



# 有限套利是否影响股价特质性波动率的资产定价效应

张华平, 曹策远

华北水利水电大学 管理与经济学院, 郑州 450046

**摘要:**根据经典的资产定价模型,预期股票收益率仅取决于其市场风险水平,股价特质性波动率不具有资产定价效应。但近年的研究发现,股价特质性波动率能负向预测未来股票收益率,这种与经典资产定价理论相违背的现象被称为特质性波动率溢价之谜。有研究认为,有限套利下的错误定价是该资产定价谜团的成因。与发达市场相比,中国股市中特殊的融资融券制度、涨跌停制度和个体投资主导的特殊制度背景特征为从有限套利视角探究股价特质性波动率溢价之谜成因提供了机会。

梳理股价特质性波动率资产定价效应存在性及成因的相关研究,并理论分析股价特质性波动率的资产定价效应在中国A股市场的存在性及有限套利因素的影响。以1993年至2019年中国A股上市公司为样本,立足中国A股特殊制度背景构建指标测量有限套利成本,并综合运用相关性分析、单变量资产组合收益率分析、双变量资产组合收益率分析、回归分析等实证研究方法,实证检验股价特质性波动率溢价在中国A股市场的存在性及有限套利对该资产定价异象的解释力。

研究结果表明,股价特质性波动率溢价之谜稳健地存在于中国A股市场,表现为个股月内日收益的特质性波动率能显著负向影响下月个股收益率;基于中国特殊制度背景构建的综合有限套利指标对特质性波动率溢价之谜具有显著的解释力,表现为有限套利程度越高的样本中,股价特质性波动率溢价之谜越强,在有限套利程度较低的样本中则较弱。

研究结果提供了股价特质性波动率溢价之谜在中国股票市场存在性及其成因的新证据,丰富了有关股价特质性波动率溢价之谜的研究,并为研究中国A股市场资产定价异象提供了可借鉴的框架。从实践上看,研究结果为评价中国A股市场的涨跌停制度、融资融券交易制度、股指期货等市场规制的制度效果提供了一定的证据,也为强化投资者教育提供了现实素材。

**关键词:**特质性波动率溢价;有限套利;资产组合;股票收益率;资产定价

**中图分类号:**F830.9

**文献标识码:**A

**doi:**10.3969/j.issn.1672-0334.2021.04.012

**文章编号:**1672-0334(2021)04-0149-12

## 引言

经典金融学基于理性信念和理性预期假设研究资产定价问题,该理论难以解释众多资产定价异常而遭受质疑。行为金融学以投资者非理性和有限套利为两大支柱,对诸多资产定价异象有较好解释

力。理性交易者的套利活动受套利风险和套利成本限制<sup>[1]</sup>,错误定价可能会持续存在。有限套利对股价与基本面信息比率的资产定价效应<sup>[2]</sup>、投资者情绪的资产定价效应<sup>[3]</sup>和最大日收益率资产定价效应<sup>[4]</sup>等均具有较强解释力。有限套利理论已成为资

**收稿日期:**2019-05-05 **修返日期:**2020-05-13

**基金项目:**国家社会科学基金(19FGLB040);河南省高校科技创新人才(人文社科类)支持计划项目(2021-CX-006);河南省高等学校青年骨干教师培养计划项目(2019GGJS102);河南省高等学校重点科研项目(20A790017);河南省教育厅人文社会科学研究一般项目(2020-ZZJH-262)

**作者简介:**张华平,经济学博士,华北水利水电大学管理与经济学院教授,研究方向为企业战略管理和公司金融等,代表性学术成果为“Monetary policy adjustment, corporate investment, and stock liquidity—empirical evidence from Chinese stock market”,发表在2019年第13期《Emerging Markets Finance and Trade》,E-mail:zhanghuaping@ncwu.edu.cn  
曹策远,华北水利水电大学管理与经济学院硕士研究生,研究方向为资本市场和公司财务等,E-mail:z201920752601@stu.ncwu.edu.cn

产错误定价研究的重要理论基石。

在美国股票市场中,ANG et al.<sup>[5]</sup>最早发现高特质性波动率股票的平均收益率较低,并称该现象为股价特质性波动率溢价之谜。后续研究发现,该资产定价之谜广泛存在于美国之外的股票市场,但表现形式各异。还有学者把该资产定价异象与公司及股票特征、投资者非理性偏好、其他资产定价异象、市场摩擦等因素联系起来,以解释该资产定价异象,或者从方法选择、样本选择等方面解释研究结果的差异,但鲜有研究从有限套利视角解释股价特质性波动率溢价之谜。中国A股市场的限价交易、融资融券、股指期货等制度及个体投资者主导的背景特征,均是妨碍套利活动有效性的因素,这为从有限套利视角探究股价特质性波动率溢价之谜提供现实基础。

鉴于此,本研究立足中国制度背景特征,理论分析特质性波动率在中国A股市场的存在性,以及有限套利等因素对该资产定价的影响。该研究不仅可以丰富和拓展股价特质性波动率溢价之谜的相关研究,对中国A股市场相关制度评价和投资者教育也具有重要意义。

## 1 相关研究评述

### 1.1 股价特质性波动率的资产定价效应

已有研究主要探究公司信息质量因素对股价特质性波动率的影响。伊志宏等<sup>[6]</sup>认为,股价同步性是衡量股票市场资源配置效率的重要指标,实证研究发现分析师报告中包含的有关公司特质信息越多,股价特质性波动率越高,并且在信息不对称问题严重的公司中更为明显;黄灿等<sup>[7]</sup>发现,内幕交易这种非正式的信息传递渠道影响股价的特质性波动率,在信息环境较好时,内幕交易对股价特质性波动率的正向影响降低;AABO et al.<sup>[8]</sup>认为,股票特质性波动率与市场效率密切相关,在高效的股票市场中,股价特质性波动率较低。

很多学者研究特质性波动率效应在全球主要股票市场中的存在性问题。ANG et al.<sup>[5]</sup>证明特质性波动率与下期股票收益率之间存在负相关关系,在控制流动性风险、交易量、交易成本等潜在解释变量和多个与股票收益率相关的公司特征变量后,特质性波动率效应仍然稳健。特质性波动率与收益率的关系被证明存在于多个国际市场中<sup>[9]</sup>。特质性波动率溢价之谜是指特质性波动率能负向影响未来股票收益的现象。因为该现象与投资者能够通过构建最充分的资产组合分散非系统性风险而只能对系统性风险要求风险补偿的经典资产定价理论相违背,并且该负相关关系与风险-报酬间应该存在正相关关系的理论预期相反。因为基于市场完全、无摩擦假设的传统资产定价理论,预测预期特质性波动率与预期收益率之间不存在相关性;即使是基于市场不完全、投资者面临投资摩擦、不能充分分散投资组合的假设,预期特质性波动率与预期收益率之间也应存

在正相关关系<sup>[10]</sup>。UMUTLU<sup>[11]</sup>构建全球范围内的特质性波动率指标,发现全球范围内的特质性波动率指标与市场收益率之间并不存在稳健的显著性关系;QADAN et al.<sup>[12]</sup>利用1990年至2016年美国股市的数据,发现在考虑了其他风险因素后,市场整体波动率的增加(降低)后特质性波动率与未来收益率之间倾向于存在负(正)相关关系;YANG et al.<sup>[9]</sup>发现,高异常特质性波动率的股票未来的期望收益率显著较高,这意味着信息风险具有资产定价效应。

还有学者研究特质性波动率定价效应在中国A股市场的存在性。熊伟等<sup>[13]</sup>实证发现,中国证券市场的特质性波动率与截面预期收益呈显著负相关关系,且该异象不能由公司规模、换手率、交易量等已知定价因子解释,卖空机制是导致特质性波动率异象的主要原因;杨亚仙等<sup>[14]</sup>认为,特质性波动率之谜产生的主要原因是投资者异质性信念的存在以及投资者对彩票类股票的偏好。卖空限制和投资者异质性信念的共同作用,导致资产价格被高估,从而降低未来的收益率。李竹薇等<sup>[15]</sup>构建月滚动已实现特质性波动率作为度量特质性波动率的标准,通过横截面回归的研究方法对中国股票市场是否存在特质性波动率异象进行实证研究,发现该异象稳定地存在于中国A股市场,并认为特质性波动率与股票截面收益率之间的正负关系取决于长期特质性波动率与短期特质性波动率的相对作用程度;虞文微等<sup>[16]</sup>研究发现,特质性波动率与预期收益率之间呈现出显著的负相关关系,并利用双重差分模型,证实开展融资融券能够降低异质性信念和特质性波动率水平,通过倾向得分匹配检验,发现该负向关系仍然显著存在;熊和平等<sup>[17]</sup>利用OLS回归残差估计和GARCH(1,1)加权平均两种方法估计特质性波动率,并利用Fama-MacBeth横截面回归法研究特质性波动率与预期股票回报之间的关系,证明特质性波动率与预期股票回报率之间呈负相关关系。

