

分析师:

徐寅

xuyinsh@xyzqcomcn S0190514070004

西学东渐--海外文献推荐系列之一百零九

2020年12月31日

报告关键点

本文的研究对传统的套利理论 产生了一定冲击,提出股票的崩 溃效应并非完全由情绪驱动, 机 构投资者可能会助推投机泡沫, 继续购买已经被高估的股票,在 崩盘前退出市场而利用泡沫来 获取高利润。

相关报告

《西学东渐--海外文献推荐系 列之一百零八》

《西学东渐--海外文献推荐系 列之一百零七》

《西学东渐--海外文献推荐系 列之一百零六》

投资要点

- 西学东渐, 是指从明朝末年到近代, 西方学术思想向中国传播的历史过程。西学东渐 不仅推动了中国在科学技术和思想文化方面的发展, 也有力地促进了社会与政治的大 变革。在今天, 西学东渐仍有其重要的现实意义。作为 A 股市场上以量化投资为研究 方向的卖方金融工程团队, 在平日的工作中, 常常深感海外相关领域的研究水平之高、 内容之新。而这也促使我们通过大量的材料阅读,去粗取精,将认为最有价值的海外 文献呈现在您的面前!
- 有效市场假说和套利限制文献的经典论点认为:除非套利行为被约束,否则理性的投 资者会将价格异动及时对冲消除,因此股价与基本面价值的偏差都来自于行为交易者 的投机需求。本文首先基于广义 logit 模型构建了单个股票潜在崩溃概率的预测模型, 并证明无论机构投资者持有比例和投资者情绪如何变化,崩溃概率高的股票仍会被高 估,平均来看在未来获得较低的收益率。其次,我们发现机构投资者有购买高崩溃概 率股票的倾向。崩溃概率高的股票在崩盘之前的机构需求会一直上升,直到达到崩溃 概率的峰值。我们还发现,倾向于购买高崩溃概率股票的机构投资者绩效可能优于其 他机构。总得来看, 我们的研究对传统的套利理论产生了一定冲击, 即发现股票的崩 溃效应并非完全由情绪驱动, 机构投资者可能会助推投机泡沫, 继续购买已经被高估 的股票, 在崩盘前退出市场而利用泡沫来获取高利润。

风险提示: 文献中的结果均由相应作者通过历史数据统计、建模和测算完成, 在政策、市场环境发生变化时模型存在失效的风险。

请务必阅读正文之后的信息披露和重要声明



目录

1、引言	3 -
2、基于广义 logit 模型预测股价崩溃事件	6 -
2.1 数据	6 -
2.2 价格崩溃的定义	6 -
2.3 基于广义 logit 模型预测股价崩溃概率	7 -
2.4 评估预测准确率	
2.5 事件研究	9 -
3、股票崩溃概率与股票横截面收益的关联性研究	10 -
3.1 基于预期崩溃概率构建投资组合	10 -
3.2 崩溃概率与企业特征	11 -
3.3 个股横截面回归	14 -
3.4 崩溃概率效应与其他横截面异象	15 -
4、价格崩溃的可能性和定价过高的根源	16 -
4.1 崩溃概率的影响和套利限制	16 -
4.2 不同市场状态对崩溃概率的影响	18 -
4.3 机构持股的变化对崩溃概率的影响	19 -
4.4 理性的投机和机构绩效	20 -
5、结论	22 -
网 生 4	0
图表 1、极端收益预测模型参数估计结果	
图表 2、事件窗口内的平均 AR 和 CAR	
图表 3、基于样本外预期崩溃概率构建的十分位组合表现	
图表 4、基于样本外预期崩溃概率构建的投资组合累计收益	
图表 5、基于崩溃概率构建的投资组合特征	
图表 6、基于剔除其他公司特征影响的崩溃概率构建的投资组合特征	
图表 7、公司层面的横截面回归结果	
图表 8、基于剔除其他因子影响的崩溃概率构建的投资组合特征	
图表 9、 套利限制对崩溃概率的影响	
图表 10、不同市场状态下崩溃概率的影响	
图表 11、基于剔除其他因子影响的崩溃概率构建的投资组合特征	
图表 12、按崩溃概率对机构投资者进行分类	
图表 13、基干崩溃概率分组的机构投资者绩效表现	22 -



报告正文

机构投资者可能会助推投机泡沫?

文献来源:

Jang J,Kang J.Probability of price crashes, rational speculative bubbles, and the cross-section of stock returns[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 132(1):222-247.

推荐原因:

有效市场假说和套利限制文献的经典论点认为:除非套利行为被约束,否则理性的投资者会将价格异动及时对冲消除,因此股价与基本面价值的偏差都来自于行为交易者的投机需求。本文首先基于广义 logit 模型构建了单个股票潜在崩溃概率的预测模型,并证明无论机构投资者持有比例和投资者情绪如何变化,崩溃概率高的股票仍会被高估,平均来看在未来获得较低的收益率。其次,我们发现机构投资者有购买高崩溃概率股票的倾向。崩溃概率高的股票在崩盘之前的机构需求会一直上升,直到达到崩溃概率的峰值。我们还发现,倾向于购买高崩溃概率股票的机构投资者绩效可能优于其他机构。总得来看,我们的研究对传统的套利理论产生了冲击,即发现股票的崩溃效应并非完全由情绪驱动,机构投资者可能会助推投机泡沫,继续购买已经被高估的股票,在崩盘前退出市场而利用泡沫来获取高利润。

我们的思考:

在传统观念中, 机构投资者应当理性投资, 卖空高估股票而买入低估的股票。本文另辟蹊径, 基于崩溃概率这一概念提出机构投资者也可能出于获取高绩效等需求而继续买入被高估的股票, 进一步助推股票的泡沫, 这也为我们借鉴机构投资者的持仓信息另一角度的参考。

1、引言

众多学术文献已经明确指出,一些公司特征可以被用于预测股票的横截面收益。但某些溢价很难用传统的资产定价理论(风险较高的资产应当具有更高的收益)来解释,因此部分学术研究提出可将这些溢价归因于错误定价。此外,最近的一些实证研究表明,基于公司特征构建的多空投资组合的超额收益主要来源于对股票高估的空头而非对股票低估的多头(Nagel, 2005;Stambaugh 等人, 2012;Avramov等人, 2013)。考虑到市场中的卖空限制,股票的高估现象会比低估现象出现的更为普遍,这也表明公司特征能够预测股票未来收益可能与股票在横截面中相对高估的程度有关。

要解释为什么会出现股票被高估的异象首先要解决两个问题: 1) 驱动股票被高估的要素是什么? 2) 为什么套利行为没有抹平股票的高估? 第一个问题可从套利理论出发进行解释。套利文献中的经典观点是,除非套利行为被约束,否则理性的投资者会将价格异动及时对冲消除,因此股价与基本面价值的偏差都来自于行为交易者的投机需求。与这个观点一致,Stanbaugh等人(2012)发现,当市场情绪高涨时,11 个横截面异象会更为强势,且主要原因是空头的收益会由于



情绪高涨而更为显著。他们的发现表明,定价过高是由整个市场的投资者情绪驱动的。关于第二个问题,传统观点预测,理性交易者不能充分利用错误定价。特别在存在卖空限制的市场中,定价过高现象会更加明显。同时多项实证研究也证明了这一结论。这也说明,在机构投资者占比较低的个股中,各种异象也会更加显著(Nagel, 2005; Campbell 等, 2008; Conrad 等, 2014; Stanbaugh 等, 2015)。这一系列的研究认为,股票横截面收益的可预测性可能是定价过高的结果,且定价过高是由投机者的行为驱动,而非源于理性套利者。

受以上研究启发,我们构建了对单个股票潜在定价过高概率的预测模型,并研究错误定价与股票未来收益之间的关系。此外,我们探索了这种关系背后的来源,从而将其与之前已被发现的横截面异象区分开。是否定价过高是无法从当前价格判定的,只能从纠正了定价过高后是否能获得收益来验证。这意味着当前价格过高的股票很可能在未来收益极低,而且随着股票偏离基本面价格的距离越来越大,未来收益会越来越低。我们假设未来收益较低的股票很可能目前被高估了,从而估计获得负回报或价格崩溃的事前概率,并以此来对股票进行定价。

Campbell 等人(2008)、Conrad 等人(2014)基于二元 logit 模型预测股票获得极端正收益(或称为惊喜收益, jackpots)的概率,本文在此研究的基础上进行拓展,构建单个股票价格崩溃的事前概率预测模型。我们假设单个股票具有极端负收益、极端正收益和非极端收益三种情况,接着我们建立了一个 logit 模型,共同预测两个相互排斥的事件(极端正收益、极端负收益)发生的概率,并评估了模型的样本外预测准确性。同时我们也确定模型是否将极端负收益和极端正收益这两个互斥事件成功区分开,以确定我们预测的为左尾风险而非股票波动性。同时我们进一步研究股票在崩溃概率达到峰值时的股价水平,发现通过我们 logit 模型预测的事前崩溃概率可以得到价格上涨和下跌的峰值,这意味着我们可以有效的衡量定价过高的程度。根据广义 logit 模型的估计结果,我们提出具有高波动、高偏度、低成立时长、较少有形资产和高销售增长率的公司在未来更可能获得极端负回报,即这些特征与定价过高有关。

我们也通过样本外崩溃概率构建十分位投资组合,由实证结果可以看出崩溃概率较高的股票在未来将获得较低的平均收益。我们通过买入低崩溃概率的股票、卖空高崩溃概率的股票构建了多空投资组合,此组合 Fama 和 French(1993)三因子模型的 alpha 为 0.96%(t=4.76)。同时崩溃概率最高的股票主要是小市值和成长性股票。尽管崩溃概率与波动率、偏度或其他用于预测横截面股票收益的公司特征高度相关,但在剔除这些变量的影响后,崩溃概率和公司未来收益的负相关关系仍然显著。此外,我们发现的崩溃概率效应与 Stambaugh 等人(2012 年,2015 年)研究的 11 个横截面异象明显不同,这表明我们的崩溃概率是 Stambaugh等人(2015 年)构建的 11 个异象之外的定价方法。

