
$Cash$	0.165	0.338	-4.410	0.090	13.440
$eps$	0.731	0.510	-4.566	0.877	10.764

### 2.4 投资组合分析

使用投资组合检验非理性信念与横截面收益的关系. 表 2 前三列给出了等权和流通市值加权条件下信念指标的投资组合收益. 在  $t$  月初, 将所有样本按照  $t-1$  月的非理性信念指标进行排序,

按五分位数将股票样本分为五组, 得到每组的等权收益和市值加权收益, 并将最高组 ( $High$ ) 和最低组 ( $Low$ ) 的收益之差, 作为  $t$  月的组合收益, 其中括号中为  $t$  统计量. 另外, Liu 等<sup>[18]</sup>发现规模 ( $size$ ) 和价值 ( $e/p$ ) 是影响中国股市定价的重要

因素,所以本节使用  $size$  和  $e/p$  进行双变量分组,在  $t$  月初,按照  $t-1$  月的  $size$  (或  $e/p$ ) 分为三组 ( $S, M, B$  或  $G, M, V$ ), 在每一个分组中再按照非理性信念指标分为五组,得到每组  $t$  月末组合收益 ( $High-Low$ ),表 2 后六列给出了双变量分组结果。

从表 2 的单变量分组发现,等权分组中的最低值 (0.4%) 出现在最高信念组 ( $High$ ),最低信念组的组合收益为 1.5%,信念组合收益 ( $High-Low$ ) 为 -1.0% 且在 1% 水平下显著. 而市值加权分组中  $IRB$  组合收益 ( $High-Low$ ) 为 -0.2% 且在 1% 水平下显著,上述结果说明基于投资者非理性信念的投资组合能够获得显著的超额收益。

从表 2 后六列的双变量分组发现,小规模 ( $S$ ) 和中规模 ( $M$ ) 组中  $IRB$  组合收益在 1% 水平

下显著,在大规模 ( $B$ ) 组合中收益率仅为 -0.5% 且并不显著 ( $t$  统计量仅为 -1.12),说明非理性信念可能存在于中小规模股票中,而大规模的股票在交易中无法体现投资者的非理性信念,中国资本市场中规模较大的上市公司中小投资者对股票价格的影响程度较小,而规模较小的上市公司股价会显著受到中小投资者非理性特征的影响. 另外,收益价格比 ( $e/p$ ) 的双变量分组发现,增长组 ( $G$ )、中等组 ( $M$ ) 和价值组 ( $V$ ) 中非理性信念组合收益分别为 -1.5%、-0.8% 和 -0.8%,且都在 5% 水平下显著,这种依次递减的现象说明增长股的非理性信念更加显著. 由于增长股大部分属于新兴企业,未来预期高,投资者更愿意“炒作”,导致出现了更大的非理性信念。

表 2 投资组合收益

Table 2 Portfolio returns

	单变量分组		双变量分组					
	$IRB$		$size$			$e/p$		
	$R^{EW}$	$R^{VW}$	$S$	$M$	$B$	$G$	$M$	$V$
$Low$	0.015	0.010	0.030	0.015	0.006	0.014	0.012	0.019
2	0.017	0.014	0.023	0.016	0.010	0.014	0.015	0.020
3	0.016	0.014	0.021	0.014	0.011	0.013	0.015	0.018
4	0.013	0.012	0.020	0.011	0.009	0.011	0.012	0.017
$High$	0.004	0.008	0.008	0.001	0.001	-0.001	0.004	0.010
$H-L$ ( $t$ -value)	-0.010 *** (-3.34)	-0.002 *** (-3.52)	-0.022 *** (-7.79)	-0.014 *** (-4.54)	-0.005 (-1.41)	-0.015 *** (-4.04)	-0.008 ** (-2.36)	-0.008 *** (-3.20)

### 2.5 Fama-Macbeth 回归结果

上节的投资组合方法难以控制可能影响股票收益的其他变量,为了进一步确定非理性信念指标的定价结果,本节利用 Fama-MacBeth 回归方法控制了包括贝塔、规模、收益价格比、流动性、资产收益率、投资水平、现金流水平和每股盈余等指标,回归结果如表 3 所示。

表 3 依次加入控制变量,在回归结果 (3) 中加入全部控制变量后非理性信念 ( $IRB$ ) 的系数为 -0.007 且在 1% 水平下显著 ( $t$  统计量为 -5.13),投资者的非理性信念与未来一期收益负相关,非理性信念对未来收益具有负向预测作用. 从其他变量看,前四列中贝塔  $beta$ 、规模  $size$ 、收益价格比  $e/p$ 、流动性  $illiq$  和资产收益率  $roa$ 、投资水平  $inv$ 、现金流水平  $cash$  和每股盈余  $eps$  等指标的回归系数全部显著,说明上述指标是影响

股票收益的重要因素。

表 3 的后两列给出了崩盘 (熊市) 时期和暴涨 (牛市) 时期的回归结果,针对两个特殊时期的界定,本文使用连续市场月收益高于 20% 的样本区间表示暴涨样本时期,使用连续市场月收益低于 20% 的样本区间表示崩盘样本时期,这种方法衡量的样本期包含了 2008 年和 2015 年两次市场暴涨暴跌时期。

结果发现极端市场条件下非理性信念对未来收益依然具有显著 ( $t$  统计量分为 -24.10 和 -2.57) 影响,  $IRB$  系数 (-0.023 和 -0.006) 说明崩盘样本条件下投资者非理性信念的影响更大,特别是控制变量作为其他的定价因素指标,在极端市场条件下的大部分不显著,所以投资者非理性信念可能对极端市场情景下资产定价有更重要的作用。

表3 Fama-Macbeth 横截面回归结果  
Table 3 The results of Fama-Macbeth regressions

变量	(1)	(2)	(3)	熊市	牛市
<i>_cons</i>	0.013 ** (2.17)	0.015 ** (2.16)	0.013 (1.81)	-0.041 *** (-21.60)	0.113 *** (5.75)
<i>IRB</i>	-0.006 *** (-4.65)	-0.007 *** (-5.15)	-0.007 *** (-5.13)	-0.023 *** (-24.10)	-0.006 ** (-2.57)
<i>beta</i>		-0.002 (-1.04)	-0.001 (-0.36)	-0.004 ** (-2.26)	-0.001 (-0.15)
<i>size</i>		0.000 (-0.33)	-0.000 (-0.66)	0.000 (1.15)	0.000 (-3.60)
<i>e/p</i>		0.006 (0.23)	0.001 (0.03)	-0.110 *** (-4.16)	0.050 (0.77)
<i>illiq</i>			1.301 *** (3.69)	-0.183 *** (-3.67)	0.846 (0.94)
<i>roa</i>			0.265 *** (5.53)	-0.070 *** (-3.73)	0.130 (1.02)
<i>inv</i>			0.003 *** (2.95)	0.001 (1.05)	0.003 (1.02)
<i>cash</i>			0.015 *** (4.42)	0.039 *** (3.32)	0.010 (0.89)
<i>eps</i>			-0.014 *** (-3.42)	0.029 *** (8.31)	-0.020 ** (-1.79)
<i>obs.</i>	359 348	359 348	359 348	31 288	40 343
Adj_R <sup>2</sup>	0.000 8	0.017 9	0.029 1	0.045 4	0.014 7