### 1.2 影响股价特质性波动率资产定价效应的因素

许多研究尝试解释该谜团,已有研究揭示了特质性波动率影响下期股票收益率的内在经济机制。第1类研究考虑特质性波动率资产定价效应是否为相关公司特征的代理变量,包括彩票类支付<sup>[18]</sup>、未预期盈余、中小投资者交易比例、月收益率反转因子、非流动性、不确定性、平均方差贝塔系数和未预期盈余<sup>[19]</sup>。第2类研究探究方法选择、股票收益率分布特征的影响<sup>[20]</sup>。ZAREMBA et al.<sup>[21]</sup>的研究表明,特质性波动率溢价的性质取决于股票是被高估还是被低估,收益率分布的数学特征能够解释该资产定价异象;BERGBRANT et al.<sup>[22]</sup>认为已有特质性波动率代理变量种类多、噪音大,基于通过基础诊断测试的差异化EGARCH模型产生的样本外特质性波动率预测值组合,作为特质性波动率的代理变量噪音少,并发现特质性波动率存在正向溢价。第3类研究探究特质性波动率资产定价效应的成因。股价特质性波动率与下期股票收益率之间的负相关关系可能源于

短期收益率反转效应、投资者彩票类股票偏好、不对称性套利和预期异质性偏好<sup>[23]</sup>。SON et al.<sup>[24]</sup>发现,韩国股票市场中存在特质性波动率溢价,累计前景理论揭示的投资者极端高收益率偏好可解释该资产定价异象;LI et al.<sup>[25]</sup>的研究表明,特质性波动率承载了经济不确定性信息,这是其具有资产定价效应的原因。

可以看出,已有研究基于成熟资本市场环境,探究特质性波动率的影响因素、溢价效应及其成因。基于中国A股市场的研究在特质性波动率溢价效应的存在性方面并未达成共识,在特质性波动率溢价成因方面的研究多从公司特征、方法选择的影响,以及特质性波动率溢价与其他已知资产定价之间的关系视角探究,鲜有从市场套利机制有效性视角展开研究。本研究从有限套利视角,基于中国特殊制度背景构建有限套利指标,探究中国A股市场特质性波动率溢价的存在性及其成因。

## 2 制度背景、理论分析和研究假设

在中国特殊制度背景下,投资者很可能高估高特质性波动率股票。非理性的个体投资者是中国A股市场的主体,《中国证券登记结算统计年鉴2018》显示,2018年末中国证券市场投资者有13 398.30万户,其中自然人投资者为13 362.21万户,这说明自然人投资者是中国证券市场的主体。一方面,自然人投资者并不具备构建完美资产组合分散特质性风险的能力和条件,却会对承担的特质性波动风险要求报酬率。另一方面,自然人投资者很可能对高特质性波动率股票形成非理性预期,致使此类股票被错误定价。王美今等<sup>[26]</sup>利用央视看盘指数构建投资者情绪指数,发现它是一个影响股票均衡价格的系统因子;叶建华<sup>[27]</sup>通过研究发现,中国A股市场中投资者具有“赌徒谬误”的心理特质,也就是高估好结果发生的概率。高特质性波动率具有更高的风险,可能给投资者带来潜在的超额收益率。自然人投资者构成的市场很可能高估高特质性波动率股票,这也意味着被高估的股票在价值回归时产生较低收益率。尹海员等<sup>[28]</sup>发现,中国股票市场的日内投资者情绪能正向预测股票市场运行。因此,可以合理预期中国A股市场存在特质性波动率溢价现象。

套利机制是非完美市场环境下确保资产价格有效的关键机制,但套利风险和套利成本的存在可能降低套利活动效率,致使市场错误定价持续存在。存在套利限制时,股票发生错误定价会吸引理性投资者进行套利交易,并在后期市场价格回归至内在价值的过程中获取套利收益。但现实中的基本面风险、噪音交易者风险、同步性风险等套利风险,以及套利交易成本、卖空限制等因素都会妨碍套利交易。DE LONG et al.<sup>[1]</sup>的研究表明,噪音交易者的交易导致价格进一步偏离基本价值是重要的套利风险;SHLEIFER et al.<sup>[29]</sup>认为,当市场价格持续性偏离其基本价值时,需要资金的套利活动仍将会变得无效果。交

易成本(或者是低股票流动性)提高了执行套利策略的成本并降低套利策略的吸引力。交易限制包括短期卖空限制以及其他类型的交易障碍,会妨碍套利者对市场错误定价机会的利用。在面临高水平的信息不确定性程度时,套利者会具有较低的意愿实施套利活动。鉴于这些障碍因素会降低套利机制的作用,市场错误定价会持续存在并且市场并不会即刻实现有效运行。

已有实证研究表明,有限套利理论能解释一些中国A股市场中的资产定价异象。叶建华等<sup>[30]</sup>以中国A股上市公司作为样本,发现在有限套利程度高的样本中,资产增长异象更明显;GU et al.<sup>[31]</sup>以2002年至2012年中国A股上市公司为样本,发现在有限套利严重的公司中,特质性波动率异象更明显;黄苑等<sup>[32]</sup>研究表明,动量因子在中国股票市场具有显著的定价效应,涨跌停制度通过涨跌停频率与动量因子的交织效应影响股票定价,有限套利理论和有限关注行为对该资产定价效应具有很好的解释力。

高特质性波动率股票低于预期收益率的市场表现既是对有效市场的挑战,也给套利交易者提供了套利机会,但交易成本、交易风险和交易制度限制等有限套利因素能妨碍套利者利用这些错误定价机会。当卖空受到高度限制时,有限套利对高估股票的影响更明显。一方面,禁止卖空意味着悲观投资者难以通过卖空交易影响资产价格,股价更多受乐观投资者交易的影响,致使股价在更大程度上被高估。另一方面,卖空机制改变了投资者仅能通过股票上涨获利的状况,有助于加快公司负面信息融入股价的速度,提高市场的定价效率<sup>[33]</sup>,并加大公司股价的下行压力<sup>[34]</sup>。在非理性投资者偏好异质性波动并导致股价被高估时,套利交易者难以通过卖空交易及时矫正错误定价,这意味着被高估的股票很可能在未来期间发生更大幅度价值回归。因此,本研究预期,在有限套利程度高的公司中,股价异质性波动率与下期股票收益率之间的负相关关系更强;在有限套利程度较低时,套利者的套利活动更加有效,股价特质性波动率负向溢价应该在有限套利程度低的样本中更弱。

基于上述背景,本研究认为,在中国特殊制度背景下,投资者既不可能构建充分的资产组合,也不可能完全理性,特质性波动率应该具有资产定价效应;套利机制的有效程度可能降低,这意味着有限套利对特质性波动率的资产定价效应应该具有较强的解释力。基于此,本研究提出假设。

H<sub>1</sub> 在中国A股市场,特质性波动率具有资产定价效应。

H<sub>2</sub> 在中国特殊制度背景下,有限套利理论对该资产定价异象具有一定的解释力。

## 3 研究设计

### 3.1 样本设计

本研究以1993年至2019年中国A股市场所有上

市公司为样本,股票日、月交易数据来源于CSMAR数据库,日、月度三因子数据、股票融资融券交易数据来源于RESSET金融研究数据库。剔除金融类公司样本、极端值样本和数据缺失样本,最终得到341 867条有效样本观测值。

### 3.2 变量设计

#### 3.2.1 收益率指标

被解释变量为个股在 $(t+1)$ 月的收益率指标,根据资产定价研究的基本惯例,本研究设计3个被解释变量,从不同角度考察股价特质性波动率对股票收益率的影响。具体变量定义如下:

(1)毛收益率,定义 $i$ 为股票, $t$ 为月, $R_{i,t+1}$ 为毛收益率,等于 $i$ 股票在 $(t+1)$ 月的收益率。

(2)三因子调整超额收益率,定义 $TAR_{i,t+1}$ 为三因子调整超额收益率,等于 $i$ 股票在 $(t+1)$ 月的风险收益率减去由FAMA et al.<sup>[35]</sup>的三因子模型预测的风险收益率。

(3)超额收益率,定义 $AR_{i,t+1}$ 为超额收益率,等于 $i$ 股票在 $(t+1)$ 月的风险收益率减去由资本资产定价模型预测的风险收益率。

根据资产定价研究的基本惯例,本研究在资产组合分析时用 $R_{i,t+1}$ 和 $TAR_{i,t+1}$ 作为计算资产组合收益率的变量,在回归分析时用 $AR_{i,t+1}$ 作为被解释变量。

#### 3.2.2 股价特质性波动率的测量

本研究借鉴ANG et al.<sup>[5]</sup>的方法,用FAMA et al.<sup>[35]</sup>的三因子模型计算 $t$ 个月个股日风险收益率残差的标准差测量 $i$ 股票 $t$ 月的特质性波动率( $Ivo_{i,t}$ )。计算步骤为:①以月度内日数据估计(1)式,并据此估算个股日风险收益率的残差 $\varepsilon_{i,d}$ , $d$ 为交易日;②根据(2)式和 $\varepsilon_{i,d}$ 计算 $Ivo_{i,t}$ 。

用于估计个股日风险收益率残差的模型为

$$R_{i,d} - r_d^f = \alpha_i + \beta_i Mkt_d + s_i Smb_d + h_i Hml_d + \varepsilon_{i,d} \quad (1)$$

其中, $r_d^f$ 为市场无风险收益率; $R_{i,d} - r_d^f$ 为 $i$ 股票第 $d$ 个交易日的风险收益率; $Mkt_d$ 为市场溢价因子,等于综合A股市场日收益率与同日无风险收益率之差; $Smb_d$ 为市值因子,等于小公司投资组合的日收益率与大公司投资组合的日收益率之差; $Hml_d$ 为账面市值比因子,等于高账面市值比公司投资组合的日收益率与低账面市值比公司投资组合的日收益率的差额; $\alpha_i$ 为平均日异常收益率; $\beta_i$ 为市场风险系数; $s_i$ 为市值因子风险系数; $h_i$ 为账面市值比因子风险系数。

$i$ 股票 $t$ 月的股票特质性波动率为

$$Ivo_{i,t} = std(\varepsilon_{i,d}) \quad (2)$$

#### 3.2.3 有限套利的测量

本研究基于4个单项指标测量有限套利程度。

(1)AMIHUD<sup>[36]</sup>股票非流动性指标。该指标体现了股票价格对市场交易量的敏感程度,是测量股票流动性的反向指标。计算方法为

$$Amh_{i,t} = \frac{\sum_{d=1}^{D_{i,t}} |R_{i,d}|}{D_{i,t} \cdot Vol_{i,d}} \cdot 10^8 \quad (3)$$

其中, $Amh_{i,t}$ 为股票非流动性指标, $D_{i,t}$ 为 $i$ 股票 $t$ 月的交易天数, $Vol_{i,d}$ 为交易金额。股票流动性越弱,交易对价格的冲击度越大,投资者实施套利交易的潜在成本越高。

(2)股票涨跌停次数。中国A股市场于1996年12月6日起对正常交易股票实施10%涨跌幅限制,于1998年4月起对特别交易股票实施5%涨跌幅限制。KIM et al.<sup>[37]</sup>认为,限制股票价格的交易制度会妨碍股市中的均衡价格发现。本研究用月度内个股的涨跌停次数测量套利受限程度,涨跌停次数越多说明该股票的套利受限程度越高。

(3)融资融券交易的活跃程度。2010年中国A股市场引入融资融券交易制度,投资者可对部分股票实施融资融券交易。JONES et al.<sup>[38]</sup>和BAE et al.<sup>[39]</sup>认为,卖空成本影响卖空者卖空交易的获利程度;NEZ-AFAT et al.<sup>[40]</sup>认为,金融危机期间,美国政府为稳定股价而采取的限制卖空措施抑制了私有信息的产生,限制了价格发现;FENG et al.<sup>[41]</sup>认为,实施融资融券交易制度后,不能被做空的股票在盈余宣告后具有更大程度的负向超额收益率,这在投资者意见分歧较大的股票中更明显。本研究用每月个股融资融券的交易量测量有限套利程度,融资融券交易量越低的股票套利受限程度越高。

(4)是否纳入中国证券300指数(CIS300)。CSI300股指期货指数在2010年3月上市,该指数的基础股票是代表A股的300只股票,是中国证券市场唯一的股指期货。套利者有动机通过买卖股指期货对冲其在股票市场上的套利风险,因此,本研究预期,纳入CIS300指数的股票比未纳入该指数的股票受到的套利限制程度更低。

本研究认为单项套利指标只能反映某方面的有限套利程度,根据单项指标构建的综合性有限套利指标能更好地测量股票的有限套利程度。构建该综合套利指标的方法如下:①计算每月个股的AMIHUD<sup>[36]</sup>非流动性指标,然后等分为低、中、高三组,分别赋值为1、2、3,用 $L1_{i,t}$ 表示,数值越大说明有限套利程度越高;②计算每月的融资融券交易金额,并据此把各月样本等分为小、中、大3组,分别赋值为3、2、1,用 $L2_{i,t}$ 表示,数值越大说明有限套利程度越高;③计算个股每月的涨跌停次数,并据此把每月样本等分为少、中、多3组,分别赋值为1、2、3,用 $L3_{i,t}$ 表示,数值越大有限套利程度越高;④把纳入CIS300指数的公司视为有限套利程度低的样本,赋值为0,否则赋值为1,用 $LA_{i,t}$ 表示。设 $LM_{i,t}$ 为有限套利程度综合指标, $LM_{i,t} = \frac{L1_{i,t} + L2_{i,t} + L3_{i,t}}{3} + \frac{LA_{i,t}}{2}$ ,根据 $LM_{i,t}$ 值把每月样本等分为低、中、高三组,分别表示低、中、高有限套利程度的3类子样本。测算结果表明, $LM_{i,t}$ 的实际区间范围是1.5~4,数值越大表示有限套利程度越高。

#### 3.2.4 控制变量

$Siz_{i,t}$ 为规模,等于 $t$ 月末股票市值规模的自然对数; $MB_{i,t}$ 为权益市账比,等于 $t$ 月初股票总市值除以 $t$

月所在年年初的净资产账面价值; $Tur_{i,t}$ 为股票月度平均换手率,等于 $(t-5)$ 到 $t$ 月共6个月 $i$ 股票总交易数量与流通股总数量之比除以6; $Max_{i,t}$ 为最高日收益率,遵循BALI et al.<sup>[18]</sup>的方法,等于 $i$ 股票 $t$ 月前3个最高日收益率的均值; $Bet_{i,t}$ 为股票系统性风险,根据 $i$ 股票和综合A股市场在 $t$ 月的日交易数据,基于资本资产定价模型逐年计算各股票系统性风险值。

4 实证检验

4.1 描述性统计和相关性分析

表1给出主要变量的描述性统计结果。 $R_{i,t+1}$ 的均值、中值分别为1.236%和0,下四分位数和上四分位数分别为-6.897%和7.797%,说明样本期间个股月毛收益率呈右偏分布。同样, $AR_{i,t+1}$ 的偏度系数为1.800,且下四分位数与中值的距离大于上四分位数与中值的距离,说明 $AR_{i,t+1}$ 也具有右偏度分布特征。通过对个股毛收益率和超额收益率分布偏度的分析,说明中国A股市场中投资者具有极端高收益率偏好特征。

$Ivo_{i,t}$ 、 $MB_{i,t}$ 和 $Tur_{i,t}$ 的下四分位数与中值的距离均小于上四分位数与中值的距离,且偏度均远大于0,说明个股的特质性波动率、账面市值比和换手率均呈右偏分布特征。 $Siz_{i,t}$ 和 $Bet_{i,t}$ 的下四分位数与中值的距离接近于上四分位数与中值的距离,中值、均值大小相当,且偏度更接近于0,说明两个变量近似正态分布。 $Max_{i,t}$ 的下四分位数与中值的距离大于上四分位数与中值的距离且偏度为负值,说明个股月内前3个最高日收益率均值呈左偏分布。