为了研究定价过高出现的原因,我们也研究当套利限制变高时,具有高崩溃 概率的股票是否表现会更差。与前人的研究一致,我们发现崩溃概率效应在小市 值和低价股票中更为明显。另一方面,我们发现在流动性较低和分析师覆盖率低 的股票中,崩溃概率和股票收益的负相关性不再显著。最有趣的事,崩溃概率高 的股票无论机构持有比例高低,平均收益均较低,这意味着高崩溃股票的定价过



高的收益也不会归机构所有。此外,我们研究发现,无论市场目前处于什么状态,高崩溃概率股票的定价过高都是普遍的,而这与 Stambaugh 等人的发现明显不同,即崩溃概率可能也并不是完全受投资者情绪驱动。

我们的发现表明,高崩溃概率股票的定价过高与机构持有比例高低无关,也与投资者情绪无关,这与套利限制文献中的经典观点相矛盾。关于套利限制的经典理论认为,定价过高与股票机构持有比例成反比,因为机构投资者只要经验丰富,就始终会反对定价错误,除非套利受到噪声等摩擦的限制。但理性投机理论有助于理解我们的实证结果。DeLong 等人(1990)证明理性交易者也可能将股票价格推到高于基本价值的水平,并期待在未来有非理性投资者以更高的价格购买股票。Abreuand、Brunnermeier(2002, 2003)证明,理性投资者即使意识到价格被高估,也可能选择继续维持价格泡沫。在他们的模型中,理性交易者可以通过在崩盘前退出市场而利用泡沫来获取高利润。这些理论表明,就算没有卖空限制,理性投资者也可能不会反对定价错误,甚至这些投资者会通过利用泡沫来加剧价格偏离基本面的程度,从而在短期内获取资本收益。这些理论解释了为什么在主要由机构投资者持有,与投资者情绪没有明显关联的股票中定价过高现象依旧存在。

同时,我们通过计算机构总持股量的变化进一步提供支持理性投机理论而反驳经典论证的证据。我们发现,在股票崩盘的前六个季度中,崩溃概率较高的股票被机构大量购买。公司的机构持股量可能会不断增加,直到该公司成为崩溃概率排序最高级别的公司,机构持股量增加的速度可能会有所减慢。这些结果表明,机构投资者总体上倾向于购买被高估的股票,直到其价格达到峰值为止。我们的发现与理性投机理论相符,即理性投资者可能无法纠正定价过高,反而会引起价格泡沫。

我们的研究也与众多基于公司特征进行选股的文献有关。我们发现具有高崩溃概率的股票往往具有更低的平均收益率。即使在控制了波动率、偏度以及众多公司特征后,这一结论依旧成立。但我们所提出的崩溃概率效应与其他横截面异象也有明显不同。我们发现,崩溃概率对股票收益率的预测能力可能来自于其对股票峰值的择时能力以及选择价格相对偏好股票的能力。

此外, 我们的实证结果和 Nagel (2005)、Stambaugh 等人 (2012)的最新发现不同。我们提出定价过高现象也存在于主要由机构持有的股票中,同时可能与投资者情绪的变化无关。这些结果表明,定价过高可能是由理性和行为投资者共同驱动的。

我们的结论可能会使人们对有效市场假说和套利限制文献中的经典据点产生怀疑,即有经验的交易者总是在可能的情况下通过反对定价错误来套利。我们的研究基于 DeLong 等人的理性投机理论,为具有高崩溃概率股票的定价过高现象提出了另外一种解释。我们的工作和 Edelen 等人 (2016)的研究关联较大。他们对七种典型的股票收益异象进行研究,并提出机构投资者可能会具有购买被高估股票的倾向。我们关于崩溃概率的实证结果与他们的结果十分相似,但我们对机构投资者的投机性交易的解释与他们不同。埃德伦等人 (2016)提出了另一种行为解释,即托管人的偏好促使基金经理寻求长期表现不佳的股票。我们提供的证



据表明,机构投资者可以合理避免股价泡沫和崩溃。这项研究表明,具有高崩溃 概率股票异常低的收益至少部分是由于经验丰富的交易者所驱动的理性投机泡 沫,而不是由行为交易者所导致的非理性投机泡沫。

本文主要结构如下:

第二章对文章所用数据进行了介绍,定义价格崩溃事件,并提供了预测价格 崩溃事前概率的实证框架;

第三章展示了价格崩溃概率与股票横截面收益之间的关系;

第四章探讨了崩溃概率与股票横截面收益关系背后的根源,并从理性投资理 论角度进行了分析:

第五章对全文进行了总结。

2、基于广义 logit 模型预测股价崩溃事件

2.1 数据

本文从 CRSP 数据库搜集了 1926 年 1 月至 2015 年 12 月的股票价格数据,并剔除了月末价格低于 5 美元的股票。同时从 Compustat 数据库得到公司财务指标,由于 Compustat 数据最早从 1951 年开始,因此我们的分析具体从 1952 年 6 月至 2015 年 12 月。

我们从 Thomson Reuters Institutional (13F) Holdings 数据库得到机构持股数据。由于此数据最早开始于 1980 年一季度,因此下文我们关于机构持股数据的分析仅从 1980 年后开始。我们还从 the Institutional Brokers' Estimate System (I/B/E/S)数据库获取了 1976 年 1 月开始的分析师预期数据。

2.2 价格崩溃的定义

我们将股票价格泡沫破裂事件称为价格崩溃,换言之,价格崩溃是指股票出现显著负收益的低概率事件。具体的,本文参考 Conrad 等人 (2014) 的方法,对价格崩溃事件进行详细定义,即我们将股票接下来 12 个月对数收益率低于-70%的事件认为是价格崩溃。如果不考虑股息收益,则-70%的对数收益率近似于资本损失为 50%。对此对应,我们将股票接下来 12 个月对数收益率高于 70%的事件作为惊喜盈利 (jackpot),其中 70%的对数收益率大约相当于 100%的资本收益。

尽管本文和 Conrad 等人都研究出现极端收益之后股票收益的走势, 但两者有明显差异, 例如我们主要考虑的是左尾而非右尾收益, 这主要基于以下几个原因:

首先,有部分文献证明,各种横截面异象的出现主要是由于相对高估的股票在未来表现不佳,而并非源于相对低估的股票(Nagel,2005; Stambaugh 等人,2012; Avramov 等人,2013 年),这与股票市场中普遍的定价过高现象相吻合。另一方面,是否定价过高是无法被直接观察到的,只有当未来一段时间出现了极端负收益我们才能确定目前处于定价过高状态。这意味着,如果股票具备较高的极端负收益的事前概率,此股票当前可能被高估了。因此,我们认为,股票价格崩溃的事前概率可以被用于衡量单个股票潜在的定价过高程度,同时崩溃概率应



当与股票未来收益率相关。

其次,我们发现股票极端波动通常是下跌而不是上涨。例如,1952年6月至2015年12月期间,CRSP市值加权指数收益率绝对值最大的十个日收益率中有七个为负数。此外,大量文献表明,股票市场总收益呈现出负偏斜或不对称波动。这就是说,负收益事件出现的概率更高(French 等人,1987; Nelson,1991; Campbell 和 Hentschel,1992; Engle 和 Ng,1993; Glosten 等人,1993; Bekaert和 Wu,2000)。这种不对称性也表明,如果出现极负收益(虽然频率极小但比极正收益要频繁)事件,可能会对股票价格产生重大影响。

鉴于以上原因,投资者可能更关注负面冲击而不是正面冲击。因此本文主要对股票出现价格崩溃的概率进行预测.同时判断崩溃概率与股票未来收益的关系。

2.3 基于广义 logit 模型预测股价崩溃概率

Conrad 等人(2014)采用二元 logit 模型预测公司出现极端收益和极端负收益两种情况的概率。然而在现实生活中,极端正收益和极端负收益都可能经常性出现,同时高波动的股票出现这两种极端情况的概率可能都较高,无法很好地进行区分,因此本文对 Conrad 等人(2014)采用的二元 logit 模型进行了拓展,将公司未来收益划分为极端负收益、极端正收益与非极端收益三种情况进行预测。

具体地说, 我们采用以下分布来模拟未来 12 个月发生极端负收益(股价崩溃)和极端正收益(惊喜盈利)的概率:

$$Pr_{t} (Y_{i,t,t+12} = -1)$$

$$= \frac{\exp(\alpha_{-1} + \beta_{-1} X_{i,t})}{1 + \exp(\alpha_{-1} + \beta_{-1} X_{i,t}) + \exp(\alpha_{1} + \beta_{1} X_{i,t})}$$

$$Pr_{t} (Y_{i,t,t+12} = 1)$$

$$= \frac{\exp(\alpha_{1} + \beta_{1} X_{i,t})}{1 + \exp(\alpha_{-1} + \beta_{-1} X_{i,t}) + \exp(\alpha_{1} + \beta_{1} X_{i,t})}$$
(2-1)
$$(2-1)$$

其中 $Y_{i,t,t+12}$ 是一个三元变量:当企业在 t 到 t+12 个月间的对数收益率小于-70%时,其值为 1; 而当对数收益率大于 70%时,其值为 1; 除此之外,其值为 0。 $X_{i,t}$ 为 t 月末已知的解释变量取值。从等式(2-1),(2-2)可以看出,当 $\alpha_{-1}+\beta_{-1}X_{i,t}/\alpha_1+\beta_1X_{i,t}$ 值增加时,企业出现股价崩溃/惊喜盈利的概率也会增加。

借鉴前人的研究, 本文选择下述变量作为解释变量, 具体包括:

- 1、过去12个月的市场收益率(RM12):
- 2、过去 12 个月股票的超额收益率 (EXRET12);
- 3、总波动率 (TVOL):
- 4、总偏度 (TSKEW);
- 5、公司规模(SIZE);
- 6、区间换手率 (DTURN):
- 7、公司成立时间 (age);
- 8、有形资产 (TANG);



9、销售增长率(SALESG)。

前六个变量主要是参考 Chen 等人 (2001) 和 Boyer 等人 (2010) 的研究。 Chen 等人 (2001) 基于横截面回归构建了个股收益率偏度预测模型,发现个股成交量与个股过去一段时间收益能够较高的预测股票偏度。我们将个股收益率拆解为市场收益和相对市场的超额收益,并两个变量作为解释变量。Boyer 等人(2010) 提出企业规模、特质波动率也是偏度的重要预测指标。除了这六个变量之外,Conrad 等人 (2014) 使用了有形资产、成立时长、销售增长率这三个新变量来预测未来的惊喜收益,他们发现有形资产较少的年轻的且快速增长的公司可能会获得极高的收益。我们参考他们的研究结论,将相关变量也纳入了我们的解释变量集。