### 3 信念因子模型和股票异象

非理性信念是否是一个被忽略的定价因子?本节借鉴国内外衡量定价因子的方法,构建了一个信念三因子模型,并与其他主流模型比较,解释中国股票市场上102个股票异象。

#### 3.1 信念因子模型的构建

从表2的双变量分组发现,非理性信念并不能完全解释规模较大股票的收益,所以加入规模因子,构建了一个包含市场因子、规模因子和信念因子在内的信念(B-3)因子模型:市场因子(*MKT*)使用所有样本的市值加权收益率减去无风险利率(一年期存款利率)表示。规模因子和信念因子借鉴Liu等<sup>[18]</sup>的构建方法,首先在*t*月初,剔除上一个月股票规模在30%下股票样本,确保无“壳污染”的影响;其次,将剩下的股票样本按

照股票规模的中位数分为高规模组(*B*,最高50%)和低规模组(*S*,最低50%);然后,再将同样的样本按照非理性信念指标的大小分为贪婪组(*G*,最高30%)、中性组(*M*,中间40%)和恐慌组(*F*,最低30%)。最后,将上述组别进行交互得到6组:*S/G*,*S/M*,*S/F*,*B/G*,*B/M*,*B/F*,并按照式(5)得到规模因子(*SMB*)和信念因子(*FMG*)

$$SMB = \frac{1}{3}(S/G + S/M + S/F) - \frac{1}{3}(B/G + B/M + B/F)$$

$$FMG = \frac{1}{2}(S/F + B/F) - \frac{1}{2}(S/G + B/G) \quad (5)$$

为了对比信念因子模型与其他主流模型的解释能力,本文进一步构建了CAPM模型、FF-5模型和CH-3模型。另外,针对股票异象,本文复制了102个股票异象<sup>③</sup>。在异象收益解释上,参考

③ 定价模型和股票异象的构建方法请向作者索要。

Stambaugh 和 Yuan<sup>[16]</sup>研究方法,如式(6)所示,作为回归的因变量

$$R_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_{i,j} F_{j,t} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

其中  $R_{i,t}$  是异象月度收益,  $F_{j,t}$  是给定模型中的  $K$  个因子,包括 CAPM 因子模型、FF-5 因子模型、CH-3 因子模型和信念因子模型。

### 3.2 非理性信念与市场摩擦类异象

表 4 给出了因子定价模型与市场摩擦类异象的实证结果,Panel A 中,25 个市场摩擦类异象的  $H-L$  收益结果发现, $t$  统计量大于 1.96 的异象有 17 个,占比为 68%,说明中国股票市场上市场摩擦异象对资产定价的影响较为明显,这些市场摩擦异象可能是驱动股票市场上投资者交易及价格的形成的重要因素。

本节使用调整的  $alpha$  值显著性和  $alpha$  绝对值大小两个方面表示因子模型的定价能力。对于 CAPM 模型,在 17 个  $alpha$  值显著股票异象中,CAPM 模型调整后  $alpha$  值除  $beta$  异象外依

然全部显著, $beta$  异象指标源于 CAPM 模型,因此该模型可能具有显著解释能力,从  $alpha$  绝对值的大小来看,在 25 个股票异象收益中 19 个 CAPM 模型调整后  $alpha$  绝对值出现了明显的降低;对于 FF-5 模型,17 个  $alpha$  显著异象有 16 个股票异象  $alpha$  值显著,而 25 个股票异象收益中 18 个  $alpha$  绝对值出现了明显的降低,因此并未发现 CAPM 模型和 FF-5 模型对市场摩擦类异象具有明显的解释能力。

从 CH-3 模型调整的  $alpha$  值显著性看,25 个股票异象中仅有规模异象的  $t$  统计量小于 1.96,而其他结果依然显著,从  $alpha$  绝对值看,超过 20 个股票异象的  $alpha$  绝对值相对于异象收益出现了下降,验证了 CH-3 模型对市场摩擦类异象的影响。从 B-3 模型看,17 个  $alpha$  显著异象有 11 个股票异象的  $t$  统计量降到 1.96 以下。从  $alpha$  绝对值看,25 个股票异象中有 15 个股票异象的  $alpha$  绝对值出现了下降。总体而言,B-3 因子定价模型在解释市场摩擦类异象上具有相对优势。

表 4 市场摩擦类异象(25 个)的模型解释

Table 4 The model analysis of market friction anomalies (25)

Panel A: 因子模型调整后的 $alpha$ 值									
异象简称	<i>Size</i>	<i>iaSize</i>	<i>vold</i>	<i>volm</i>	<i>skewd</i>	<i>skewm</i>	<i>coskew</i>	<i>turnd</i>	<i>turnm</i>
<i>H-L</i>	-0.022	0.019	-0.014	-0.004	-0.018	-0.001	0.015	-0.007	-0.006
<i>t-stast</i>	-4.28	1.83	-2.52	-4.15	-1.82	-4.59	0.27	-2.15	-3.83
$\alpha_{CAPM}$	-0.018	-0.008	-0.004	-0.009	-0.004	-0.008	-0.002	-0.010	-0.007
<i>t-stast</i>	-4.38	-2.26	-2.35	-2.97	-3.66	-4.61	-1.71	-2.72	-2.01
$\alpha_{FF5}$	-0.016	-0.006	-0.005	-0.010	-0.004	-0.008	-0.002	-0.013	-0.009
<i>t-stast</i>	-7.48	-3.28	-3.19	-3.66	-4.66	-4.91	-2.00	-3.98	-3.43
$\alpha_{CH3}$	-0.010	-0.005	-0.009	-0.015	-0.003	-0.009	-0.002	-0.013	-0.012
<i>t-stast</i>	-1.60	-2.67	-4.59	-4.35	-3.51	-3.92	-1.58	-3.32	-3.73
$\alpha_{B3}$	-0.006	0.002	-0.009	-0.015	-0.002	-0.008	0.000	-0.018	-0.014
<i>t-stast</i>	-1.79	1.13	-1.85	-0.68	-1.90	-4.07	0.36	-0.99	-0.94
变量	<i>Abr</i>	<i>Std</i>	<i>volume</i>	<i>trend</i>	<i>std</i>	<i>price</i>	<i>beta</i>	<i>dim</i>	<i>idvold</i>
	<i>turn</i>	<i>turn</i>		<i>volume</i>	<i>volume</i>			<i>beta</i>	
<i>H-L</i>	0.107	-0.002	-0.015	-0.015	-0.011	0.052	0.010	0.002	-0.005
<i>t-stast</i>	24.20	-1.22	-5.29	-3.79	-5.03	11.56	1.84	0.88	-3.84
$\alpha_{CAPM}$	0.107	-0.002	-0.016	-0.016	-0.011	0.053	0.011	0.002	-0.007
<i>t-stast</i>	24.20	-1.22	-5.29	-3.79	-5.03	11.56	1.66	0.88	-3.74
$\alpha_{FF5}$	0.105	-0.004	-0.014	-0.017	-0.011	0.051	0.007	0.001	-0.005
<i>t-stast</i>	24.81	-2.19	-5.44	-4.55	-4.90	13.80	1.49	0.52	-4.88
$\alpha_{CH3}$	0.090	-0.001	-0.003	-0.013	-0.001	0.025	-0.007	-0.003	-0.006
<i>t-stast</i>	18.79	-0.37	-0.85	-2.71	-0.23	4.59	-1.23	-1.57	-4.85
$\alpha_{B3}$	0.100	-0.003	-0.010	-0.017	-0.006	0.048	0.000	-0.003	-0.003
<i>t-stast</i>	22.30	-1.38	-2.93	-3.99	-1.01	8.70	0.04	-1.98	-1.42