表2给出主要变量之间的相关系数,右上部为Pearson相关系数,左下部为Spearman相关系数。 $R_{i,t+1}$ 和 $AR_{i,t+1}$ 与 $Ivo_{i,t}$ 的Pearson相关系数分别为-0.025和-0.043,Spearman相关系数分别为-0.014和-0.031,均在1%水平上显著,说明低特质性波动率股票的确可能存在正向收益率溢价。此外, $Amh_{i,t}$ 、 $Siz_{i,t}$ 、 $Tur_{i,t}$ 、 $Max_{i,t}$ 均与 $R_{i,t+1}$ 和 $AR_{i,t+1}$ 显著负相关,说明公司市值规模、权益市账比、换手率、股票非流动性和最大日收益率均负向影响个股收益率。表明中国A股市场中, $t$ 月低换手率的股票、小市值规模股票和最大日

表1 描述性统计结果  
Table 1 Results for Descriptive Statistics

变量	均值	中值	下四分位数	上四分位数	最小值	最大值	偏度
$R_{i,t+1}$	1.236%	0	-6.897%	7.797%	-78.188%	385.189%	1.580
$AR_{i,t+1}$	0.735%	-0.382%	-5.193%	5.284%	-96.951%	345.070%	1.800
$Ivo_{i,t}$	0.017	0.015	0.011	0.022	0.001	0.083	1.084
$Amh_{i,t}$	0.254	0.052	0.021	0.152	0.0004	6.211	60.375
$Siz_{i,t}$	14.679	14.663	13.720	15.526	8.882	21.497	0.335
$MB_{i,t}$	3.799	2.822	1.794	4.519	0.030	51.308	4.685
$Tur_{i,t}$	0.228	0.146	0.059	0.325	0.0002	1	1.393
$Max_{i,t}$	-0.031	-0.028	-0.038	-0.020	-0.104	0.100	-1.415
$Bet_{i,t}$	1.062	1.070	0.916	1.210	-0.459	3.963	0.019

表2 相关系数  
Table 2 Correlation Coefficients

	$R_{i,t+1}$	$AR_{i,t+1}$	$Ivo_{i,t}$	$Amh_{i,t}$	$Siz_{i,t}$	$MB_{i,t}$	$Tur_{i,t}$	$Max_{i,t}$	$Bet_{i,t}$
$R_{i,t+1}$	1	0.781***	-0.025***	-0.027***	-0.055***	-0.033***	0.009***	-0.048***	0.011***
$AR_{i,t+1}$	0.722***	1	-0.043***	-0.014***	-0.037***	-0.012***	-0.007***	-0.058***	0.011***
$Ivo_{i,t}$	-0.014***	-0.031***	1	0.009***	-0.021***	0.136***	0.461***	-0.531***	0.058***
$Amh_{i,t}$	-0.158***	-0.046***	-0.096***	1	-0.149***	-0.023***	-0.060***	-0.013***	-0.013***
$Siz_{i,t}$	-0.041***	-0.045***	-0.015***	-0.848***	1	-0.004***	0.046***	0.088***	-0.005***
$MB_{i,t}$	-0.047***	-0.021***	0.208***	-0.029***	-0.020***	1	0.263***	-0.014***	-0.119***
$Tur_{i,t}$	0.009***	-0.025***	0.517***	-0.338***	0.064***	0.469***	1	-0.293***	0.131***
$Max_{i,t}$	-0.041***	-0.030***	-0.557***	-0.070***	0.105***	-0.057***	-0.315***	1	-0.183***
$Bet_{i,t}$	0.031***	0.025***	0.066***	-0.072***	0.002	-0.052***	0.142***	-0.217***	1

注:\*\*\*为在1%水平上显著,下同。

收益率较低的股票会在  $(t+1)$  月产生正向收益率溢价,与BALI et al.<sup>[18]</sup>的研究一致。 $Bet_{i,t}$  与  $R_{i,t+1}$  和  $AR_{i,t+1}$  均显著正相关。

#### 4.2 基于股价特质性波动率构建单变量资产组合检验

(1) 根据  $Ivo_{i,t}$  逐月构建资产组合。在  $t$  月底,根据  $Ivo_{i,t}$  值从小到大的顺序把所有股票等分为 5 组, A1 和 A5 分别代表月度股价特质性波动率最低和最高的资产组合。为进一步验证不同特质性波动率资产组合之间的收益率差异,在  $t$  月底,根据  $Ivo_{i,t}$  值从小到大的顺序把样本等分为 10 组, B1 和 B10 分别代表月度股价特质性波动率最低和最高的资产组合。

(2) 计算  $(t+1)$  月各资产组合中个股收益率 ( $R_{i,t+1}$  和  $TAR_{i,t+1}$ ) 的算术平均值,以及以  $t$  月末个股流动市值对数为权重的加权平均值,分别作为该资产组合在  $(t+1)$  月的算术平均收益率和加权平均收益率。

(3) 计算整个样本期间内各资产组合在  $(t+1)$  月  $R_{i,t+1}$  和  $TAR_{i,t+1}$  的算术平均收益率以及加权平均收益率的时间序列均值。

表 3 给出样本期 5 等分资产组合的月度算术平均收益率和加权平均收益率的时间序列均值,结果表明,  $t$  月股价特质性波动率最高的资产组合在  $(t+1)$  月的收益率较低,股价特质性波动率最低的资产组合在  $(t+1)$  月的收益率较高。A1 与 A5 之间算术平均毛收益率  $R_{i,t+1}$  的差异为 0.654,  $t$  值为 3.689; 算术平均超额收益率  $TAR_{i,t+1}$  的差异为 0.575,  $t$  值为 2.734。

各资产组合的加权平均收益率结果也表明,高特质性波动率资产组合的收益率偏低,并且极端资产组合收益率均值差异与算术平均收益率的计算结

果一致。

整体而言,表 3 的结果初步证明,高特质性波动率股票在未来的收益率较低,低特质性波动率股票在未来的收益率较高。

表 4 给出样本期 10 等分资产组合的月度算术平均收益率和加权平均收益率的时间序列均值,结果表明,从 B1 至 B10,资产组合的  $TAR_{i,t+1}$  和  $R_{i,t+1}$  呈整体下降趋势,与表 3 呈现的趋势一致。算术平均收益率结果表明, B1 与 B10 之间  $R_{i,t+1}$  的差异为 0.935,  $t$  值为 3.992, 在 1% 水平上显著;  $TAR_{i,t+1}$  的差异为 0.912,  $t$  值为 2.573, 在 5% 水平上显著。加权平均收益率结果表明, B1 与 B10 之间  $R_{i,t+1}$  的差异为 0.913,  $t$  值为 1.975;  $TAR_{i,t+1}$  的差异为 0.891,  $t$  值为 2.532, 均在 5% 水平上显著。表 4 的结果再次证明,股价特质性波动率对预期股票收益率存在负向影响,与表 3 结果一致。

单变量资产组合分析结果表明,在中国 A 股市场中,  $Ivo_{i,t}$  溢价水平高于 ANG et al.<sup>[5]</sup> 基于美国股票市场的溢价水平,也高于 GU et al.<sup>[31]</sup> 基于 2002 年至 2012 年中国 A 股市场上样本公司的  $Ivo_{i,t}$  溢价水平。这证明特质性波动率资产定价效应稳定地存在于中国 A 股市场,  $H_1$  得到验证。

在完美资本市场中,套利机会能够以无风险、零成本的方式被利用时,理性投资者可以短期卖空高  $Ivo_{i,t}$  资产组合并买入低  $Ivo_{i,t}$  资产组合,该套利行为最终会及时消除市场中的  $Ivo_{i,t}$  异象。但现实股票市场中存在套利局限性因素,意味着套利活动并非无风险、无成本,较高的有限套利程度使套利交易者更难利用  $Ivo_{i,t}$  异象这种套利机会。与成熟资本市场相比,中国股票市场发展历史短、规模大、规制不够完

表 3 基于  $Ivo_{i,t}$  构建的 5 个资产组合在  $(t+1)$  月的收益率  
Table 3 Rate of Returns on Five Portfolios in Months  $(t+1)$  Sorted by  $Ivo_{i,t}$