图表 1 为广义 logit 模型的样本内估计结果。为了同时展示公司在不同时间下 的观察值, 我们借鉴 Petersen (2009) 和 Thompson (2011) 方法基于公司和月份 对标准差进行聚类。可以看出,除 DTURN 外的所有预测变量的系数都显著,同 时 RM12、EXRET12 和 Size 这三个变量极端正收益和极端负收益系数的符号为相 反,这符合我们的假设。即随着市场过去12个收益率越高、个股超额收益率越低、 规模越大,价格崩溃的可能性更大;而市场过去12个月收益率越高、个股超额收 益率越高, 规模越小, 惊喜收益的可能性越大。其他变量的极端正收益和极端负 收益符号相同,这意味着具有较高崩溃概率的股票也往往具有较高的惊喜收益概 率。结果表明,具有高波动性、高偏度、较低交易额、成立较短、有形资产较少、 销售增长较高的股票往往具备更高的极端收益概率。同时我们也展示了每个变量 的单位波动率变化带来的优势比变化(the changes in odds ratios for a one standard deviation change), 其中优势比为极端事件发生概率除以非极端事件发生的概率。 结果表明,总波动率 (TVOL) 的单位波动率变化带来的优势比变化最大: TVOL 增加一个标准差会使得崩溃事件的优势比提高90.98%。同时对于崩溃事件,单位 波动率变化带来的优势比变化排名次之的变量分别为 AGE, RM12, TANG 和 SALESG。对于惊喜盈利, SIZE 和 AGE 是相对重要的预测因子,这也与 Conrad 等 人(2014)的结论一致。同时根据 Nagelkerke (1991)提出的方法, 我们计算模 型的伪 R2 值为 13.4%。

图表 1、极端收益预测模型参数估计结果

		Crash			Jackpot		
Variable	Coefficient	z-Statistic	% Change in odds ratio for a σ change	Coefficient	z-Statistic	% Change in odds ratio for a σ change	R ²
Intercept	-4.350	-17.309		-1.781	-7.627		0.134
RM12	1.084	3.649	18.93%	-1.036	-5.054	-15.26%	
EXRET12	-0.089	-2.081	-3.49%	0.199	4.643	8.29%	
TVOL	46.206	25.512	90.98%	32.034	19.021	56.61%	
TSKEW	0.047	5.624	5.17%	0.025	2.892	2.73%	
SIZE	0.058	3.327	11.99%	-0.144	-9.021	-24.30%	
DTURN	-0.004	-0.432	-0.42%	-0.047	-5.013	-5.40%	
AGE	-0.027	-14.580	-35.06%	-0.015	-11.577	-21.83%	
TANG	-0.468	-9.490	-16.57%	-0.216	-5.095	-8.01%	
SALESG	0.339	14.050	12.37%	0.196	7.321	6.97%	

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

2.4 评估预测准确率

根据上述模型结果可以看出,许多解释变量价格崩溃和惊喜预期的模型系数方向是一致的。这可能会引起人们担忧我们的框架无法将崩溃概率和惊喜收益。



为了测试我们的广义 logit 模型是否能可靠的预测样本外的价格崩盘,我们在每月采用可得数据重新估计模型,具体来说,我们从 1952 年 6 月开始,采用拓展窗口法,在每个月递归使用历史可用数据构建预测模型。同时采用 t-12 的日期的观察值,对 t 时间的崩溃概率进行预测,这主要是为了避免使用未来数据。同时为了确保使用了足够多的观察值预测崩溃概率,我们的样本外预测从 1971 年 11 月开始。

我们根据 1971 年 11 月至 2014 年 12 月期间样本外预测的崩溃概率计算模型准确率,以评估模型的预测未来 12 个月发生崩溃的准确率。根据实证结果,我们的广义 logit 模型的样本外预测准确率为 51.8%,略低于 Vassalou 和 Xing(2004)的结果。但我们的广义 logit 模型可以得到样本外惊喜收益的预测结果(准确率为 37.1%)。还可以得到非极端事件的预测结果(准确率为 40.02%)。以上结果表现,根据我们的广义 logit 模型预测的崩溃概率包含了实际崩溃事件的大量信息,但不包括实际惊喜盈利的信息。因此,我们的崩溃概率有效的衡量了左尾风险而非波动性。

确定我们的logit模型是否将左尾事件与右尾隔离的另一种方法是将模型预测出的极端正收益和极端负收益进行比较。若我们的logit模型未能将崩溃概率和惊喜收益概率区分开则两者预测结果应该相近。在 3.3 章中我们比较了预测结果,并展示了两者差异的证据。

2.5 事件研究

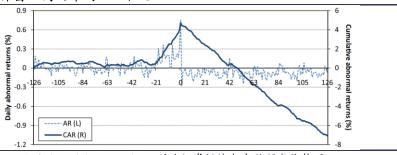
本节我们测试广义的 logit 模型是否确实预测了未来的价格崩溃。如果我们的模型能够准确地预测价格崩溃,那么预测的崩溃概率应当随着价格泡沫的增加而提高,并且在泡沫即将破裂时达到峰值。因此,我们通过事件研究方法探讨股票价格在预期概率达到峰值附近的变化。

具体而言, 我们将:

- 1、事件定义为:按事前崩溃概率进行排名,股票新进入全样本的前10%。
- 2、事件日定义为:股票进入前10%的月末

为了避免使用未来函数,这里我们使用 2.4 章所说的样本外崩溃概率,即采用每月可用数据计算崩盘概率,下文我们将其称为崩溃概率 (CRASHP)。然后,我们计算事件日前 126 个交易日,事件日、事件后 126 个交易日股票的每日异常收益 (AR) 与累计异常收益 (CAR)。图表 2 展示了 1972 年 1 月至 2015 年 12 月期间平均的 AR 与 CAR 结果。

图表 2、事件窗口内的平均 AR 和 CAR



资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

请务必阅读正文之后的信息披露和重要声明



图表 2 的结果表明在崩溃概率峰值前后的股票价格变化和我们的预测结果十分吻合。将事件日记为 d, 我们发现:在 d-126 至 d-21 区间内, CAR 缓慢但明显的增加; d-21 至 d 日, CAR 显著上升;在 d 日之后, CAR 稳定下降。如果我们假设价格上涨并非完全源于基本面的变化,那么在崩溃概率达到峰值之前急剧增加的收益和达到峰值后突然逆转的收益可以用价格泡沫不断扩大,然后泡沫破裂来解释。尽管我们目前无法对价格变化的背后原因进行深入剖析,但本节的分析表明,根据我们所预测的事前崩溃概率可以确定价格泡沫的高峰和破裂时间,这意味着它可以有效地衡量价格波动的幅度。我们将在下文中对崩溃概率对股票横截面收益的预测能力进行研究,并分析其背后的驱动因素。

3、股票崩溃概率与股票横截面收益的关联性研究

3.1 基于预期崩溃概率构建投资组合

本节,我们研究股票预期崩溃概率与股票未来收益的横截面关系。具体的,我们根据崩溃概率构建十分位投资组合,并观察持有一个月的组合收益。这里我们使用样本外预测的崩溃概率(CRASHP),以避免前视偏差。基于CRASHP,我们在每个月底建立十分位组合,并计算 t+2 月份实现的月度收益。我们在投资组合排名和持有期中间等待一个月,以消除短期投资的影响。由于样本外预测的崩溃概率从1971年11月开始,因此投资组合也从此时间点开始构建。

图表 3 展示了按崩溃概率构建的十分位投资组合的平均超额收益和风险调整后收益。面板 A、B 分别为市值加权、等权的投资组合结果。在面板 A 中,从第一组到第八组的平均超额收益未显示出单调性。但是,它第八组到第十组出现急速下降。第十组的每月平均超额收益最低,为-0.21%。这种横截面模式在前人的研究中很常见 (Diether 等人,2002; Ang 等人,2006; Bali 等人,2011; Stanbaugh等人,2012; Conrad 等人,2014),暗示着第十组的股票很可能目前被高估了。第十组与第一组之间的平均超额收益率之差为-0.80% (t=-2.24)。为了控制常见的风险因素,我们还展示了 CAPM 模型的 alpha,Fama 和 French (1993) 三因子模型的 alpha 和 Carhart (1997) 四因子模型的 alpha。在不考虑交易成本的情况下,持有低 CRASHP 组合,卖空高 CRASHP 组合三个模型的 alpha 分别为-1.32%(t=-4.24)、-0.96%(t=-4.76)和-0.60(t=-3.20),统计上均显著。值得注意的是,t量的大小都超过了 Harvey 等人(2016)所建议的临界值 3.0。从结果可以看出,多空组合的收益不能完全用常见的风险因素解释,而且这主要是由于最高组的收益异常低。面板 B 所构建的等权组合也有着类似的结论么。

面板 C 中, 我们展示了多空投资组合在 Carhart (1997) 所使用的四个因子上的因子载荷值。可以看出组合在四个因子的载荷显示出很大的差异。从最低组别到最高组别, MKT、SMB 因子载荷几乎都呈现单调递增, 其中 SMB 的载荷从崩溃概率最低组的-0.27 增加到最高组的 0.83。而 HML 载荷随着崩溃概率的增加呈递减状态,从 0.18 减小到-0.91。特别的,崩溃概率最高组有着较高的 SMB 载荷,较低的 HML 载荷,这说明此组合主要由小市值和成长型股票组成。另一方面,