续表 4

Table 4 Continues

Panel A: 因子模型调整后的 $\alpha$ 值								
异象简称	<i>idvolm</i>	<i>idsked</i>	<i>idskem</i>	<i>illiq</i>	<i>liulm</i>	<i>max</i>	<i>pd</i>	
<i>H-L</i>	-0.012	0.001	-0.007	0.003	-0.005	0.013	0.000	
<i>t-stast</i>	-4.26	0.69	-4.52	0.69	-4.07	7.16	0.51	
$\alpha_{CAPM}$	-0.012	0.001	-0.007	0.003	-0.005	0.013	0.000	
<i>t-stast</i>	-4.26	0.69	-4.52	0.69	-4.07	7.16	0.51	
$\alpha_{FF5}$	-0.011	0.000	-0.007	0.000	-0.005	0.013	0.000	
<i>t-stast</i>	-4.23	0.65	-4.80	0.06	-5.09	9.54	0.18	
$\alpha_{CH3}$	-0.014	-0.002	-0.006	-0.023	-0.008	0.013	0.000	
<i>t-stast</i>	-4.14	-1.64	-3.27	-4.81	-6.03	8.54	-0.26	
$\alpha_{B3}$	-0.010	0.000	-0.005	-0.011	-0.007	0.010	0.000	
<i>t-stast</i>	-1.51	0.40	-1.33	-2.47	-0.99	7.35	-0.34	
Panel B: GRS 检验结果								
	CAPM	FF5	CH3	B3				
$ \alpha $ 均值	0.012	0.012	0.012	0.013				
$ t $ 均值	4.29	4.13	4.12	1.76				
$F_{GRS,25}$	63.237	60.386	61.485	1.995				
$p_{GRS,25}$	0.000	0.000	0.000	0.008				

表 4 的 Panel B 给出了 GRS 检验结果,从  $\alpha$  的绝对值均值和  $|t|$  均值都与 Panel A 的结果相同,CAPM 模型、FF5 模型、CH-3 模型的  $|\alpha|$  均为 0.012,但信念因子模型为 0.025,远远大于前三个模型.从  $|t|$  看,信念模型为 1.76 而其

他模型下要远远大于 1.96.  $F_{GRS}$  和  $p_{GRS}$  分别使用全部异象进行检验,结果发现信念因子模型的  $F_{GRS}$  统计量要远远小于其他模型, $p_{GRS}$  值也大于其他模型,说明该模型的解释能力具有一定的优势.

表 5 动量反转类异象(13 个)的模型解释对比

Table 5 The model analysis of Mom-Rev anomalies (13)

Panel A: 因子模型调整后的 $\alpha$ 值							
异象简称	<i>srev</i>	<i>mom6</i>	<i>mom12</i>	<i>mom-6</i>	<i>mom-12</i>	<i>lrev</i>	<i>Res mom12</i>
<i>H-L</i>	-0.019	-0.014	-0.012	-0.001	-0.006	-0.011	-0.012
<i>t-stast</i>	-5.49	-3.44	-2.81	-0.45	-2.65	-3.50	-2.78
$\alpha_{CAPM}$	-0.019	-0.014	-0.011	-0.001	-0.006	-0.010	-0.011
<i>t-stast</i>	-5.50	-3.41	-2.77	-0.29	-2.75	-3.92	-2.75
$\alpha_{FF5}$	-0.020	-0.016	-0.013	-0.001	-0.005	-0.008	-0.013
<i>t-stast</i>	-6.51	-6.02	-6.09	-0.56	-2.70	-3.99	-6.16
$\alpha_{CH3}$	-0.022	-0.021	-0.021	-0.009	-0.010	-0.013	-0.021
<i>t-stast</i>	-5.52	-4.46	-4.55	-2.65	-3.59	-3.65	-4.61
$\alpha_{B3}$	-0.017	-0.012	-0.008	0.001	-0.006	-0.010	-0.008
<i>t-stast</i>	-1.78	-2.85	-1.94	0.40	-2.29	-3.16	-1.85
变量	<i>EPS</i>	<i>ES</i>	<i>aeavol</i>	<i>EC</i>	<i>RES</i>	<i>TS</i>	
<i>H-L</i>	-0.003	0.007	-0.010	0.004	0.008	0.006	
<i>t-stast</i>	-0.71	4.71	-4.60	4.75	3.53	4.65	
$\alpha_{CAPM}$	-0.010	0.002	-0.003	0.007	-0.006	0.004	
<i>t-stast</i>	-2.72	1.12	-0.70	4.69	-3.69	4.73	

续表5

Table 5 Continues

Panel A: 因子模型调整后的 $\alpha$ 值							
	<i>EPS</i>	<i>ES</i>	<i>aeavol</i>	<i>EC</i>	<i>RES</i>	<i>TS</i>	
$\alpha_{FF5}$	-0.013	0.002	0.000	0.007	-0.007	0.004	
<i>t-stast</i>	-3.98	1.24	0.09	5.35	-4.15	4.88	
$\alpha_{CH3}$	-0.013	-0.001	0.004	0.006	-0.006	0.003	
<i>t-stast</i>	-3.32	-0.37	1.32	3.65	-3.31	3.16	
$\alpha_{B3}$	-0.018	0.001	0.006	0.009	-0.008	0.004	
<i>t-stast</i>	-4.99	0.89	2.49	5.87	-4.56	4.73	
Panel B: GRS 检验结果							
	CAPM	FF5	CH3	B3			
$ \alpha $ 均值	0.007	0.008	0.007	0.006			
$ t $ 均值	3.29	3.19	2.72	2.27			
$F_{GRS,13}$	11.102	10.027	7.919	2.051			
$p_{GRS,13}$	0.000	0.000	0.000	0.011			

### 3.3 非理性信念与动量反转类异象

表5的Panel A从13个动量反转类异象中11个股票异象收益显著( $t$ 统计量大于1.96),说明中国股票市场上存在动量反转效应.但是,前7个股票异象的异象收益(*High-Low*)结果发现,无论是6个月动量、12个月动量、提前12个月动量(前18个月到前6个月的买入持有收益)还是残差动量,异象收益皆为负且 $t$ 统计量全部显著,而短期反转(上一月收益)和长期反转(前36个月到前18个月买入持有收益)异象的收益分别为-0.019和-0.011, $t$ 统计量分别为-5.49和-3.50;说明中国股票市场存在明显反转效应,而不存在动量效应.