均值类别	收益率指标	A1	A2	A3	A4	A5	A1 - A5	$t$ 值
算术平均收益率	$R_{i,t+1}$	1.965***	1.896**	1.750**	1.807**	1.311*	0.654***	3.689
	$TAR_{i,t+1}$	1.131***	1.147***	1.027***	1.068***	0.556**	0.575**	2.734
流通股市值加权平均收益率	$R_{i,t+1}$	1.916***	1.861***	1.711**	1.774***	1.280***	0.636***	3.521
	$TAR_{i,t+1}$	1.082**	1.114**	0.988**	1.034**	0.522**	0.560**	2.962

注: \*\*为在 5% 的水平上显著, \*为在 10% 的水平上显著, 下同。

表 4 基于  $Ivo_{i,t}$  构建的 10 个资产组合在  $(t+1)$  月的收益率  
Table 4 Rate of Returns on Ten Portfolios in Months  $(t+1)$  Sorted by  $Ivo_{i,t}$

均值类别	收益率指标	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B7	B8	B9	B10	B1 - B10	$t$ 值
算术平均收益率	$R_{i,t+1}$	1.876***	2.037***	1.779**	2.062**	1.795**	1.780**	2.010**	1.684**	1.564**	0.941*	0.935***	3.992
	$TAR_{i,t+1}$	1.086***	1.207***	1.076***	1.214***	1.079***	1.003***	1.230**	0.939***	0.816***	0.174*	0.912**	2.573
流通股市值加权平均收益率	$R_{i,t+1}$	1.820**	1.998**	1.749**	2.025**	1.761**	1.740**	1.971***	1.660***	1.539***	0.907***	0.913**	1.975
	$TAR_{i,t+1}$	1.030***	1.166***	1.050***	1.178***	1.045***	0.964***	1.190***	0.914***	0.787***	0.139***	0.891**	2.532

善,套利交易受限程度更严重,这在更高程度上降低套利交易者利用市场错误定价机会恢复市场效率的能力。因此,发现中国A股市场存在更为显著的特质性波动率溢价并不足为奇。下面通过二维变量资产组合分析,获取有限套利如何影响特质性波动率资产定价效应的证据。

**4.3 基于有限套利指数、股价特质性波动率构建二维资产组合的检验**

在构建综合有限套利指标后,本研究检验有限套利程度如何影响负向特质性波动率溢价。本研究预期,在有限套利程度较高的子样本中,负向特质性波动率溢价程度高于有限套利程度较低的样本。在此部分,基于有限套利程度和特质性波动率两个变量构建资产组合检验该假设。

在 $t$ 月末基于综合有限套利指标和特质性波动率指标构建 $3 \times 10$ 的资产组合。首先,基于综合有限套利指标,每月末把样本等分为低、中、高3个有限套利程度子样本。然后,在每个有限套利子样本中,根据特质性波动率水平从小到大等分为10组,C1为最低异质性波动率组,C10为最高异质性波动率组。经过上述分组,共构建 $3 \times 10$ 个资产组合,分别计算 $(t+1)$ 月各资产组合流通股市值加权平均收益率的时间序列均值。

表5给出基于有限套利和股价特质性波动率构建的投资组合在 $(t+1)$ 月流通股市值加权平均收益率的时间序列均值。

在有限套利程度低的样本中,最高与最低特质性波动率资产组合收益率 $R_{i,t+1}$ 的差异为1.745, $TAR_{i,t+1}$ 的差异为1.741,但均不显著。

在有限套利程度中的样本中,最高与最低特质性波动率资产组合收益率 $R_{i,t+1}$ 的差异为2.348,在5%

水平上显著; $TAR_{i,t+1}$ 的差异为2.286,在1%水平上显著。

在有限套利程度高的样本中,最高与最低特质性波动率资产组合收益率 $R_{i,t+1}$ 的差异为4.285,在1%水平上显著; $TAR_{i,t+1}$ 的差异为4.260,在1%水平上显著。

各资产组合在 $(t+1)$ 月流通股市值加权平均收益率的变动趋势与 $H_1$ 和 $H_2$ 符合,证实股价特质性波动率资产定价效应不仅存在于中国A股市场,且该效应在有限套利程度高的子样本中更明显,在有限套利程度低的样本中较弱。

基于综合有限套利指标和异质性波动指标构建资产组合获取的证据表明,负向特质性波动率溢价在有限套利程度较高的样本中更明显,表明负向特质性波动率溢价是有限套利的结果。较高的市场摩擦和套利限制妨碍并降低了套利活动效率,进而使高特质性波动率股票在更大程度上被高估,并在下期产生较低的收益率。

**4.4 稳健性检验**

(1)根据替代性有限套利指标、股价特质性波动率指标构建资产组合进行检验

把单项有限套利指标分为两组,包括由AMIHUD<sup>[36]</sup>非流动性指标和涨跌停次数确定的基于市场表现的有限套利指标,以及在2010年及以后年份由融资融券交易量和是否纳入CIS300指数确定的规制性因素有限套利指标。基于市场表现的有限套利指标用 $(L1_{i,t+1} + L2_{i,t+1})$ 测量,基于规制的有限套利指标用 $(\frac{L3_{i,t+1}}{3} + \frac{LA_{i,t+1}}{2})$ 测量。在此基础上,根据有限套利和股价特质性波动率,分别构建 $3 \times 10$ 个有限套利组合,并计算各组合的市值加权和等权重月收益率的

**表5 二维资产组合在 $(t+1)$ 月份的收益率**  
**Table 5 Rate of Returns on Bivariate Portfolios in Month  $(t+1)$**

子样本 收益率指标	套利受限程度低		套利受限程度中		套利受限程度高	
	$R_{i,t+1}$	$TAR_{i,t+1}$	$R_{i,t+1}$	$TAR_{i,t+1}$	$R_{i,t+1}$	$TAR_{i,t+1}$
C1	3.340*	1.158*	0.803*	0.338*	8.462***	7.362***
C2	3.005*	1.138*	0.844*	0.328*	8.219***	7.344***
C3	2.273	0.074	0.775	0.209	7.036***	6.195***
C4	2.857	0.822	0.728	0.230	7.356***	6.304***
C5	3.339	1.383*	0.580	0.056	7.155***	6.313***
C6	2.636	0.544	0.460	-0.089	6.888***	6.031***
C7	2.054	0.214	0.293	-0.232	7.406***	6.363***
C8	3.713*	1.462	0.107*	-0.406***	5.886***	5.034***
C9	1.637	-0.340	-0.565**	-1.049***	5.099***	4.271***
C10	1.595	-0.583	-1.545	-1.948	4.177***	3.102***
C1 - C10	1.745	1.741	2.348**	2.286***	4.285***	4.260***
$t$ 值	0.548	1.653	2.683	6.781	3.148	5.024

时间序列均值。两种方法构建资产组合的收益率结果类似,均表明特质性波动率负向溢价在套利受限程度较高的样本中高于套利受限程度较低的样本。

(2) 逐步剔除单项有限套利指标后构建资产组合进行检验

该项检验进行4轮资产组合收益率分析,每一次分析都从4个单项指标中剔除1个指标后构建综合有限套利指标,得到4个不同的综合有限套利指标,然后对4个综合指标分别进行检验。在4轮稳健性检验中,负向特质性波动率溢价稳定存在,并在有限套利程度较高的样本中更明显。

尽管本研究对有限套利做出不同定义,构建不同指标测量有限套利的不同维度,但稳健性检验得出一致的结果均表明特质性波动率负向溢价稳定存在,并在有限套利程度较高的样本中更明显。

(3) 延长预期收益率期间构建双变量资产组合进行检验

在高、中、低套利组合中,考察基于 $Ivo_{i,t}$ 构建资产组合的盈利能力持续性问题,基于 $Ivo_{i,t}$ 构建资产组合,并计算持有期为2个月、3个月、4个月、5个月和6个月时各资产组合的收益率。

最低有限套利资产组合中,最低与最高 $Ivo_{i,t}$ 资产组合的流通股市值加权平均收益率差异在持有期为1个月时为1.755,持有期为6个月时增至3.106,三因子模型调整后收益率则从持有期为1个月时的1.741增至持有期为6个月时的2.938。

最高有限套利资产组合中,最低与最高 $Ivo_{i,t}$ 资产组合的流通股市值加权平均收益率差异在持有期为1个月时为4.285,在持有期为6个月时增至6.647,三因子模型调整后收益率则从持有期为1个月时的4.260增至持有期为6个月时的5.871。这说明构建资产组合后,随着持有期间延长,股价特质性波动率溢价效应不仅仍持续存在且更加明显。