WML 因子载荷未出现单调变化,总得来看,最低组的载荷高于最高组的载荷。

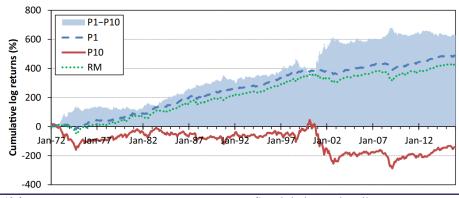
图表 3、基于样本外预期崩溃概率构建的十分位组合表现

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10 – 1
Panel A: Value-w	eighted portfo	lios sorted by	CRASHP								
Excess return	0.59	0.47	0.54	0.61	0.67	0.65	0.45	0.50	0.36	-0.21	-0.80
	(3.58)	(2.48)	(2.65)	(2.64)	(2.75)	(2.61)	(1.58)	(1.66)	(1.01)	(-0.47)	(-2.24)
CAPM α	0.20	0.00	0.06	0.06	0.09	0.03	-0.22	-0.23	-0.43	-1.12	-1.32
	(3.35)	(-0.02)	(0.74)	(0.89)	(1.27)	(0.38)	(-2.08)	(-1.55)	(-2.25)	(-4.17)	(-4.24)
Three-factor α	0.15	-0.05	0.03	0.07	0.15	0.15	-0.06	-0.07	-0.21	-0.81	-0.96
	(3.07)	(-0.89)	(0.48)	(1.09)	(2.14)	(1.93)	(-0.64)	(-0.61)	(-1.49)	(-4.55)	(-4.76)
Four-factor α	0.08	-0.07	-0.01	0.01	0.11	0.21	-0.07	0.07	-0.11	-0.52	-0.60
	(1.61)	(-1.23)	(-0.21)	(0.12)	(1.67)	(2.30)	(-0.72)	(0.62)	(-0.86)	(-3.17)	(-3.20)
Panel B: Equal-w	eighted portfo	lios sorted by	CRASHP								
Excess return	0.73	0.78	0.85	0.91	0.95	0.88	0.90	0.76	0.52	-0.09	-0.81
	(4.33)	(4.14)	(4.17)	(4.24)	(4.07)	(3.61)	(3.43)	(2.59)	(1.55)	(-0.23)	(-2.72)
CAPM α	0.33	0.34	0.39	0.40	0.41	0.30	0.27	0.07	-0.23	-0.94	-1.27
	(3.39)	(2.84)	(2.97)	(3.04)	(2.87)	(2.12)	(1.73)	(0.45)	(-1.30)	(-4.20)	(-4.85)
Three-factor α	0.13	0.11	0.17	0.19	0.22	0.13	0.14	-0.01	-0.26	-0.87	-1.01
	(1.94)	(1.73)	(2.41)	(3.05)	(3.68)	(1.88)	(2.09)	(-0.16)	(-3.22)	(-7.51)	(-6.98)
Four-factor α	0.11	0.14	0.19	0.21	0.23	0.17	0.19	0.09	-0.12	-0.56	-0.67
	(1.77)	(2.44)	(3.04)	(4.25)	(3.95)	(2.58)	(2.64)	(1.35)	(-1.48)	(-4.99)	(-4.62)
Panel C: Loading:	s on the four	factors of val	ue-weighted	portfolios so	rted by CRAS	SHP .					
MKT	0.84	0.95	0.97	1.06	1.05	1.07	1.15	1.19	1.23	1.34	0.50
	(39.81)	(66.52)	(50.08)	(45.07)	(66.55)	(43.76)	(30.12)	(48.35)	(24.57)	(20.31)	(6.28)
SMB	-0.27	-0.14	-0.09	0.02	0.12	0.20	0.27	0.45	0.70	0.83	1.09
	(-14.66)	(-4.38)	(-2.35)	(0.50)	(5.19)	(6.11)	(6.18)	(10.01)	(9.57)	(10.63)	(13.13)
HML	0.18	0.13	0.09	-0.02	-0.14	-0.31	-0.39	-0.48	-0.63	-0.91	-1.09
	(4.74)	(3.44)	(1.24)	(-0.42)	(-4.01)	(-10.17)	(-8.17)	(-8.94)	(-8.68)	(-7.28)	(-7.27)
WML	0.07	0.02	0.05	0.07	0.04	-0.06	0.01	-0.14	-0.11	-0.30	-0.37
	(3.27)	(0.99)	(1.35)	(4.05)	(1.40)	(-1.73)	(0.19)	(-3.32)	(-2.14)	(-3.90)	(-4.41)

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

为了更好的展示崩溃概率与股票未来收益率的关系,我们也计算了1972年1月-2015年12月买入崩溃概率不同组合股票的策略结果。具体来说,在每月底,我们按照上月崩溃概率选择股票构建投资组合,持有一个月后进行调仓,策略结果如图表4所示。截至2015年12月,最低CRASHP十分位数(P1)的投资累计对数回报为486.6%,高于CRSP市值加权指数(RM)的423.5%。相比之下,对最高CRASHP十分位(P10)进行投资的同一策略产生的对数累积回报率为-143.4%,这表明最高CRASHP十分位在样本期间表现严重逊色。这些结果表明,具有最高CRASHP的股票被高估了。同时多空组合的平均年化收益为9.64%,标准差为26.81%。同期,CRSP市场加权投资组合的平均年化收益率和标准差分别为6.31%和15.78%

图表 4、基于样本外预期崩溃概率构建的投资组合累计收益



资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

3.2 崩溃概率与企业特征

在上一节中, 我们发现预测崩溃概率较高的股票获得的平均收益较低。由于 文献记载了各种公司特征与股票收益的横截面有关, 因此我们发现崩溃概率和股



票收益之间的横截面关系可能是由于其他与崩溃概率紧密相关的变量所致。在本节中, 我们测试了按崩溃概率分组的投资组合的各种公司特征, 并研究控制这些特征是否会影响崩溃概率与股票收益之间的横截面关系。

图表 5 展示了按 CRASHP 排序的十分位投资组合股票的各公司特征均值,具体变量包括: 样本外预测的惊喜盈利概率(JACKPOTP)、失败概率(FAILP)、特质波动率(IVOL),特质偏度(ISKEW),月内最大日收益率(MAX)、月内最小日收益率(MIN)、每股价格(PRC)、机构持有比例(IO)、分析师覆盖率(COVER)、分析师预测离散程度(DISP)、贝塔(BETA)、对数市值(SIZE)、市账率(BM)),t个月的收益(REV)、t-6 到 t-1 个月的收益(MOM),流动性(ILLIQ)和股票换手率(TURN)。

第一类公司特征包括与波动率、偏度、极端收益相关的变量,这些变量从理论上应当与 CRASHP 高度相关。从结果来看,JACKPOTP 和 FAILP 从 CRASHP 最低组到最高组呈单调增加,同时与 CRASHP 的横截面相关性分别为 0.73 和 0.33。

第一组特征包括与波动性,偏度或极端收益相关的变量,所有这些变量都有望与 CRASHP 高度相关。 JAKCPOTP 和 FAILP 都类似于 CRASHP,因为它们是对数模型预测的罕见事件的事前概率。不出所料,JACKPOTP 和 FAILP 从最低 CRASHP 位数到最高 CRASHP 位数都单调增加。这些变量与 CRASHP 的横截面相关性分别为 0.73 和 0.33。高相关性也引发了我们对控制了这两个变量后 CRASHP 和个股横截面相关性是否会消失的担忧。此外,随着 CRASHP 的增加,特质波动率(IVOL)和偏度(ISKEW)也会增加,这表明具有高 CRASHP 的股票在投资组合形成之前经历了高度波动和偏斜的收益。MAX 和 MIN 模式也与 IVOL 和 ISKEW 一致。

下一组变量可以认为是套利限制的代理变量。相关文献指出,每股价格(PRC)和交易成本成反比,机构持有比例代表了投资者卖空的难以程度,而分析师覆盖率(COVER)和分析师预测离散度(DISP)度量了信息不确定性(Bhardwaj和Brooks,1992; Hong et al。,2000; Nagel,2005; Kumar and Lee,2006; Zhang,2006)。从图表5可以看出,具有较高CRASHP的股票往往具有较低的价格,较低的机构持有比例,较低的价格分析师覆盖率以及更高的分析师预测离散度。PRC和COVER均从最低CRASHP位数到最高CASSHP位数单调减少,而DISP单调增加,这表明CRASHP与这些变量有很强的联系。另一方面,机构持有比例与CRASHP的关联性比其他变量弱,其IO下降模式不是单调的。CRASHP最高的组却具有最低的机构持有比例。CRASHP与这些变量的关系表明,具有高崩溃概率的股票具有较高的套利成本,因此不可能消除定价错误。第4.1节中讨论了套利限制对CRASHP与股票收益之间的横截面关系的影响。

最后一组变量包括企业特征,即横截面中股票收益的决定因素。市场 Beta (BETA)从 CRASHP 最低的组到最高的组呈单调增加。另一方面,公司规模(SIZE)和市帐率 (BM)明显下降,这表明 CRASHP 最高组由小市值和成长型股票组成。这个结果与 Fama 和 French (1996)的结果一致,他们发现市值最小和市帐率最低的公司可能会拥有无法解释的负收益。特别是,BM 的结果证实 CRASHP 衡量的是单个股票的高估程度。而 REV、MOM 并不呈单调变化,大致为驼峰状。这



些结果与我们在 2.5 节中发现的一致,即具有较高 CRASHP 的股票在崩溃概率达到峰值之前更可能经历价格上涨,但在峰值之后价格下跌。同时,Amihud (2002)的非流动性 (ILLIQ)显示股票随着预测的崩溃概率增加,流动性降低。TURN也呈现出单调增加的模式。这个结果与大交易量会导致价格上涨的想法是一致的,即交易量较大会增加股票的关注度和需求 (Gervais 等, 2001)。

总而言之,图表 5 的结果表明 CRASHP 与各种公司特征之间存在清晰而牢固的关系,这意味着 CRASHP 与股票收益率之间的负相关关系在很大程度上取决于常见的决定股票未来收益的公司特征。