本节继续使用因子模型调整的 $\alpha$ 值显著性和 $\alpha$ 绝对值大小两个方面进行检验.对于CAPM模型,11个显著的动量反转类异象中只有两个股票异象(*ES*和*aeavol*)的 $t$ 统计量降到1.96以下,在13个股票异象中8个CAPM模型调整的 $\alpha$ 绝对值下降;对于FF5模型,11个股票异象依然全部显著,但有7个调整的 $\alpha$ 绝对值出现下降,说明CAPM模型和FF5模型对中国股票市场的动量反转类异象存在影响,但不明显;对于CH-3模型,和CAPM模型相似,2个股票异象的 $t$ 绝对值低于1.96,而9个调整的 $\alpha$ 绝对值

出现下降;对于信念因子模型,11个显著异象中的5个动量反转类异象的 $t$ 值低于1.96,但从调整的 $\alpha$ 绝对值看,仅有4个 $\alpha$ 绝对值下降.

表5的Panel B给出了GRS检验的结果,CAPM模型、FF5模型、CH-3模型的 $|\alpha|$ 均值为0.008和0.007,但信念因子模型为0.006,小于前三个模型.从 $|t|$ 看,信念因子模型为2.27,也小于其他模型. $F_{GRS}$ 和 $p_{GRS}$ 分结果显示,信念因子模型的 $F_{GRS}$ 统计量要远远小于其他模型,特别是 $p_{GRS}$ 值并没有拒绝“信念因子模型的解释能力要远远优于其他定价模型”的原假设.

### 3.4 非理性信念与价值成长类异象

表6的Panel A从20个价值成长类异象的组合收益结果发现,有8个股票异象收益的 $t$ 统计量大于1.96,占比为40%,说明中国股票市场上的价值成长类异象表现较差.对于CAPM模型,8个显著异象的 $t$ 统计量依然全部大于1.96,20个股票异象中6个CAPM模型调整的 $\alpha$ 绝对值下降;对于FF5模型,8个股票异象依然全部显著,但在调整的 $\alpha$ 绝对值上有7个股票异象出现下降,上述结果说明CAPM模型和FF5模型对中国股票市场的动量反转类异象的解释能力不明显.

表 6 价值成长类异象 (20 个) 的模型解释对比  
Table 6 The model analysis of value-growth anomalies (20)

Panel A: 因子模型调整后的 $\alpha$ 值										
异象简称	<i>BM</i>	<i>EP</i>	<i>CM</i>	<i>SM</i>	<i>LM</i>	<i>AM</i>	<i>LEV</i>	<i>DP</i>	<i>OCP</i>	<i>SCASH</i>
<i>H-L</i>	0.006	0.006	0.000	0.005	0.003	0.007	-0.002	-0.009	0.014	-0.006
<i>t-stast</i>	2.02	1.68	0.30	1.97	0.97	2.00	-0.56	-0.86	2.10	-1.69
$\alpha_{CAPM}$	0.005	0.006	0.000	0.004	0.002	0.006	-0.002	-0.004	0.001	-0.007
<i>t-stast</i>	3.07	1.62	0.29	2.47	1.02	2.90	-1.35	-2.30	0.52	-2.25
$\alpha_{FF5}$	0.006	0.008	0.001	0.005	0.003	0.006	-0.001	-0.003	0.002	-0.004
<i>t-stast</i>	3.81	3.99	0.77	3.96	1.57	3.59	-0.74	-1.81	1.43	-2.39
$\alpha_{CH3}$	0.017	0.015	0.003	0.014	0.012	0.017	0.007	0.007	0.007	0.004
<i>t-stast</i>	5.45	5.60	1.80	6.37	3.48	4.64	2.53	2.59	3.87	1.93
$\alpha_{B3}$	0.009	0.014	0.003	0.009	0.007	0.010	0.003	0.000	0.007	0.004
<i>t-stast</i>	0.13	1.52	0.07	4.44	0.12	0.89	1.36	0.02	4.33	2.40
变量	<i>OLEV</i>	<i>ORG</i>	<i>FM</i>	<i>BMP</i>	<i>AGE</i>	<i>AEF</i>	<i>NC</i>	<i>NCG</i>	<i>FEPS</i>	<i>FEPSG</i>
<i>H-L</i>	0.001	0.006	-0.004	0.000	-0.001	0.002	0.006	0.002	0.006	-0.010
<i>t-stast</i>	0.56	2.78	-2.78	0.04	-0.97	0.68	3.39	1.24	5.86	-1.39
$\alpha_{CAPM}$	0.001	0.006	-0.004	0.000	-0.002	0.001	0.001	0.002	0.006	-0.008
<i>t-stast</i>	0.49	3.07	-1.94	-0.12	-1.12	0.65	0.35	1.30	4.76	-1.88
$\alpha_{FF5}$	0.001	0.007	-0.004	0.000	-0.002	0.002	0.002	0.002	0.006	-0.008
<i>t-stast</i>	0.74	4.15	-2.49	-0.38	-1.24	0.97	1.35	1.18	5.21	-2.02
$\alpha_{CH3}$	0.003	0.003	-0.003	0.001	0.001	-0.001	0.003	0.001	0.004	-0.009
<i>t-stast</i>	1.27	1.52	-1.26	0.74	0.37	-0.76	1.37	0.63	2.79	-1.87
$\alpha_{B3}$	0.003	0.007	-0.006	0.000	-0.001	0.002	0.005	0.002	0.007	-0.006
<i>t-stast</i>	1.41	3.70	-2.86	-0.07	-0.89	1.44	1.15	1.37	1.90	-1.27
Panel B: GRS 检验结果										
	CAPM		FF5		CH3		B3			
$ \alpha $ 均值	0.003 4		0.003 0		0.003 1		0.001 5			
$ t $ 均值	1.89		1.77		1.30		0.81			
$F_{GRS,20}$	5.667		3.374		3.224		1.642			
$p_{GRS,20}$	0.000		0.000		0.000		0.082			

对于 CH-3 模型,8 个显著的价值成长类异象中有 3 个股票异象收益的  $t$  统计量绝对值低于 1.96,而 20 个股票异象中有 13 个调整的  $\alpha$  绝对值出现下降,该模型加入了价值因子,可以解释价值成长类异象;对于本文构建的信念因子模型,8 个显著异象中 4 个股票异象的  $t$  统计量降低到 1.96 以下,但从调整的  $\alpha$  绝对值上看,有 2 个股票异象的  $\alpha$  绝对值出现下降。

表 6 的 Panel B 给出了 GRS 检验的结果,CAPM 模型、FF5 模型、CH-3 模型的  $\alpha$  绝对值均值介于 0.003 ~0.003 4 之间,B-3 模型为 0.001 5,小于前三个模型。从  $t$  统计量绝对值均值看,信念因子模型为 0.81,CH3 模型为 1.30,而其他模型

下要远远大于 1.96。 $F_{GRS}$  和  $p_{GRS}$  结果显示,信念因子模型的  $F_{GRS}$  统计量要远远小于其他模型, $p_{GRS}$  值也难拒绝“信念因子模型的解释能力要远远优于其他定价模型”的原假设。