上述稳健性测试结果证明,特质性波动率溢价稳健地存在于中国A股市场,有限套利对股价特质性波动率溢价具有显著解释力。

#### 4.5 回归分析

本研究采用FAMA et al.<sup>[42]</sup>截面回归方法再次检验有限套利对股价特质性波动率溢价效应的影响。借鉴ANG et al.<sup>[5]</sup>的研究,以个股月初流通股市值为权重,进行FAMA et al.<sup>[42]</sup>截面回归结果,以消除小规模公司对分析结果的不利影响。

本研究采用 $(t+1)$ 月个股超额收益率 $AR_{i,t+1}$ 对 $Ivo_{i,t}$ 、 $Ivo_{i,t}$ 与基于综合有限套利指标确定的有限套利程度虚拟变量的交互项以及其他控制变量进行回归。本研究的回归分析与GU et al.<sup>[31]</sup>的研究不同之处在于:①本研究并没有把解释变量转化为类别变量;②把有限套利的虚拟变量作为控制变量,因为有限套利是重要的资产定价因子。本研究构建有限套利程度虚拟变量时,根据各月有限套利综合指标大小,把各月样本等分为5组,有限套利最低组用 $Low_{i,t}$ 表示,第3组用 $Med_{i,t}$ 表示,第5组用 $Hig_{i,t}$ 表示,观测值

归属于相应组,则相应虚拟变量值取值为1,否则取值为0。

本研究采用FAMA et al.<sup>[42]</sup>横截面回归方法分7步进行回归,结果见表6。

在第1步回归中, $Ivo_{i,t}$ 的回归系数为-0.462,在1%水平上显著,表明在控制规模效应、权益市账比效应、换手率效应、最大日收益率效应后,特质性波动率溢价依然稳健存在。

第2步回归引入代表高、中、低有限套利程度的虚拟变量,结果表明, $Hig_{i,t}$ 、 $Med_{i,t}$ 和 $Low_{i,t}$ 的回归系数分别为0.015、-0.015、-0.014,均在1%水平上显著。

上述回归结果说明,高有限套利公司能够获取较高的股票超额收益率,低有限套利公司则能够获取较低的股票超额收益率,这可能是中国制度背景下有限套利程度较高的公司承受更为明显的卖空限制所致。

在第2步的基础上,第3步~第5步回归分别引入交互项 $Ivo_{i,t} \cdot Hig_{i,t}$ 、 $Ivo_{i,t} \cdot Med_{i,t}$ 和 $Ivo_{i,t} \cdot Low_{i,t}$ ,相应的回归系数分别为-0.916、0.162、0.627,均在1%水平上显著; $Ivo_{i,t}$ 相应的回归系数分别为-0.199、-0.523、-0.684,均在1%水平上显著。这些证据充分说明, $Ivo_{i,t}$ 整体上显著负向影响超额收益率,并且这在有限套利程度较高的样本中更强,而在有限套利程度较低的样本中较弱。

第6步回归在第2步的基础上同时引入 $Ivo_{i,t}$ 与 $Hig_{i,t}$ 和 $Low_{i,t}$ 的交互项, $Ivo_{i,t} \cdot Hig_{i,t}$ 和 $Ivo_{i,t} \cdot Low_{i,t}$ 的回归系数分别为-0.786和0.266,均在1%水平上显著; $Ivo_{i,t}$ 的回归系数为-0.329,在1%水平上显著。

第7步回归在第2步的基础上同时引入 $Ivo_{i,t}$ 与 $Hig_{i,t}$ 、 $Med_{i,t}$ 和 $Low_{i,t}$ 的交互项,与前述步骤回归结果获取的证据一致。

上述分步回归结果表明,股价特质性波动率溢价稳定存在,且在高有限套利公司中更强,在低有限套利公司中较弱, $H_1$ 和 $H_2$ 再次得到验证。

实证结果表明,特质性波动率资产定价效应稳健地存在于中国A股市场,基于中国特殊制度背景构建的有限套利指标对该资产定价异象具有一定的解释力。此外还发现,高有限套利公司中,存在较高的超额收益率,低有限套利公司中超额收益率较低。究其原因,卖空限制的存在导致有限套利程度较高的股票在更大程度上被高估,这也反过来证明本研究选择的有限套利指标具有一定的合理性。

#### 5 结论

本研究立足于中国特殊的股价涨跌停制度、融资融券交易制度和股指期货制度,构建了综合及单项的有限套利程度代理变量,采用构建资产组合检验法和FAMA et al.<sup>[42]</sup>回归分析法进行实证检验。研究结果表明,中国A股市场中存在显著的股价特质性波动率资产定价效应,有限套利能够较好地解释这种资产定价效应。在采取延长收益率期间和改变有限套利测量方法等稳健性检验测试后上述结果依然



表6 分步回归结果  
Table 6 Stepwise Regression Results

	$AR_{i,t+1}$						
	第1步	第2步	第3步	第4步	第5步	第6步	第7步
$Hig_{i,t}$		0.015*** (9.941)	0.001 (0.762)	0.015*** (9.976)	0.015*** (10.126)	0.001 (0.652)	0.018*** (5.383)
$Med_{i,t}$		-0.015*** (-10.509)	-0.015*** (-10.336)	-0.018*** (-11.162)	-0.016*** (-10.609)	-0.015*** (-10.391)	0.005 (1.477)
$Low_{i,t}$		-0.014*** (-9.632)	-0.014*** (-9.374)	-0.014*** (-9.684)	-0.025*** (-15.306)	-0.018*** (-10.952)	0.001 (0.332)
$Ivo_{i,t}$	-0.462*** (-18.578)	-0.467*** (-18.746)	-0.199*** (-7.161)	-0.523*** (-18.237)	-0.684*** (-23.832)	-0.329*** (-9.145)	0.742*** (4.464)
$Ivo_{i,t} \cdot Hig_{i,t}$			-0.916*** (-21.602)			-0.786*** (-16.351)	-1.859*** (-10.968)
$Ivo_{i,t} \cdot Med_{i,t}$				0.162*** (3.946)			-1.115*** (-6.595)
$Ivo_{i,t} \cdot Low_{i,t}$					0.627*** (15.213)	0.266*** (5.685)	-0.806*** (-4.762)
$Siz_{i,t}$	-0.002*** (-20.498)	-0.002*** (-17.087)	-0.003*** (-18.723)	-0.002*** (-17.252)	-0.002*** (-17.467)	-0.003*** (-18.642)	-0.003*** (-18.676)
$MB_{i,t}$	-0.001*** (-3.593)	-0.0003*** (-3.812)	-0.0001*** (-3.845)	-0.0003*** (-3.799)	-0.0004*** (-3.901)	-0.0002*** (-3.883)	-0.0003*** (-3.933)
$Tur_{i,t}$	-0.005*** (-5.659)	-0.004*** (-5.374)	-0.004*** (-4.536)	-0.004*** (-5.371)	-0.004*** (-4.792)	-0.004*** (-4.401)	-0.004*** (-4.378)
$Max_{i,t}$	-0.509*** (-42.424)	-0.511*** (-42.572)	-0.514*** (-42.887)	-0.511*** (-42.598)	-0.511*** (-42.616)	-0.513*** (-42.819)	-0.514*** (-42.902)
截距项	0.038*** (20.712)	0.050*** (20.787)	0.048*** (19.993)	0.052*** (21.134)	0.055*** (22.498)	0.051*** (20.643)	0.031*** (8.157)
调整的 $R^2/\%$	8.583	9.616	9.718	9.612	9.669	9.872	9.732

成立。

本研究不仅丰富了特质性波动率溢价之谜研究和有限套利经济后果研究,研究结果在以下方面也具有重要现实意义。①本研究为强化投资者教育提供了重要参考依据。本研究认为,中国A股市场投资者具有对极端高收益率股票的非理性偏好,这会高估具有潜在高收益率的股票,加剧股票市场波动。据此可以通过强化投资者教育,缓解投资者此类非理性偏好对股票市场定价效率的影响,这有助于强化投资者保护,提高资本市场效率,促进资本市场稳定发展。②为评价涨跌停制度、融资融券交易制度、股指期货制度等市场制度的市场效果提供参考。本研究发现,在与制度相关的高有限套利程度的公司中,特质性波动率溢价更明显。因此,可以通过拓宽涨跌停限价幅度、扩充融资融券交易标的数量和增加股指期货标的的范围等改革措施,降低更多股票的有限套利程度,提高股票市场资产定价效率。