图表 5、基于崩溃概率构建的投资组合特征

					Ranking o	n <i>CRASHP</i>				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
CRASHP	0.006	0.014	0.021	0.028	0.036	0.046	0.058	0.075	0.102	0.18
JACKPOTP	0.011	0.019	0.024	0.029	0.034	0.039	0.045	0.052	0.060	0.07
FAILP (%)	0.030	0.031	0.032	0.033	0.034	0.037	0.040	0.045	0.054	0.09
IVOL	1.130	1.327	1.494	1.637	1.785	1.953	2.164	2.418	2.767	3.48
ISKEW	0.191	0.259	0.305	0.328	0.356	0.382	0.401	0.431	0.463	0.57
MAX	2.973	3.472	3.864	4.228	4.617	5.042	5.601	6.265	7.183	9.11
MIN	2.684	3.079	3.398	3.676	3.970	4.315	4.742	5.250	5.956	7.29
PRC	33.217	27.464	24.564	22.959	21.706	19.820	17.853	16.241	14.224	11.47
IO	0.498	0.487	0.489	0.495	0.496	0.483	0.466	0.447	0.416	0.35
COVER	2.464	2.123	1.984	1.914	1.876	1.830	1.789	1.739	1.707	1.64
DISP	0.043	0.047	0.050	0.050	0.050	0.053	0.059	0.066	0.081	0.11
BETA	0.666	0.692	0.714	0.761	0.821	0.884	0.975	1.068	1.191	1.33
SIZE	7.184	6.256	5.872	5.660	5.538	5.392	5.257	5.120	4.960	4.76
BM	0.901	0.851	0.820	0.799	0.752	0.724	0.693	0.651	0.601	0.53
REV	1.008	0.963	1.030	1.105	1.225	1.224	1.275	1.235	1.076	1.11
MOM	6.841	6.510	7.218	7.895	8.545	8.914	8.909	8.572	6.781	2.88
ILLIQ	0.035	0.079	0.143	0.211	0.257	0.288	0.315	0.369	0.422	0.54
TURN	0.061	0.058	0.061	0.067	0.075	0.083	0.093	0.107	0.123	0.16

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

为了研究在控制了各种特征之后,崩溃概率是否也可以预测股票收益的横截面,我们将崩溃概率与每个公司特征进行正交处理,并构建了按正交后变量排序的投资组合。如果与各种公司特征相比,崩溃概率包含有关未来收益的其他信息,则正交变量还应预测未来收益。具体来说,我们每个月在横截面上用 CRASHP 对控制变量进行回归并获得残差。残差应当与 CRASHP 高度相关,但与控制变量无关。然后,我们根据每个月 t 末的残差崩溃概率构建投资组合,并计算在 t+2 月份实现的投资组合的月度市场加权收益。

图表 6 为投资组合 Fama-French 三因子的 alpha。可以看出,控制各种公司特征不会改变之前对崩溃概率效应的结论。特别地,在控制了 JACKPOTP 之后,结论依旧不变,第一组到第十组 alpha 呈单调递减,同时多空组合的收益率为-1.10%(t = -4.87)。即尽管 JACKPOTP、CRASHP 之间存在高度相关,但 CRASHP 与横截面的未来收益之间的负相关性与 JACKPOTP 是有区别的。在控制 FAILP 后,我们还发现十分位组合呈非单调但递减模式,多空组合的 alpha 为-0.77%(t =-3.29)。该结果说明崩溃概率具有不被 FAILP 包含的独特信息,可以用于预测未来收益。

针对其他 15 个公司特征,结论也依旧维持不变。其 alpha 可能相对图表 5 有所降低,但依旧显著。例如,控制 IVOL 收益为-0.37% (t=-2.33),控制 MAX 收益为-0.63% (t=-3.28),控制 DISP 收益为-0.91% (t=-4.01),控制 SIZE 收益为-0.65% (t=-3.08),控制 BM 收益为-0.86% (t=-4.25),控制 MOM 收益为-0.82% (t=-4.02)。当控制全部变量时,收益为-0.45% (t=-1.71)。图表 6 中的结果表明,即使控制常见的公司特征,CRASHP 与股票收益的负相关关系依旧显著。



				R	anking on re	esidual <i>CRAS</i> i	HP				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10 - 1
Controlling for											
JACKPOTP	0.43	0.29	0.13	0.07	-0.03	0.07	0.01	0.01	-0.05	-0.68	-1.10
	(2.40)	(2.65)	(1.66)	(0.94)	(-0.42)	(1.16)	(0.10)	(0.18)	(-0.54)	(-4.96)	(-4.87)
FAILP	0.07	0.07	0.01	0.04	0.15	0.15	-0.01	-0.02	-0.18	-0.70	-0.77
	(0.72)	(0.94)	(0.19)	(0.61)	(1.85)	(1.45)	(-0.07)	(-0.13)	(-1.21)	(-3.87)	(-3.29)
IVOL	-0.12	0.07	0.05	0.06	0.07	0.09	0.07	0.07	-0.01	-0.48	-0.37
	(-1.22)	(0.81)	(0.72)	(1.18)	(1.32)	(1.37)	(0.89)	(0.93)	(-0.12)	(-3.35)	(-2.33)
ISKEW	0.07	0.05	0.08	0.12	0.05	0.15	0.01	-0.12	-0.18	-0.88	-0.95
	(1.20)	(1.01)	(1.50)	(1.69)	(0.76)	(2.14)	(0.11)	(-1.03)	(-1.26)	(-5.28)	(-4.79)
MAX	0.01	0.07	0.04	0.14	-0.01	0.11	0.12	0.00	-0.15	-0.62	-0.63
	(0.13)	(1.13)	(0.70)	(2.42)	(-0.18)	(1.34)	(1.52)	(0.03)	(-1.41)	(-3.74)	(-3.28)
MIN	-0.01	0.04	0.13	0.00	0.12	0.01	-0.01	0.04	-0.06	-0.55	-0.53
	(-0.15)	(0.82)	(2.15)	(-0.07)	(1.79)	(0.21)	(-0.09)	(0.46)	(-0.52)	(-3.17)	(-2.66)
PRC	0.07	-0.08	-0.03	0.02	0.02	0.07	0.03	0.15	0.09	-0.37	-0.45
	(0.83)	(-1.13)	(-0.36)	(0.24)	(0.22)	(1.23)	(0.27)	(1.29)	(0.55)	(-1.83)	(-1.71)
IO	0.10	0.08	0.17	-0.04	0.03	0.26	-0.13	-0.07	-0.09	-0.82	-0.92
	(1.51)	(1.51)	(2.72)	(-0.55)	(0.46)	(3.22)	(-1.85)	(-0.60)	(-0.56)	(-3.86)	(-4.06)
COVER	0.06	0.01	-0.05	0.01	0.04	0.09	-0.02	0.04	-0.04	-0.70	-0.77
	(0.74)	(0.08)	(-0.81)	(0.09)	(0.59)	(0.96)	(-0.23)	(0.29)	(-0.30)	(-3.51)	(-3.15)
DISP	0.14	0.05	0.06	0.00	0.12	0.16	0.00	-0.17	-0.13	-0.77	-0.91
	(2.71)	(0.75)	(0.89)	(-0.04)	(1.52)	(1.72)	(0.03)	(-1.39)	(-0.88)	(-3.89)	(-4.01)
BETA	0.14	0.05	0.03	-0.06	0.07	0.14	-0.09	-0.11	-0.30	-0.81	-0.96
	(2.40)	(0.74)	(0.56)	(-0.87)	(1.16)	(1.66)	(-0.89)	(-1.01)	(-2.21)	(-4.34)	(-4.49)
SIZE	0.20	0.12	-0.06	0.08	-0.09	-0.02	-0.02	0.07	0.02	-0.45	-0.65
	(2.73)	(1.46)	(-0.65)	(0.97)	(-1.25)	(-0.37)	(-0.28)	(0.88)	(0.16)	(-2.63)	(-3.08)
BM	0.09	0.09	0.01	0.06	0.11	0.28	-0.14	-0.07	-0.27	-0.77	-0.86
	(1.69)	(1.60)	(0.19)	(0.95)	(1.63)	(2.83)	(-1.46)	(-0.61)	(-1.89)	(-4.51)	(-4.25)
REV	0.18	0.05	0.02	0.05	0.05	0.15	-0.04	-0.13	-0.25	-0.89	-1.08
	(3.37)	(0.87)	(0.28)	(0.73)	(0.74)	(1.92)	(-0.43)	(-1.28)	(-2.00)	(-5.39)	(-5.62)
MOM	0.07	-0.02	0.06	-0.06	0.12	0.23	-0.07	-0.02	-0.11	-0.75	-0.82
	(0.98)	(-0.33)	(0.80)	(-0.93)	(1.90)	(2.39)	(-0.79)	(-0.24)	(-0.83)	(-4.43)	(-4.02)
ILLIQ	0.16	-0.01	0.05	0.04	0.11	0.17	-0.02	-0.09	-0.16	-0.79	-0.96
	(3.28)	(-0.23)	(0.63)	(0.62)	(1.54)	(2.14)	(-0.22)	(-0.87)	(-1.08)	(-4.53)	(-4.80)
TURN	0.07	0.10	0.07	0.09	0.11	-0.09	-0.22	-0.02	-0.29	-0.86	-0.94
	(1.11)	(1.96)	(1.38)	(1.26)	(1.46)	(-1.28)	(-2.15)	(-0.19)	(-2.48)	(-5.00)	(-5.12)

其干剔除其他从司特征影响的崩溃概率构建的投资组合特征 图表 6、

资料来源: Journal of Financial Economics. 兴业证券经济与金融研究院整理

3.3 个股横截面回归

上一节、我们展示了控制不同公司特征后崩溃概率和股票收益之间的关系。 本节、我们使用个股层面的回归来判断与波动率或偏度相关的变量的预测能力。

图表 7 展示了 Fama 和 MacBeth (1973) 的横截面回归系数。其中每一列都 代表了不同规格下的横截面回归,同时控制变量为 BETA, SIZE, BM, REV, MOM, ILLIQ 和 TURN。图表 7 的第 1 列为没有任何与波动率相关的预测因素的 基准模型; 第2列为 CRASHP 的横截面回归结果, 该结果进一步确定了 CRASHP 与未来股票收益之间的显著负相关关系,且在控制其他特征后依旧稳健。第2列 CRASHP 的平均斜率系数为-6.72, t量为-6.61。

为了将 CRASHP 的预测能力与其他与波动性或偏斜性相关的预测变量进行 比较, 我们将 JACKPOTP, FAILP, IVOL, ISKEW, MAX, MIN 和 DISP 也分 别包括在控制变量中。第三行展示了如 Conrad 等人所述 (2014年)的 JACKPOTP 与股票收益之间的负相关关系,但该系数在统计上并不显著。但是,如果在第 4 列中将 CRASHP 与 CRASHP 一起包括在内,则 JACKPOTP 的系数为正,而 CRASHP的负系数不受影响。这一发现表明,尽管两个概率具有非常相似的特征, 但 CRASHP 与股票收益的关系在剔除 JACKPOTP 影响后依旧显著。