### 3.5 非理性信念与投资类异象

表 7 的 Panel A 从 17 个投资类异象的组合收益 ( $H-L$ ) 结果发现,仅有 5 个股票异象收益的  $t$  统计量大于 1.96,包括投资增长 ( $INVG$ )、总负债增长率 ( $LG$ )、资产周转率 ( $ATO$ )、资产周转率变动 ( $ATC$ ) 和 1 年期股票发行 ( $ISSUE1$ ) 异象,而其他 12 个股票异象并不显著,说明中国股票市场上的投资类异象表现较差,也说明上市公司的投资信息很难进入股票价格中。

表7 投资类异象(17个)的因子定价模型解释对比

Table 7 The model analysis of investment anomalies (17)

Panel A: 因子模型调整后的 $\alpha$ 值									
异象简称	<i>INV</i>	<i>INVG</i>	<i>INVC</i>	<i>INTG</i>	<i>INTC</i>	<i>CeC</i>	<i>AG</i>	<i>LG</i>	<i>BG</i>
<i>H-L</i>	0.000	0.003	-0.002	-0.001	-0.001	0.000	-0.002	0.001	-0.002
<i>t-stast</i>	0.18	2.71	-1.08	-0.48	-0.75	0.26	-0.64	2.87	-0.73
$\alpha_{CAPM}$	0.000	0.003	-0.002	-0.001	-0.001	0.000	-0.001	0.002	-0.002
<i>t-stast</i>	0.27	3.01	-1.03	-0.37	-0.67	0.29	-0.54	1.04	-0.64
$\alpha_{FF5}$	0.000	0.003	-0.001	0.000	-0.001	0.001	0.000	0.002	0.000
<i>t-stast</i>	0.30	3.33	-0.88	0.08	-0.65	0.54	0.10	1.69	-0.17
$\alpha_{CH3}$	-0.001	0.001	-0.001	-0.002	-0.001	0.002	0.000	0.000	0.000
<i>t-stast</i>	-1.13	0.72	-0.46	-0.95	-0.95	0.95	-0.16	0.01	-0.11
$\alpha_{B3}$	0.000	0.004	-0.001	0.001	0.000	0.000	0.002	0.002	0.002
<i>t-stast</i>	0.35	3.47	-0.75	0.52	0.02	0.24	0.92	1.44	0.86
变量	<i>NOA</i>	<i>ATO</i>	<i>ATC</i>	<i>FIC</i>	<i>ISSUE1</i>	<i>ISSUE3</i>	<i>ACC</i>	<i>ACCP</i>	
<i>H-L</i>	-0.009	0.002	0.002	0.000	-0.003	-0.001	0.0006	0.002	
<i>t-stast</i>	-1.43	3.32	3.32	0.02	-2.12	-0.59	0.07	0.61	
$\alpha_{CAPM}$	-0.001	0.003	0.003	-0.001	-0.003	-0.001	0.000	0.002	
<i>t-stast</i>	-0.43	1.93	1.93	-0.29	-2.10	-0.47	0.13	0.61	
$\alpha_{FF5}$	-0.001	0.004	0.004	0.001	-0.002	0.000	0.000	0.002	
<i>t-stast</i>	-0.46	3.16	3.16	0.31	-1.96	-0.27	-0.05	0.75	
$\alpha_{CH3}$	-0.002	0.004	0.004	0.007	-0.003	0.000	-0.001	0.001	
<i>t-stast</i>	-0.67	2.49	2.49	3.07	-1.65	0.12	-0.49	0.17	
$\alpha_{B3}$	-0.001	0.007	0.007	0.003	-0.002	0.001	0.000	0.003	
<i>t-stast</i>	-0.28	0.34	0.34	1.65	-1.21	0.34	0.18	1.31	
Panel B: GRS 检验结果									
	CAPM		FF5		CH3		B3		
$ \alpha $ 均值	0.001 5		0.001 5		0.001 4		0.001 0		
$ t $ 均值	1.34		0.92		0.86		0.63		
$F_{GRS, 17}$	2.901		3.081		2.578		1.349		
$p_{GRS, 17}$	0.000		0.001		0.000		0.127		

对于 CAPM 模型,5 个显著的价值成长类异象中有 3 个股票异象的  $t$  统计量小于 1.96, 而 17 个股票异象中仅有 5 个 CAPM 模型调整的  $\alpha$  绝对值下降;对于 FF5 模型,有 4 个股票异象依然全部显著,调整的  $\alpha$  绝对值上 17 个股票异象中有 5 个出现下降,上述结果说明 CAPM 模型和 FF5 模型对中国股票市场的投资类异象的影响较差。

对于 CH-3 模型,8 个显著异象有 3 个  $\alpha$  值的  $t$  统计量绝对值低于 1.96, 而 17 个股票异象中有 4 个调整的  $\alpha$  绝对值出现下降;对于 B-3 模型,5 个显著股票异象的  $t$  统计量有 4 个

投资异象降低到 1.96 以下,但从调整的  $\alpha$  绝对值上看,仅有 3 个股票异象的  $\alpha$  绝对值出现下降。

表 7 的 Panel B 给出了 GRS 检验的结果,和 Panel A 相同的结果, $\alpha$  绝对值均值中 CAPM 模型、FF5 模型、CH-3 模型为 0.002,但 B-3 模型为 0.001 0。从  $t$  绝对值均值看,B-3 模型为 0.63,而其他模型下要相对较大。 $F_{GRS}$  和  $p_{GRS}$  分结果显示,无论是全部异象和异象收益显著的 5 个股票异象,信念因子模型的  $F_{GRS}$  统计量要远远小于其他模型, $p_{GRS}$  值也证明了 B-3 模型的解释能力优于其他定价模型。

表8 盈利类异象(14个)的因子定价模型解释对比

Table 8 The model analysis of profitability anomalies (14)

Panel A: 因子模型调整后的 $\alpha$ 值								
异象简称	ROE	ROEC	ROA	PR1	PRC	CT	PR2	TPR
H-L	-0.003	0.000	0.005	0.009	-0.001	0.004	0.015	0.015
$t$ -stast	-0.91	0.03	1.36	2.56	-0.75	2.01	4.33	3.62
$\alpha_{CAPM}$	-0.003	0.000	0.005	0.002	-0.001	0.004	0.005	0.006
$t$ -stast	-0.87	0.03	1.43	0.56	-0.73	2.09	1.40	1.89
$\alpha_{FF5}$	-0.001	0.000	0.008	0.004	-0.001	0.004	0.008	0.007
$t$ -stast	-0.41	-0.28	3.89	2.08	-0.84	2.77	3.83	3.98
$\alpha_{CH3}$	0.002	0.000	0.009	0.008	0.000	0.003	0.009	0.006
$t$ -stast	0.69	-0.14	2.49	2.83	0.23	1.50	2.53	1.62
$\alpha_{B3}$	0.004	-0.002	0.013	0.008	-0.001	0.006	0.013	0.011
$t$ -stast	1.68	-1.26	0.21	0.50	-0.63	0.59	1.17	1.73
异象简称	OPB	OPA	OPG	BL	SG	SGP		
H-L	0.015	0.011	0.015	0.000	0.006	-0.002		
$t$ -stast	2.45	4.11	1.30	-0.13	2.75	-0.73		
$\alpha_{CAPM}$	0.005	0.004	0.000	-0.001	0.006	-0.002		
$t$ -stast	2.47	3.17	-0.02	-0.43	3.03	-0.64		
$\alpha_{FF5}$	0.008	0.006	0.001	0.000	0.007	0.000		
$t$ -stast	4.68	3.59	0.64	-0.15	4.12	-0.17		
$\alpha_{CH3}$	0.010	0.007	0.000	0.002	0.003	0.000		
$t$ -stast	3.53	2.33	0.02	0.93	1.57	-0.11		
$\alpha_{B3}$	0.014	0.012	0.003	0.002	0.007	0.002		
$t$ -stast	0.25	1.20	1.55	0.80	3.69	0.86		
Panel B: GRS 检验结果								
	CAPM		FF5		CH3		B3	
$ \alpha $ 均值	0.006 4		0.004 2		0.003 3		0.003 3	
$ t $ 均值	2.80		2.13		1.36		0.64	
$F_{GRS,14}$	6.378		6.124		5.843		1.905	
$p_{GRS,14}$	0.000		0.000		0.000		0.829	