本研究仍存在一些不足。本研究分析了投资者

对极端高收益率股票的偏好会引起投资者高估高波动率股票,但限于投资者心理偏好难以测量的实际及本研究的重点,对上述观点并没有提供直接的实践证据,只提供了高波动率股票未来收益率较低的间接证据。因此,可以将探究投资者极端高收益率偏好对资产定价的影响作为未来的研究重点。

#### 参考文献:

- [1] DE LONG J B, SHLEIFER A, SUMMERS L H, et al. Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(4): 703-738.
- [2] CAMPBELL J Y, SHILLER R J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *The Review of Financial Studies*, 1988, 1(3): 195-228.
- [3] STAMBAUGH R F, YU J F, YUAN Y. Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle. *The Journal of Finance*, 2015, 70(5): 1903-1948.
- [4] 姜圆. 套利限制、投资者情绪与倒“V”型证券市场线: 基于我国A股市场的证据. *投资研究*, 2019, 38(11): 48

- 64.  
JIANG Yuan. Limits of arbitrage, investor sentiment and inverted V-shape security market line: evidence from China's A-share markets. *Review of Investment Studies*, 2019, 38(11):48-64.
- [5] ANG A, HODRICK R J, XING Y H, et al. The cross-section of volatility and expected returns. *The Journal of Finance*, 2006, 61(1):259-299.
- [6] 伊志宏, 杨圣之, 陈钦源. 分析师能降低股价同步性吗: 基于研究报告文本分析的实证研究. *中国工业经济*, 2019(1):156-173.  
YI Zhihong, YANG Shengzhi, CHEN Qinyuan. Could analysts reduce stock price synchronicity: a textual analysis based on analyst report. *China Industrial Economics*, 2019(1):156-173.
- [7] 黄灿, 李善民, 庄明明, 等. 内幕交易与股价同步性. *管理科学*, 2017, 30(6):3-18.  
HUANG Can, LI Shanmin, ZHUANG Mingming, et al. Insider trading and stock price synchronicity. *Journal of Management Science*, 2017, 30(6):3-18.
- [8] AABO T, PANTZALIS C, PARK J C. Idiosyncratic volatility: an indicator of noise trading?. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 75:136-151.
- [9] YANG Y C, ZHANG B H, ZHANG C. Is information risk priced? Evidence from abnormal idiosyncratic volatility. *Journal of Financial Economics*, 2020, 135(2):528-554.
- [10] MERTON R C. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 1987, 42(3):483-510.
- [11] UMUTLU M. Does idiosyncratic volatility matter at the global level?. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2019, 47:252-268.
- [12] QADAN M, KLIGER D, CHEN N. Idiosyncratic volatility, the VIX and stock returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2019, 47:431-441.
- [13] 熊伟, 陈浪南. 股票特质波动率、股票收益与投资者情绪. *管理科学*, 2015, 28(5):106-115.  
XIONG Wei, CHEN Langnan. Idiosyncratic volatility, stock return and investor sentiment. *Journal of Management Science*, 2015, 28(5):106-115.
- [14] 杨亚仙, 李洋洋. 中国股市“特质波动率之谜”及其成因量化分解. *投资研究*, 2018, 37(8):130-143.  
YANG Yaxian, LI Yangyang. The idiosyncratic volatility puzzle and the quantitative decomposition of its explanations. *Review of Investment Studies*, 2018, 37(8):130-143.
- [15] 李竹薇, 史永东, 于森, 等. 中国股票市场特质波动率异象及成因. *系统工程*, 2014, 32(6):1-7.  
LI Zhuwei, SHI Yongdong, YU Miao, et al. Idiosyncratic volatility anomalies and reasons in Chinese stock markets. *Systems Engineering*, 2014, 32(6):1-7.
- [16] 虞文微, 张兵, 赵丽君. 异质信念、卖空机制与“特质波动率之谜”: 基于2698家中国A股上市公司的证据. *财经科学*, 2017(2):38-50.  
YU Wenwei, ZHANG Bing, ZHAO Lijun. Heterogeneous information, short selling and the idiosyncratic volatility puzzle: based on the evidence from 2698 listed companies from China's A stock market. *Finance & Economics*, 2017(2):38-50.
- [17] 熊和平, 刘京军, 杨伊君, 等. 中国股票市场存在特质波动率之谜吗? 基于分位数回归模型的实证分析. *管理科学学报*, 2018, 21(12):37-53.  
XIONG Heping, LIU Jingjun, YANG Yijun, et al. Is there idiosyncratic volatility puzzle in Chinese stock markets: a quantile regression analysis. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(12):37-53.
- [18] BALI T G, CAKICI N, WHITELEW R F. Maxing out: stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 2011, 99(2):427-446.
- [19] EGGINTON J, HUR J. The robust “maximum daily return effect as demand for lottery” and “idiosyncratic volatility puzzle”. *Journal of Empirical Finance*, 2018, 47(C):229-245.
- [20] HUANG W, LIU Q Q, RHEE S G, et al. Return reversals, idiosyncratic risk, and expected returns. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(1):147-168.
- [21] ZAREMBA A, CZAPKIEWICZ A, BEDOWSKA-SÓJKA B. Idiosyncratic volatility, returns, and mispricing: no real anomaly in sight. *Finance Research Letters*, 2018, 24:163-167.
- [22] BERGBRANT M, KASSA H. Is idiosyncratic volatility related to returns? Evidence from a subset of firms with quality idiosyncratic volatility estimates. *Journal of Banking & Finance*, 2021, 127:106126.
- [23] CAO J, HAN B. Idiosyncratic risk, costly arbitrage, and the cross-section of stock returns. *Journal of Banking & Finance*, 2016, 73:1-15.
- [24] SON N T, NGUYEN N M. Prospect theory value and idiosyncratic volatility: evidence from the Korean stock market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 2019, 21:113-122.
- [25] LI Y, MU Y, QIN T. Economic uncertainty: a key factor to understanding idiosyncratic volatility puzzle. *Finance Research Letters*, 2021, 42(10):101938.
- [26] 王美今, 孙建军. 中国股市收益、收益波动与投资者情绪. *经济研究*, 2004, 39(10):75-83.  
WANG Meijin, SUN Jianjun. Stock market returns, volatility and the role of investor sentiment in China. *Economic Research Journal*, 2004, 39(10):75-83.
- [27] 叶建华. “热手效应”和“赌徒谬误”决策偏差与股市极大日收益率异象: 基于中国A股市场的经验证据. *管理评论*, 2016, 28(11):30-39.  
YE Jianhua. The impact of “hot hand effect” and “gambler's fallacy” related decision making biases on the maximum daily anomaly: evidence from Chinese stock market. *Management Review*, 2016, 28(11):30-39.
- [28] 尹海员, 吴兴颖. 投资者高频情绪对股票日内收益率的预测作用. *中国工业经济*, 2019(8):80-98.  
YIN Haiyuan, WU Xingying. Predictive effect of high-frequency investor sentiment on the intraday stocks return. *China Industrial Economics*, 2019(8):80-98.
- [29] SHLEIFER A, VISHNY R W. The limits of arbitrage. *The Journal of Finance*, 1997, 52(1):35-55.
- [30] 叶建华, 周铭山. 有限套利能否解释A股市场资产增长异象. *南开管理评论*, 2013, 16(1):41-48, 63.

- YE Jianhua, ZHOU Mingshan. Does limits-to-arbitrage explain asset growth anomalies in A-share market. *Nankai Business Review*, 2013, 16(1): 41-48, 63.
- [31] GU M, KANG W J, XU B. Limits of arbitrage and idiosyncratic volatility: evidence from China stock market. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 86: 240-258.
- [32] 黄苑, 谢权斌, 胡新. 股票市场涨跌停影响因素及定价效应. *财经科学*, 2018(10): 24-35.  
HUANG Yuan, XIE Quanbin, HU Xin. The influencing factors of the limit-hit frequency on pricing effects in China stock market. *Finance & Economics*, 2018(10): 24-35.
- [33] BOEHMER E, WU J. Short selling and the price discovery process. *The Review of Financial Studies*, 2013, 26(2): 287-322.
- [34] CALLEN J L, FANG X H. Short interest and stock price crash risk. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 60: 181-194.
- [35] FAMA E F, FRENCH K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1): 3-56.
- [36] AMIHUD Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31-56.
- [37] KIM K A, RHEE S G. Price limit performance: evidence from the Tokyo stock exchange. *The Journal of Finance*, 1997, 52(2): 885-901.
- [38] JONES C M, LAMONT O A. Short-sale constraints and stock returns. *Journal of Financial Economics*, 2002, 66: 207-239.
- [39] BAE K, KANG J, LEE S. Bullish/bearish/neutral strategies under short sale restrictions. *Journal of Banking & Finance*, 2016, 71: 227-239.
- [40] NEZAFAT M, SCHRODER M, WANG Q H. Short-sale constraints, information acquisition, and asset prices. *Journal of Economic Theory*, 2017, 172(C): 273-312.
- [41] FENG X N, CHAN K C, YANG D. Short sale constraints, dispersion of opinion, and stock overvaluation: evidence from earnings announcements in China. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2017, 41: 217-230.
- [42] FAMA E F, MACBETH J D. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 607-636.