第5列和第6列比较 CRASHP 和 FAILP 作为横截面回报的预测指标 在第6 列中添加 FAILP 时, CRASHP 与收益之间的负相关关系不会消失, 尽管与第2列 相比, 系数略有减小。该结果证实 CRASHP 包含与 FAILP 中包含的信息不同的未 来股票收益信息。

列7和8中展示了IVOL的结果, CRASHP和IVOL都经过相互控制之后, 都保留了其对未来收益的预测能力,但是两个变量的系数幅度都较小。

在第9列和第10列中,我们将ISKEW的横截面回归的估计结果表示为与股 票的极端收益相关的变量。尽管具有较高 CRASHP 的股票往往具有较高的 ISKEW, 但在我们的分析中,CRASHP与未来收益之间的负相关关系不受 ISKEW 的影响。



此外,根据 Bali 等人(2011 年)的研究,我们将 CRASHP的效果与 MAX 和 MIN 的效果进行了比较,11 列和第 12 列中为相关结果。可以看出没有 CRASHP的 MAX 和 MIN 都会负面预测股票收益。但是,添加 CRASHP后,MAX 的系数变得不再显著。第 12 行业相反,可以看出 CRASHP的负系数保持不变,不受 MAX 和 MIN 的影响。我们最后一个与波动率相关的变量 DISP包含在第 13 和 14 列中显示的横截面回归中。通过控制 DISP,尽管系数的缩小了,但 CRASHP 负收益关系仍不变。

第15列至第17列将强调与右尾风险或波动性相比,左尾风险作为回报预测指标的重要性。在第2章中,我们通过评估 logit 模型的预测准确性,提供了崩溃概率度量表明左尾风险而不是波动性的证据。为了确认 CRASHP 确实测量了左尾风险,并且为了证明左尾风险比右尾风险或波动性更能预测股票收益,我们考虑了包括 CRASHP, JACKPOTP 和 IVOL 在内的横截面回归模型同时显示在第15列中。结果表明 JACKPOTP 具有正系数,而 CRASHP 和 IVOL 都与股票收益率呈负相关,这表明在控制了左尾风险之后,右尾风险与收益率之间没有负相关关系。在第16列中,我们用 MAX 和 MIN,分别是最近实现的与左尾事件和右尾事件相关的变量,尽管它们不是对未来极端事件的事前估计。结果表明,不仅两个右尾变量具有正系数,IVOL 也失去了预测能力。相反,CRASHP 和 MIN 仍与未来收益负相关且显着相关。此外,即使我们在第17列中省略了两个右尾变量,IVOL 也无法恢复其预测能力,但是左尾变量 CRASHP 和 MIN 仍然非常重要。这些结果一致地表明,CRASHP 与股票收益率之间的负关系明显不同于波动率和股票收益率之间的负关系,并且崩溃概率或左尾风险是比股票收益率更关键的决定因素。波动性或右尾风险。

综上所述,公司层面的横截面回归提供了有力的证据,表明即使同时控制了各种相关特征**崩溃概率和未来股票收益之间依旧存在负的横截面关系**。从投资组合层次和公司层次的研究,我们确认崩溃概率的横截面影响既不是由各种公司特征也不是文献中的风险因素引起的。

图表 7、公司层面的横截面回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
CRASHP		-6.72 (-6.61)		-7.21 (-6.69)		-5.64 (-5.73)		-5.70 (-6.15)		-6.76 (-6.69)		-5.67 (-5.99)		-5.26 (-4.67)	-6.25 (-6.15)	-6.25 (-6.13)	-5.62 (-6.02)
ACKPOTP			-2.89 (-1.01)	6.67 (2.22)											8.28 (2.74)	8.91 (2.96)	
AILP					-2.68 (-2.74)	-2.04 (-2.70)											
OL							-0.24 (-6.51)	-0.12 (-4.52)							-0.15 (-5.22)	-0.05 (-0.83)	0.02 (0.64)
KEW									0.00 (-0.17)	0.01 (0.39)							
4AX											-0.02 (-2.07)	(0.87)				0.01 (1.14)	
IIN											-0.10 (-8.94)	-0.08 (-8.05)				-0.08 (-6.18)	-0.08 (-7.54
DISP													-0.22 (-2.08)	-0.21 (-1.99)			
BETA	-0.01 (-0.31)	(0.57)	0.00 (-0.07)	0.01 (0.49)	-0.01 (-0.21)	(0.52)	(0.31)	(0.80)	-0.01 (-0.33)	(0.55)	0.03	(1.29)	-0.02 (-0.39)	(0.02)	(0.74)	0.03	0.04
IZE	-0.05 (-1.40)	-0.12 (-3.17)	-0.07 (-1.72)	-0.06 (-1.60)	-0.08 (-1.90)	-0.13 (-3.32)	-0.11 (-3.17)	-0.14 (-3.87)	-0.06 (-1.41)	-0.12 (-3.13)	-0.11 (-2.94)	-0.14 (-3.84)	-0.08 (-1.97)	-0.14 (-3.29)	-0.07 (-1.92)	-0.07 (-1.82)	-0.14 (-3.84
ВМ	0.16 (2.60)	0.07	0.15	0.07	0.17 (2.61)	0.10 (1.90)	0.12 (2.19)	0.07	0.16 (2.59)	0.07	0.12 (2.19)	0.07	0.07	-0.02 (-0.37)	0.07	0.07	0.06
REV	-0.03 (-5.85)	-0.03 (-5.99)	-0.03 (-5.90)	-0.03 (-6.42)	-0.03 (-5.88)	-0.03 (-5.99)	-0.03 (-5.23)	-0.03 (-5.64)	-0.03 (-5.84)	-0.03 (-6.03)	-0.04 (-7.22)	-0.04 (-7.53)	-0.02 (-4.89)	-0.03 (-5.33)	-0.03 (-6.06)	-0.04 (-8.12)	-0.04 (-7.34
мом	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01
ШQ	-0.04 (-3.80)	-0.03 (-3.07)	-0.04 (-3.35)	-0.04 (-3.42)	-0.04 (-3.72)	-0.03 (-3.11)	-0.02 (-2.10)	-0.02 (-2.25)	-0.04 (-3.80)	-0.03 (-3.06)	-0.02 (-2.22)	-0.02 (-2.24)	-0.12 (-2.53)	-0.09 (-1.92)	-0.03 (-2.70)	-0.03 (-2.62)	-0.02
TURN	-0.70 (-1.41)	0.95	-0.75 (-1.79)	0.64	0.12	0.80	0.94	1.56	-0.67 (-1.37)	0.99	1.11	1.77	-0.76 (-1.52)	0.27	1.34	1.61	1.8

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

3.4 崩溃概率效应与其他横截面异象

在本节中, 我们判断崩溃概率影响是否与 Stambaugh 等人 (2012, 2015) 研



究的横截面异常有关。Stambaugh 等人(2012)研究了 11 种横截面异常,这些异常可以在风险暴露调整后依旧显著。这 11 个异常现象至少部分是由情绪驱动的定价过高引起的。由于我们发现崩溃概率与股票收益之间负相关的原因也主要是由于崩溃可能性较高的股票的定价过高,因此可能担心我们的发现只是文献中证实的众多异象之一的另一种形式。

图表 8 为崩溃概率和 9 个异常变量中的每一个公司级横截面回归的结果,且加入了与上文相同的控制特征集(BETA, SIZE, BM, REV, MOM, ILLIQ,和TURN-包括在内。图表 8 的结果证实,即使控制 Stambaugh 等人(2012, 2015)研究的广泛的异象,崩溃概率和未来收益之间的负截面关系不会改变,增强了我们研究结果的可靠性。

(1) (2) (3) (4) (5) (6) (9) (10) CRASE -6.70 (-5.56) -6.29 (-5.27) -5.98 (-5.14) -6.50 (-5.31) -6.65 (-5.43) -6.43 (-5.23) -6.04 (-5.15) -6.77 (-5.53) (-5.14) (-5.52)OSCR (-1.14) 0.47 (2.71) -0.15 (-1.49) 9.41 (4.77) (-3.65)MISE (-8.85) BETA 0.02 (0.73) 0.01 (0.49) (0.53) -0.10 (-2.53) 0.07 (0.39) -0.09 (-2.26) 0.12 (1.91) (0.53) (0.54) -0.10 (-2.58) 0.08 (1.30) -0.03 (-6.60) 0.01 (3.57) -0.03 (-2.85) 1.05 (1.32) (0.44) -0.10 (-2.56) 0.08 (1.26) -0.03 (-6.59) 0.01 (3.54) -0.03 (-2.63) 1.02 (0.44) -0.10 (-2.59) 0.08 (1.45) -0.03 (-6.66) 0.01 (3.32) -0.03 (-2.54) 1.13 (1.39) (0.53)-0.10 (-2.45) 0.08 (1.30) -0.11 (-2.72) 0.14 (2.27) SIZE -0.11 (-2.79) 0.07 (1.17) -0.03 (-6.59) 0.01 (3.58) -0.03 (-2.60) 1.17 0.07 (1.15) -0.03 (-6.67) 0.01 (3.50) -0.03 (-2.97) 1.26 (1.58) (0.67)-0.03 (-6.73) 0.01 (3.55) -0.03 (-2.64) 0.98 (1.19) -0.03 (-6.83) 0.01 (2.90) -0.03 (-2.72) 1.07 (1.28) ILLIQ -0.03 (-2.63) 1.20 (1.50) (1.28)