### 3.6 非理性信念与盈利类异象

表8的Panel A从14个盈利类异象的组合收益结果发现,有7个股票异象收益的 $t$ 统计量大于1.96,占比为50%,说明中国股票市场上的盈利类异象较差,和投资类异象相似,上市公司的盈利信息也很难进入股票价格之中。

对于CAPM模型,7个显著的价值成长类异象中有4个股票异象的 $t$ 统计量依然大于1.96,14个股票异象中4个CAPM模型调整的 $\alpha$ 绝对值下降;对于FF5模型,7个股票异象依然全部显著,调整的 $\alpha$ 绝对值上14个股票异象中有8个股票异象出现下降;对于CH-3模型,7个显著的价值成长类异象有4个股票异象收益的 $t$ 统

计量绝对值低于1.96,而14个股票异象中有8个调整的 $\alpha$ 绝对值出现下降;对于B-3模型,7个显著异象中6个股票异象的 $t$ 统计量降低到1.96以下,从调整的 $\alpha$ 绝对值上看,14个股票异象中仅有5个股票异象的 $\alpha$ 绝对值出现下降。

表8的Panel B给出了GRS检验的结果, $\alpha$ 绝对值均值中CAPM模型、FF5模型、CH-3模型分别为0.006 4、0.004 2、0.003 3,但信念因子模型为0.003 3,远小于前两个模型。从 $t$ 绝对值均值看,B-3模型为0.64,CH3模型为1.36,而其他模型下要大于1.96。 $F_{GRS}$ 和 $p_{GRS}$ 分结果显示,信念因子模型的 $F_{GRS}$ 统计量要远远小于其他模型,

$p_{GRS}$  值也证明了信念因子模型的解释能力优于其他定价模型。

表9 无形资产类异象(13个)的模型解释对比

Table 9 The model analysis of intangible assets anomalies (13)

Panel A: 因子模型调整后的 $\alpha$ 值							
异象简称	CA	SMI	SMA	MMS	SMS	HIRE	DIC
H-L	0.005	0.006	0.007	-0.007	0.008	0.014	0.011
$t$ -stast	0.60	5.12	4.53	-4.27	5.13	2.21	1.69
$\alpha_{CAPM}$	0.001	0.007	0.007	-0.007	0.008	0.001	0.008
$t$ -stast	0.59	5.22	4.58	-4.30	5.17	0.66	2.39
$\alpha_{FF5}$	0.002	0.007	0.007	-0.007	0.008	0.001	0.008
$t$ -stast	1.28	5.15	4.38	-4.53	5.40	0.31	2.48
$\alpha_{CH3}$	0.003	0.005	0.005	-0.008	0.006	-0.002	0.008
$t$ -stast	1.81	3.35	2.52	-4.07	3.23	-0.74	1.98
$\alpha_{B3}$	0.004	0.006	0.007	-0.007	0.009	0.000	0.006
$t$ -stast	2.75	0.47	0.40	-1.84	1.19	0.09	1.77
异象简称	DICC	R&DS	CP	SCR	TAX	DCA	
H-L	0.012	-0.016	0.012	0.014	0.014	0.017	
$t$ -stast	1.78	-1.44	1.83	2.29	2.25	2.55	
$\alpha_{CAPM}$	0.002	0.003	0.000	-0.001	0.001	-0.006	
$t$ -stast	0.72	1.58	0.04	-0.71	0.96	-1.78	
$\alpha_{FF5}$	0.002	0.001	0.000	-0.001	0.001	-0.003	
$t$ -stast	0.91	1.12	0.12	-0.38	1.34	-1.55	
$\alpha_{CH3}$	0.004	-0.007	0.003	0.004	0.001	0.007	
$t$ -stast	1.19	-3.71	0.86	1.75	0.94	3.33	
$\alpha_{B3}$	0.002	-0.004	0.000	0.001	0.002	0.006	
$t$ -stast	0.68	-1.07	-0.08	0.72	2.08	2.99	
Panel B: GRS 检验结果							
	CAPM	FF5	CH3	B3			
$ \alpha $ 均值	0.004 3	0.004 1	0.003 8	0.003 6			
$ t $ 均值	2.73	2.24	2.26	1.82			
$F_{GRS,14}$	9.732	7.651	6.787	1.663			
$p_{GRS,14}$	0.000	0.000	0.000	0.195			

### 3.7 非理性信念与无形资产类异象

表9的Panel A从13个无形资产类异象的组合收益结果发现,有8个股票异象收益的 $t$ 统计量大于1.96,说明中国股票市场受到无形资产类异象的影响。对于CAPM模型,8个显著的无形资产类异象中有4个的 $t$ 统计量依然大于1.96,13个股票异象中9个CAPM模型调整的 $\alpha$ 绝对值下降;对于FF5模型,和CAPM模型相同,有5个股票异象依然全部显著,调整的 $\alpha$ 绝对值上有10个股票异象出现下降;对于CH-3模型,8个显著的价值成长类异象有3个股票异象收益的 $t$ 统计量绝对值低于1.96,而13个股票异象中

有10个调整的 $\alpha$ 绝对值出现下降;对于B-3模型,8个显著的异象中6个股票异象的 $t$ 统计量降低到1.96以下,但从调整的 $\alpha$ 绝对值上看,13个股票异象中仅有5个股票异象的 $\alpha$ 绝对值出现下降。

表9的Panel B给出了GRS检验的结果, $\alpha$ 绝对值均值中CAPM模型、FF5模型、CH-3模型约为0.004左右,但信念因子模型为0.003 6。从 $t$ 绝对值均值看,B-3模型为1.82,而其他模型下要远远大于1.96。 $F_{GRS}$ 和 $p_{GRS}$ 分结果显示,信念因子模型的 $F_{GRS}$ 统计量要远远小于其他模型, $p_{GRS}$ 值也证明了信念因子模型的解释能力优于其他定