## Can Limits to Arbitrage Affect the Asset Pricing Effect of Stock Price Idiosyncratic Volatility

ZHANG Huaping, CAO Ceyuan

School of Management and Economics, North China University of Water Resources and Electric Power, Zhengzhou 450046, China

**Abstract:** According to the classical asset pricing model, expected stock return in security market is only determined by systematic risk, and idiosyncratic stock return volatility have no asset pricing effect. Recent studies found that idiosyncratic stock return volatility can negatively predict the following monthly stock return, and this phenomenon contrasted with classical asset pricing theory is called idiosyncratic stock return volatility premium puzzle. Some researchers believe that mispricing associated with limits to arbitrage is the cause of this asset pricing puzzle. In Chinese A-share market, the margin trading and short selling regulation, trading price limits rule, and individual investors dominating the market, which are different from that of developed security market, and provide a good opportunity for us to investigate the cause of this asset pricing puzzle.

This study reviewed the literature on the existence and causes of the idiosyncratic stock return volatility premium puzzle, and theoretically analyzed the existence of this effect and how limits to arbitrage affect this asset pricing effect. Using listed firms in Chinese A-share market during 1993-2019 as sample, this research constructed comprehensive indicators to measure the cost of limits to arbitrage based on special regulation factors in Chinese A-share market. After all the above, this study empirically investigated whether idiosyncratic stock return volatility premium puzzle existed in Chinese A-share market and how limits to arbitrage affect this phenomenon by using correlation analysis, univariate portfolio return analysis, bivariate portfolio return analysis, and regression analysis.

This study found that the existence of idiosyncratic stock return volatility premium puzzle is robust in Chinese A-share market, which indicates that idiosyncratic stock return volatility within one month can negatively predict stock return in the following month. Limits to arbitrage measures related with special background in Chinese stock market can partly explain the idiosyncratic stock return volatility premium puzzle, which indicates that idiosyncratic stock return volatility premium puzzle is more significant in firms with high level of limits to arbitrage than that in firms with low level of limits to arbitrage.

This study provides new evidence of the existence and causes of the puzzle of the idiosyncratic volatility premium in the Chinese stock market, enriches the research on the puzzle of the idiosyncratic stock return volatility premium, and provides a framework for reference to study the anomalies of asset pricing in the Chinese A-share market. Empirically, this research provides evi-

dences for evaluating the effects of limited trading price rule, margin trading and short selling regulation and security index future regulation, and can also provide materials for educating investors.

**Keywords:** idiosyncratic volatility premium; limits to arbitrage; asset portfolio; stock return; asset pricing

**Received Date:** May 5<sup>th</sup>, 2019 **Accepted Date:** May 13<sup>th</sup>, 2020

**Funded Project:** Supported by the National Social Science Foundation of China(19FGLB040), the Program of Science & Technology Innovative Talents(Humanities and Social Sciences) for Universities of Henan Province(2021-CX-006), the Higher Educational Program for Developing Young Scholar of Henan Province(2019GGJS102), the Higher Educational Key Research Projects of Henan Province(20A790017), and the Humanities and Social Science Research Project of Henan Bureau of Education(2020-ZZJH-262)

**Biography:** ZHANG Huaping, doctor in economics, is a professor in the School of Management and Economics at North China University of Water Resources and Electric Power. His research interests include business strategic management and corporate finance. His representative paper titled "Monetary policy adjustment, corporate investment, and stock liquidity—empirical evidence from Chinese stock market" was published in the *Emerging Markets Finance and Trade* (Issue 13, 2019). E-mail: zhanghuaping@ncwu.edu.cn

CAO Ceyuan is a master degree candidate in the School of Management and Economics at North China University of Water Resources and Electric Power. His research interests include capital market and corporate finance. E-mail: z201920752601@stu.ncwu.edu.cn □

\*\*\*\*\*

## 2022年中国城市群高质量发展学术研讨会征文通知

2020年7月召开的中共中央政治局会议作出了一个重大判断,即中国已进入高质量发展阶段。为全面领会、把握会议精神,进一步学习贯彻习近平总书记关于《推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局》的重要精神,发挥广大学者在贯彻新发展理念和推动高质量发展方面的智力优势,深入推动中国城市群高质量发展的理论和实践创新,哈尔滨工业大学将举办第一届中国城市群高质量发展学术研讨会,会议将邀请科技部、教育部、中科院、国家自然科学基金委等部门(机构)的专家做专题报告。主要事项通知如下:

**主办单位:** 哈尔滨工业大学

中国科学学与科技政策研究会科技管理与评价专业委员会

**承办单位:** 哈尔滨工业大学经济与管理学院

东北地区城市群高质量发展研究中心

**会议时间、地点、形式:** 鉴于目前国内的疫情状况,为保障参会者的健康安全,结合承办方当地的防疫政策,本次会议定为线上举办。会议时间为2022年1月8日-9日,会议地点为黑龙江省哈尔滨市哈尔滨工业大学,会议形式为线上腾讯会议。

### 一、会议主题

构筑城市群高质量发展新格局

### 二、征文选题(包括但不限于)

1. 城市群高质量发展的测度方法体系创新
2. 环境规制、绿色创新与中国城市群高质量发展
3. 营商环境、制度创新与中国城市群高质量发展
4. 科技创新生态、产业结构升级与中国城市群高质量发展
5. 数字经济赋能、消费结构升级与中国城市群高质量发展
6. 文化传承、旅游开发与与中国城市群高质量发展
7. 应急管理、公共安全与中国城市群高质量发展
8. 大数据、城市规划与中国城市群高质量发展
9. 中心城市、城市网络与中国城市群高质量发展
10. 基础设施建设、空间格局优化与中国城市群高质量发展
11. “双循环”背景下中国城市群高质量发展的模式、路径与策略

12. “十四五”时期中国城市群高质量发展的思路与对策

13. “碳中和”与中国城市群高质量发展的协同机制

14. 创新链和产业链融合与中国城市群高质量发展

### 三、征文说明

1. 请各位与会专家围绕会议主题撰写论文。

2. 来稿应是未经公开发表的学术成果,且不侵权、不涉密,文责自负。

3. 会议论文字数以10000字以内为宜,摘要200~300字。每篇论文都应有标题、作者姓名、作者单位、关键词和论文摘要信息,并应在首页用单独一页注明作者姓名、单位、职称、通信地址、邮编、联系电话和邮箱等信息。

4. 论文格式参见本会议支持期刊的投稿格式要求。

5. 全文投稿截止时间为2021年11月30日。论文全文请发至投稿邮箱:uhqdr2021@163.com,邮件主题根据投稿论文所属选题进行标注,格式为“单位+姓名+征文选题(如选题1)”。

6. 提交的论文由会议组委会组织知名专家学者评审,会议评选出的优秀论文将颁发荣誉证书,向会议支持期刊《科研管理》《科技进步与对策》《管理科学》《哈尔滨工业大学学报(社会科学版)》优先推荐,经期刊专家评审通过后及时安排发表。

### 四、会议日程概况

2022年1月8日上午 会议开幕式和主旨报告

2022年1月8日下午 分论坛

2022年1月9日上午 期刊主编交流会、优秀论文名单公布及颁奖、会议闭幕式

### 五、会议费用等事项

本次会议不收取会议费。会议入选论文需指定一位作者进行论文宣讲。没有投稿也可以参会。

### 六、会议联系人

1. 哈尔滨工业大学胡士磊

电话:18646568027 电子邮箱:16B910047@stu.hit.edu.cn

2. 哈尔滨工业大学张少鹏

电话:13251610878 电子邮箱:13251610878@163.com