图表 8、基于剔除其他因子影响的崩溃概率构建的投资组合特征

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

4、价格崩溃的可能性和定价过高的根源

4.1 崩溃概率的影响和套利限制

我们存第 3.2 节中发现,崩溃概率与套利成本代理变量密切相关。在本节中, 我们将研究随着套利限制的提高,具有高崩溃概率的股票的定价过高现象是否会 更强。本文使用五个变量作为套利限制的度量:公司规模(SIZE),每股价格(PRC), 流动性 (ILLIQ),分析师覆盖率 (COVER) 和机构持有比例 (IO)。目前已有文 献说明前三个变量与交易成本有关,同时较低的分析师覆盖率代表较高的信息不 确定性,较低的机构所有权表示较低的投资者复杂度和较高的卖空限制(Bhardwaj 和 Brooks,1992; Hong 等人,2000; Nagel,2005; Kumar 和 Lee,2006; Zhang, 2006; Fama 和 French,2008 年),因此我们选取以上五个变量作为代理变量。 基于这五个变量,我们每个月将样本股票分为套利上限和套利下限组,然后在每 个组中构建按 CRASHP 排序的五分位数投资组合。在投资组合形成两个月后,计 算市值加权的投资组合收益。



图表 9 展示了按不同套利限制度量构建的五分位投资组合收益。可以看出,小市值和大市值股票的多空组合平均收益均为负数,但仅对小市值股票是显著的。小市值股票的平均收益率为-0.89%(t=-3.34),四因子模型的 alpha 为-1.00%(t=-5.57),而大市值股票的平均收益率为-0.22%(t=-0.82),四因子模型的 alpha 为-0.06%(t=-0.44)。结果表现,崩溃概率的影响在小市值企业中很明显,但在大市值企业中较弱。当按每股价格对股票分类时,我们发现类似的结果,即低价股的崩溃概率的影响较为明显,而高价股几乎没有。

图表 9、套利限制对崩溃概率的影响

		Firm size			Price	tiquidity					Analyst coverage			Institutional ownership		
	Small	Big	Diff	Low	High	Diff	Miquid	Liquid	Diff	Low	High	Diff.	Low	High	Diff	
Excess actum	-089 (-334)	-022 (-082)	-0.67 (-161)	-0.98 (-2.81)	Q11 (Q38)	-109 (-3.67)	-0.39 (-151)	-0.72 (-1.97)	(113)	-Q19 (-0.61)	-0.46 (-1.17)	(1,00)	-0.60 (-1.42)	-0.51 (-1.55)	-0.09 (-0.27)	
CAPM a	-1.26	-0.64	-0.64	-1.44	-0.21	-124	-0.66	-1.21	0.56	-0.70	-1.01	0.31	-127	-0.96	-0.31	
Three-factor a	(-5.27) -1.17	(-2.62) -0.28	(-3.29) -0.89	-1.20	(-076) 016	(-4.49) -136	(-2.67) -0.59	(=3.35) =0.80	0.21	(-2.54) -0.56	(-2.67) -0.58	0.02	(-3.36) -0.89	(-3.15) -0.66	(-0.91) -0.23	
Four-Extor a	(-6.35)	(-1.81)	(-4.86)	(-5.49)	(0.72)	(-4.96)	(-3.00)	(-3.63)	(0.76)	(-2.70)	(-2.47)	(0.09)	(-3.30)	(-2.79)	(-071)	
rour-sactor a	-1.00 (-5.57)	(-044)	-0.94 (-5.35)	-0.77 (-3.75)	(LOI)	-0.95 (-3.92)	-0.27 (-1.26)	-0.36 (-1.65)	(0.30)	-0.44 (-215)	(-0.21	(-0.99)	-0.66 (-2.44)	-0.40 (-1.81)	-0.25 (-0.76)	

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

针对剩余三个套利限制变量,可以看出套利限制高低对组合收益的影响并不 显著。例如,按流动性对股票进行分类时,高流动性和低流动性投资组合的三因 子模型 alpha 均显著, 甚至与低流动性公司相比, 高流动性公司的收益率会更低。 同时,从分析师覆盖率来看,低覆盖股票和高覆盖股票的平均收益均为负数,平 均差距不大。另一方面,按机构持有比例进行分组后,观察到一个有趣的结果, 无论机构持有比例高低, 其多空投资组合的收益率都显著为负。其中, 高机构持 有比例的股票四因子模型 alpha 为-0.40%(t=-1.81), 略低于低机构持有比例股票, 但仍显著。这个结果与之前的相关研究的结论并不一致(Nagel, 2005; Campbell 等人, 2008; Conrad 等人, 2014; Stanbaugh 等人, 2015)。相关研究表明, 定 价过高与机构持有比例成反比,主要原因有两个:首先,机构持有的比例较低, **套利定价会更加困难**,因为个人很可能是不成熟交易者,导致价格偏离基本价值 (DeLong 等, 1990)。其次, 卖空时股票的主要提供者为机构投资者, 因此机构 持有比例较低的股票卖空的成本更高(D'Avolio, 2002; Nagel, 2005)。这两个 原因的共同前提是,经验丰富的机构投资者为理性套利者。这个前提得出的结论 是,高机构持有比例股票的高估应该不那么持久,因为一旦机构意识到高估,就 必须在高价股票中做空。但是,图表9的发现不能用这一系列文献来解释。

在机构投资者视为理性投资者的文献中,可以找到支持我们结果的另一种解释。DeLong 等人(1990)提出,理性投资者可能给出高于股票基本价值的价格,因为他们认为非理性的投资者将会以更高的价格购买股票。Abreu 和 Brunnermeier(2002,2003)提出,只有在套利者由于资本约束而改变其策略时,价格泡沫才会破裂,理性的投资者知道资产被高估,但会在泡沫破裂之前离开市场,从而最大化他们的利润。这些理论始终暗示着针对错误的定价进行交易对于理性投资者而言始终是最佳选择。而且,它们甚至助长了远离基本面的价格走势。我们认为,根据这些理论,定价过高或价格泡沫并不意味着必然与机构持有比例有关,高机构持有比例的股票的高估可能暂时不会被套利。



4.2 不同市场状态对崩溃概率的影响

在上一节中, 我们发现, 即使股票大部分由机构拥有, 具有高崩溃概率的股票仍会继续定价过高。从实证结果来看, 高崩溃概率股票的定价过高可能部分由理性的投机者驱动, 而不完全由行为, 情绪驱动的投资者驱动, 该实证结果与相关文献中的经典论证不一致, 经典论证认为, 与基本面的价格偏差仅由噪声交易者驱动。

在本节中,我们将遵循 Stambaugh 等人(2012)的结论进行进一步研究。 Stambaugh 等人(2012)指出,随着投资者情绪高涨,各种横截面异象都变得更强。一般来看,异象的空头组合收益更高,而当情绪高涨时,定价过高现象会更显著。他们测试的各种异象都发现了与投资者情绪相关。为了测试高崩溃概率股票的定价过高现象是否与整个市场情绪的变化相关,我们使用 Baker 和 Wurgler(2006)构建的市场情绪指数对市场情绪进行刻画。具体来说,若上个月的情绪指数高于样本期内的中位数,则将这一个月定为高情绪期,否则为低情绪期。然后,我们按照 CRASHP 对股票进行排序,分别在高情绪期和低情绪期构建十分位数组合,并计算加权平均收益率。

我们在图表 10 的面板 A 中展示了每个时期的 Fama-French 三因子模型调整后的平均超额收益。可以看出,在投资者情绪高涨后的几个月中,基于 CRASHP 构建的多空组合平均超额收益为-1.19%(t=-4.04)。此外,崩溃概率最高的分组超额收益为-1.01%(t=-3.79)。另一方面,在投资者情绪低迷的几个月中,也观察到类似的模式,即收益率呈单调走势,且多空策略的平均收益为-0.74%(t=-2.87),低于高情绪时期的平均回报,但在统计上依旧显著。我们发现无论是情绪高涨还是低迷时期, CRASHP 多空组合的收益都显著,这个结果与 Stambaugh 等人(2012)的发现并不一致。我们认为,这两个时期,CRASHP 最高分组的股票收益差较小,这间接说明了为什么会出现这种结果。 CRASHP 更高的股票无论在情绪高涨还是低迷期价格都更高,这一发现表明,尽管整个市场情绪的变化可能部分地驱动了 CRASHP 与股票收益之间的横截面关系,但其他因素也可能极大地推动了 CRASHP 高股票的过高定价。

同时为了测试 CRASHP 高股票的定价过高是否受经济状况的变化而不是受市场情绪的影响,我们根据三个状态变量将市场进行划分:1)国家经济研究局(NBER)经济衰退指标;2)市场超额收益:CRSP市值加权超过一个月国债利率的收益;3)Pastor和Stambaugh(2003)提出的流动性创新指标。图表 10的B到D板分别展示了在经济扩张和经济衰退期,市场上升,市场下降期以及高流动性和低流动性时期之后,CRASHP十分位投资组合的平均风险调整收益。简而言之,基于CRASHP的多空策略在任何子期间都获得了非常重要的异常收益,因此,无论使用哪种状态变量,多空投资组合收益都没有显着差异,同时我们没有发现任何证据表明最高的CRASHP最高组股票在某种特定状态下是明显差异的。一方面,这些发现表明CRASHP之间的负截面关系股票收益既不是由针对经济状况变化的避险需求也不是由投资者的情绪所驱动。另一方面,图表 10 中的结果表明,不同时期的高 CRASHP股票的定价过高是一种非常显著的现象。