价模型。

综上所述,本文构建的信念因子模型在解释6类102个股票异象时,相对于其他主流定价模型具有相对优势,该模型无论是调整的 $\alpha$ 值的显著性还是GRS检验结果均验证了这一结论。因此,上述结论给出了非理性信念影响股票异象的逻辑关系:中国股市中小投资者占主导,由于中小投资者的信息渠道、处理能力和交易水平等都处于劣势,难以完全获得股票基本价值信息,且受到市场噪音和自身情绪偏差的影响,导致股票价格持续偏离基本价值,出现错误定价现象和股票异象。中国股票市场异象的形成可能源于投资者的非理性投机特征。

另外,从异象分类结果看,投资类、盈利类、无形资产类和价值增长类异象的收益显著性远远小于市场摩擦类和动量反转类异象,结合B-3因子模型具有相对的解释优势,说明相对于上市公司的投资、盈利、无形资产等基本价值信息很难进入股票价格中。

## 4 结束语

本文探讨了投资者的非理性信念对股票异象的影响。首先,借鉴异质信念指标的构建思路,使用换手率分离模型构建了一个非理性信念指标,利用1997年1月~2020年12月2725支股票的月度交易数据,并使用投资组合法和Fama-Macbeth回归验证该指标的收益预测能力。结果发现投资者非理性信念对未来股票收益具有负的预测能力,投资者的非理性信念可能是一个重要的但被忽视的定价因素。

在上述研究的基础上,构建了一个包含市场因子( $MKT$ )、规模因子( $SMB$ )和信念因子( $FMG$ )的信念因子定价模型,并复制了市场摩擦类、动量

反转类、价值成长类、投资类、盈利类和无形资产类等102个股票异象,使用CAPM模型、FF-5模型、CH-3模型和信念因子模型对比发现,无论是调整的 $\alpha$ 值显著性还是GRS检验结果,信念因子模型都要优于其他模型,说明投资者非理性信念可能是导致股票异象形成的主要因素,基于此本文最后给出了投资者非理性信念和股票异象之间的逻辑关系。

上述结论从行为金融学的视角揭示了中国资本市场存在的一些深层次问题:第一,投资者非理性信念主导着市场交易行为,严重制约了中国股市的定价效率和价格发现能力。一方面,投资者非理性信念使得中国股市暴涨暴跌较为频繁,特别是2008年和2015年的两轮暴涨暴跌周期导致投资者损失严重;另一方面,投资者非理性信念主导下股市的改革效果并不明显,中国股市先后推出了融资融券、股指期货、深沪港通、科创板与注册制等机制,但实施效果并未达到市场预期,这与中国投资者非理性信念占主导息息相关。第二,在上市公司的信息披露过程中,投资、盈利等反映股票基本价值的信息并没有进入股票定价之中,这一现象既不利于上市公司,也不利于投资者。本文分离出基本价值后构建的非理性信念指标可以解释大部分的投资异象、盈利异象、无形资产异象,说明上述股票异象的是由非理性信念导致的。

本文的结论对推进资本市场发展具有重要的方法论意义。中国股票市场上中小投资者占主导,监管机构应该积极培育和壮大机构投资者,优化投资者结构比例;提高信息披露质量,加强资本市场基础制度建设,增加投资者信息获取渠道;引导投资者树立价值投资和长期投资理念,加强投资者教育,进一步保护中小投资者合法权益,“牢牢守住不发生系统性金融风险的底线”。

## 参考文献:

- [1] 韦立坚, 张维, 熊熊. 股市流动性踩踏危机的形成机理与应对机制[J]. 管理科学学报, 2017, 20(3): 1-23.  
Wei Lijian, Zhang Wei, Xiong Xiong. The mechanism and solution for the liquidity stampede crisis in stock markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(3): 1-23. (in Chinese)

- [2] Shiller R J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? [J]. *American Economic Review*, 1981, 71(3): 421–436.
- [3] Thaler R H. The end of behavioral finance [J]. *Financial Analysts Journal*, 1999, 56(6): 12–17.
- [4] 张 维, 张永杰. 异质信念、卖空限制与风险资产价格 [J]. *管理科学学报*, 2006, 9(4): 58–64.  
Zhang Wei, Zhang Yongjie. Heterogeneous beliefs, short-selling constraints and the asset prices [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2006, 9(4): 58–64. (in Chinese)
- [5] Hibbert A M, Kang Q, Kumar A, et al. Heterogeneous beliefs and return volatility around seasoned equity offerings [J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 137(2): 571–589.
- [6] Yu D, Gao J J, Wang T Y. Betting market equilibrium with heterogeneous beliefs: A prospect theory-based model [J]. *European Journal of Operational Research*, 2021, 128(1): 137–151.
- [7] 何诚颖, 陈 锐, 薛 冰, 等. 投资者情绪、有限套利与股价异象 [J]. *经济研究*, 2021, 56(1): 58–73.  
He Chengying, Chen Rui, Xue Bing, et al. Investor sentiment, limited arbitrage and stock price anomalies [J]. *Economic Research Journal*, 2021, 56(1): 58–73. (in Chinese)
- [8] 姜树广, 韦 倩, 沈梁军. 认知能力、行为偏好与个人金融决策 [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(1): 19–32.  
Jiang Shuguang, Wei Qian, Shen Liangjun. Cognitive ability, behavioral preference and individual financial decision-making [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(1): 19–32. (in Chinese)
- [9] 宗计川, 李纪阳, 戴 芸. 慕“名”而来的投资偏误——有限关注视角下的实证检验 [J]. *管理科学学报*, 2020, 23(7): 27–56.  
Zong Jichuan, Li Jiyang, Dai Yun. A name-driven investment bias: An empirical study based on investors' limited attention [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(7): 27–56. (in Chinese)
- [10] 唐也然, 龙 文, 石 勇. 投资者非理性行为是动量效应产生的原因吗? ——来自互联网金融论坛的证据 [J]. *证券市场导报*, 2020, (4): 62–70.  
Tang Yeran, Long Wen, Shi Yong. Is irrational behaviour of investors the cause of momentum effect: Evidence from online [J]. *Securities Market Herald*, 2020, (4): 62–70. (in Chinese)
- [11] Garfinkel A, Sokobin J. Volume, opinion divergence, and returns: A study of post-earnings announcement drift [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(1): 85–112.
- [12] 朱宏泉, 余 江, 陈 林. 异质信念、卖空限制与股票收益——基于中国证券市场的分析 [J]. *管理科学学报*, 2016, 19(7): 115–126.  
Zhu Hongquan, Yu Jiang, Chen Lin. Heterogeneous beliefs, short-sale constraints and stock returns: Evidence from China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(7): 115–126. (in Chinese)
- [13] Barberis N, Jin L J, Wang B. Prospect theory and stock market anomalies [J]. *Journal of Finance*, 2021, 76(5): 2639–2687.
- [14] Hou K, Xue C, Zhang L. Digesting anomalies: An investment approach [J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(3): 650–705.
- [15] Hou K, Xue C, Zhang L. Replicating anomalies [J]. *Review of Financial Studies*, 2020, 33(5): 2019–2133.
- [16] Stambaugh F, Yuan Y. Mispricing factors [J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30(4): 1270–1315.
- [17] Daniel K, Hirshleifer D, Sun L. Short- and long-horizon behavioral factors [J]. *Review of Financial Studies*, 2020, 33(4): 1673–1736.
- [18] Liu J, Stambaugh R F, Yuan Y. Size and value in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134(1): 48–69.
- [19] 李 斌, 邵新月, 李玥阳. 机器学习驱动的基本面量化投资研究 [J]. *中国工业经济*, 2019, (8): 61–79.  
Li Bin, Shao Xinyue, Li Yueyang. Research on machine learning driven quantamental investing [J]. *China Industrial Economics*, 2019, (8): 61–79. (in Chinese)
- [20] Dong X, Li Y, David E R, et al. Anomalies and the expected market return [J]. *Journal of Finance*, 2022, 77(1):

- 639 – 681.
- [21] 武佳薇, 汪昌云, 陈紫琳, 等. 中国个人投资者处置效应研究——一个非理性信念的视角[J]. 金融研究, 2020, (2): 147 – 166.
- Wu Jiawei, Wang Changyun, Chen Zilin, et al. A study of disposition effect among China's individual investors: The perspective of irrational beliefs[J]. Journal of Financial Research, 2020, (2): 147 – 166. (in Chinese)
- [22] Ajinkya B, Atiase K, Gift J. Volume of trading and the dispersion in financial analysts' earnings forecasts[J]. Accounting Review, 1991, 66(2): 389 – 401.
- [23] Diether B, Christopher M, Anna S. Differences of opinion and the cross section of stock returns[J]. Journal of Finance, 2002, 57(5): 2113 – 2141.
- [24] Boehme D, Danielsen B, Sorescu M. Short-sale constraints, differences of opinion, and overvaluation[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2006, 41(2): 455 – 487.
- [25] 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[J]. 财贸经济, 2009, (3): 26 – 31.
- Chen Guojin, Hu Chaofan, Wang Jing. Heterogeneous beliefs and stock returns: An empirical study based on China's stock market[J]. Finance & Trade Economics, 2009, (3): 26 – 31. (in Chinese)
- [26] Bamber L. Unexpected earnings, firm size and trading volume around quarterly earnings announcements[J]. The Accounting Review, 1987, 62 (3): 510 – 532.
- [27] Bamber L, Barron O, Stober T. Trading volume and different aspects of disagreement coincident with earnings announcements[J]. The Accounting Review, 1997, 72 (4): 575 – 597.
- [28] Kandel E, Pearson N. Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(4): 831 – 872.
- [29] Garfinkel A. Measuring investors' opinion divergence[J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(5): 1317 – 1348.
- [30] 陆 静, 曹国华, 唐小我. 基于异质信念和卖空限制的分割市场股票定价[J]. 管理科学学报, 2011, 14(1): 13 – 27.
- Lu Jing, Cao Guohua, Tang Xiaowo. Stock pricing between segmented capital markets under heterogeneous beliefs and short sale constraint[J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(1): 13 – 27. (in Chinese)
- [31] 包 锋, 徐建国. 异质信念的变动与股票收益[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(4): 1591 – 1610.
- Bao Feng, Xu Jianguo. Innovations in heterogeneous beliefs and stock returns[J]. China Economic Quarterly, 2015, 14 (4): 1591 – 1610. (in Chinese)
- [32] 熊 熊, 高 雅, 冯 绪. 卖空交易与异质信念: 基于中国股票市场的证据[J]. 系统工程理论与实践, 2017, 37 (8): 1937 – 1948.
- Xiong Xiong, Gao Ya, Feng Xu. Short-sales and heterogeneous beliefs: Evidence from China stock market[J]. Systems Engineering: Theory & Practice, 2017, 37(8): 1937 – 1948. (in Chinese)
- [33] 孟庆斌, 黄清华. 卖空机制是否降低了股价高估? ——基于投资者异质信念的视角[J]. 管理科学学报, 2018, 21 (4): 43 – 66.
- Meng Qingbin, Huang Qinghua. Does short selling decrease stock overvaluation: A perspective of heterogeneous beliefs [J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(4): 43 – 66. (in Chinese)
- [34] Wang H, Hu D. Disagreement with procyclical beliefs and asset pricing[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2020, 51(1): 1 – 33.
- [35] Hong J, Yu X, Xiao W, et al. The dispersion of beta estimates and the investors' heterogeneous beliefs: Evidence from the stock market in China[J]. International Review of Economics & Finance, 2022, 79(5): 540 – 550.
- [36] Atmaz A, Basak S. Belief dispersion in the stock market[J]. Journal of Finance, 2018, 73(3): 1225 – 1279.
- [37] Christian H L, Johan W. Distortions and efficiency in production economies with heterogeneous beliefs[J]. The Review of

- Financial Studies, 2021, (4): 1775 – 1812.
- [38] Park S. Heterogeneous beliefs in macroeconomic growth prospects and the carry risk premium[J]. Journal of Banking & Finance, 2022, 136(3): 1 – 19.
- [39] 屈源育, 沈涛, 吴卫星. 壳溢价: 错误定价还是管制风险? [J]. 金融研究, 2018, (3): 155 – 171.  
Qu Yuanyu, Shen Tao, Wu Weixing. Shell premium: Mispricing or regulation risk? [J]. Journal of Financial Research, 2018, (3): 155 – 171. (in Chinese)
- [40] Tkac A. A trading volume benchmark: Theory and evidence[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1999, 34(1): 89 – 114.
- [41] 吴世农, 许年行. 资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究——基于中国股市的实证分析[J]. 经济研究, 2004, (6): 105 – 116.  
Wu Shinong, Xu Nianxing. A comparative study on the rational asset pricing model and irrational asset pricing model: Evidence from stock market in China[J]. Economic Research Journal, 2004, (6): 105 – 116. (in Chinese)
- [42] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1): 3 – 56.
- [43] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1): 31 – 56.

## Investors' irrationality and stock anomalies in China: A perspective of heterogeneous beliefs

LI Lin-bo<sup>1</sup>, LIU Wei-qi<sup>2\*</sup>, HE Ya-nan<sup>1</sup>, ZHAI Xiao-Ying<sup>2</sup>

1. School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China;

2. Institute of Management and Decision, Shanxi University, Taiyuan 030031, China

**Abstract:** The investors' irrationality is an important factor in asset pricing. In order to test the influence of investors' irrationality, this paper uses stock data from 1997 to 2020 and builds an irrational-beliefs indicator based on the heterogeneous beliefs, and empirically explores the influence of this indicator on stock anomalies. The study finds that irrational-beliefs have a negative predictive power for future returns. This paper also builds a belief factor model including market factor (MKT), size factor (SMB) and belief factor (FMG), and replicates 102 stock anomalies, such as market friction, momentum-reversal, value-growth, investment, profits and intangible assets. The study finds that belief factor model has relative advantage from the results of both adjust alpha and significance of GRS tests based on the comparison of the CAPM model, FF-5 model, CH-3 model and B-3 model. At the same time, this paper suggests that irrational belief may be a main factor of stock anomalies.

**Key words:** irrational beliefs; stock anomalies; factor pricing model; heterogeneous beliefs