图	不同市场状态下崩溃概率的影响	
131 XX 1 U \	/ N P 1 P 70 10 NS H H 10 10 10 TH P 10 R 2 P 10	

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10 – 1
Panel A: High- vs.	low-sentime	nt periods									
High sentiment	0.18	0.09	0.13	0.04	0.16	0.12	0.01	-0.23	-0.32	-1.01	-1.19
	(2.81)	(1.18)	(1.53)	(0.41)	(1.69)	(1.08)	(0.14)	(-1.44)	(-1.73)	(-3.79)	(-4.07)
Low sentiment	0.12	-0.18	-0.06	0.12	0.16	0.18	-0.13	0.11	-0.12	-0.63	-0.74
	(1.76)	(-2.91)	(-0.65)	(1.34)	(1.64)	(1.76)	(-0.85)	(0.85)	(-0.66)	(-2.81)	(-2.87)
Difference	0.06	0.26	0.19	-0.08	0.00	-0.06	0.14	-0.34	-0.19	-0.38	-0.45
	(0.72)	(2.85)	(1.62)	(-0.61)	(-0.01)	(-0.39)	(0.83)	(-1.66)	(-0.80)	(-1.12)	(-1.17)
Panel B: Expansion	n vs. recessio	n periods									
Expansion	0.14	-0.04	0.01	0.09	0.22	0.14	-0.05	-0.05	-0.22	-0.75	-0.89
	(2.68)	(-0.82)	(0.11)	(1.22)	(3.13)	(1.60)	(-0.47)	(-0.42)	(-1.41)	(-4.12)	(-4.28)
Recession	0.21	-0.06	0.21	0.05	-0.11	0.26	0.03	-0.21	-0.38	-1.07	-1.28
	(1.51)	(-0.30)	(1.36)	(0.26)	(-0.66)	(1.33)	(0.11)	(-0.60)	(-1.25)	(-2.00)	(-2.12)
Difference	-0.07	0.01	-0.20	0.05	0.33	-0.13	-0.08	0.16	0.16	0.32	0.38
	(-0.44)	(0.07)	(-1.25)	(0.23)	(1.86)	(-0.60)	(-0.30)	(0.45)	(0.47)	(0.59)	(0.62)
Panel C: Up- vs. d	own-market	periods									
Up market	0.14	-0.09	0.03	0.16	0.11	0.16	-0.04	-0.16	-0.33	-0.80	-0.94
	(2.04)	(-1.27)	(0.31)	(1.87)	(1.29)	(1.47)	(-0.35)	(-1.26)	(-1.92)	(-3.68)	(-3.73)
Down market	0.17	0.01	0.04	-0.04	0.21	0.14	-0.09	0.06	-0.05	-0.82	-0.99
	(2.35)	(0.17)	(0.38)	(-0.34)	(1.99)	(1.17)	(-0.62)	(0.37)	(-0.28)	(-3.29)	(-3.41)
Difference	-0.04	-0.10	-0.01	0.20	-0.10	0.02	0.05	-0.22	-0.27	0.02	0.06
	(-0.36)	(-0.92)	(-0.07)	(1.33)	(-0.80)	(0.14)	(0.30)	(-1.13)	(-1.18)	(0.07)	(0.16)
Panel D: High- vs.	low-liquidity	periods									
High liquidity	0.15	-0.06	0.02	0.11	0.11	0.11	-0.09	-0.02	-0.27	-0.88	-1.03
	(2.52)	(-0.95)	(0.21)	(1.22)	(1.21)	(1.15)	(-0.80)	(-0.19)	(-1.75)	(-4.45)	(-5.01)
Low liquidity	0.15	-0.03	0.05	0.03	0.20	0.21	-0.03	-0.12	-0.14	-0.71	-0.87
	(1.64)	(-0.38)	(0.40)	(0.33)	(2.18)	(1.62)	(-0.17)	(-0.71)	(-0.58)	(-2.60)	(-2.57)
Difference	0.00	-0.02	-0.03	0.07	-0.08	-0.10	-0.06	0.10	-0.13	-0.17	-0.16
	(-0.04)	(-0.22)	(-0.21)	(0.56)	(-0.69)	(-0.66)	(-0.35)	(0.50)	(-0.46)	(-0.54)	(-0.44)

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

我们的发现表明,无论在情绪高涨时期或情绪低迷时期,具有高崩溃概率的股票都被高估了,这与基于经典套利理论的预测以及 Stambaugh 等人(2012)的发现均不一致。此外,图表 10 的结果与图表 9 的结果相结合,表明具有高崩溃概率的股票的低平均回报率可能不完全是由于情绪驱动的定价过高,而部分是由于理性的投机泡沫。第4.1 节和第4.2 节没有直接测试泡沫文献中的理性投机理论。尽管我们的证据并不排除其他替代性解释,但与经典的论证相比,崩溃概率效应似乎与理性的推测论证更为一致,并且可以得到更好的解释。 这将崩溃概率与先前已知的各种异象区分开来。

4.3 机构持股的变化对崩溃概率的影响

在上一节中,我们提出了一种解释,即崩溃概率高的股票的定价过高至少部分是由机构投资者的理性投机所驱动。在本节中,为了找到支持理性投机的证据,我们在按崩溃概率构建投资组合之前对机构持股的变化进行了研究。与 Edelen 等人(2016)类似,我们关注机构持有股票的数量及其机构持有占比。同时我们选择投资组合形成前六个季度作为机构持股变化的研究区间。

具体来说,在每个季度末,我们根据崩溃概率将股票分为十组,然后对于每个分组,我们计算持有股票的机构数量 (INUM)和机构持仓占比 IO)。结果如图表 11 所示,这两个机构持股评价指标的变化模式非常相似。第一组到第九组的机构持股单调增加,但第九组到第十组又下降。这种模式可能与崩溃概率排名的持续性有关。每个季度 CRASHP 最高的股票包括许多上一季度或者更早处于相同分组的股票。如果机构会增加高崩溃股票的持股量直到它们进入最高位,那么就有可能出现目前的结果。有趣的是,我们在上文中发现崩溃概率较高的股票往往具有较低的机构持有量。以上发现表明,尽管崩溃概率最高的股票机构持有量较低,但在最近六个季度中,机构购买崩溃可能性更高的股票的比例更高。

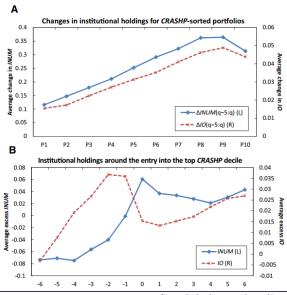
在图表 11 的 B 面板中, 我们研究了当一家公司进入最高 CRASHP 十分位数



时,该机构的机构持股水平如何变化。可以看出,对于进入排名最高的六个季度持有股票的机构数目明显增加,最近的两个季度增加最为明显。相反,当企业进入 CRASHP 最高组之后的四个季度,持有股票的机构数量稳步下降。而机构持仓占比也在进入前表现出增加,且在进入前两个季度就达到了峰值,之后大体保持不变,知道公司进入 CRASHP 最高组之后,开始下降。

即使从峰值来看两个指标结论并不一致,但这两个机构持股指标都表明,机构会在股价达到泡沫峰值之前六个季度展示出购买高崩溃概率、相对高估股票的倾向。同时由于机构持仓占比(IO)是机构总的持股量,因此我们的结果并不意味着所有的机构投资者都购买了被高估的股票,而一些机构投资者可能会在崩盘前就出售股票。尽管如此,可以看出当崩溃概率进入前十后,持有股票机构数量(INUM)达到峰值说明,至少有一些机构购买高估的股票一直到股价达到峰值。

图表 11、基于剔除其他因子影响的崩溃概率构建的投资组合特征



资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

本节的结果支持我们前文提出的解释崩溃效应的合理推荐。即我们的研究表明,具有较高崩溃概率的股票在横截面上机构可能会展示出更高的需求,机构可能是股票在处于崩溃之前的主要买主。这些发现表明,机构可能会将目前的价格推的更高。如 DeLong(1990)和 Abreu and Brunnermeier(2002,2003)所说,崩溃概率高的股票在未来表现不佳部分可能是由于机构投资者推动了的投机泡沫。

4.4 理性的投机和机构绩效

在上一节中,我们发现,机构可能会通过购买具有高崩溃概率的股票来破坏资产价格。我们的发现支持理性投机理论反对传统论证,即认为机构不会积极纠正定价错误,甚至会助推高估的股票。但我们不能忽略其他解释,例如 Edelen 等人(2016)基于七个常见的异象提出机构可能具有购买被高估股票的行为,并从行为偏差角度进行解释。我们的在本节中希望找到证据证明,机构参与高崩溃股票的诱因是复杂的,进一步支持理性投资理论。Abreu 和 Brunnermeier(2002,2003)



提出机构可能会选择购买价格过高的股票,并在崩盘前出售它们来获得最高的利润。因此,这些机构的绩效可能会超过其他提前放弃的投资者。

我们按照 Lewellen (2011) 的方法基于机构季度持仓构建投资组合,从而评估机构的绩效表现。正如 Lewellen (2011) 所证明的那样,机构投资者只能够有限的超越市场投资组合,因此其表现与市场投资组合具有较大相关性。我们通过持仓的崩溃概率均值对机构进行分类,研究倾向于崩溃概率较高股票的机构表现。值得注意的是,如果机构绩效仅取决于选股能力,那么购买高崩溃概率股票的机构应获得负的 alpha 值。换句话说,即使机构倾向于购买高崩溃股票也能获得正收益,很可能是由于机构具备一定的择时能力。

具体来说,在每个季度末,我们将所有机构按其持有股票的平均 CRASHP 进行分组。然后将机构的持股进行汇总,将每组作为一个大的投资者。从结构上看,前 10%类别的机构最有可能持有崩溃概率较高的股票。图表 12 为 1980-2015 个各季度计算的结果。正如 3.2 节说述,企业规模与崩溃概率具有负相关关系,市值从 CRASHP 最低组到最高组有明显降低。同时所有机构持仓的总投资组合与市场投资组合非常相似,这表明机构整体上不会偏向于崩溃概率高或者远离崩溃概率高的股票。但崩溃概率最高的机构会相对更为偏向崩溃概率这一指标,与市场投资组合偏差最大。这一结果表明,基于持有的 CRASHP 的最高 10%的机构可能代表一群最积极地采取投机性交易策略机构投资者。相比之下,当最低的 90%的机构也合计为一组时,它们的投资组合与市场投资组合相差不大。我们还以更极端的方式将机构分类为最高 1%的群体,其他机构则根据持有的 CRASHP 进行分类。最高的 1%的机构将其投资组合的 49.4%投资于最高的 CRASHP 十分位,而81.0%的投资于三个最高的 CRASHP 分组,这表明它们的投资组合极倾向于高崩溃概率股票。

图表 12、按崩溃概率对机构投资者进行分类

					Ranking	on CRASHP				
Portfolio weight	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Market	0.374	0.147	0.102	0.078	0.075	0.066	0.055	0.045	0.035	0.023
Aggregate institutions	0.353	0.148	0.107	0.082	0.080	0.069	0.057	0.048	0.035	0.021
Institutions grouped by C	RASHP of hol	dings:								
1 (lowest 10%)	0.605	0.185	0.089	0.042	0.031	0.021	0.012	0.008	0.004	0.002
2	0.503	0.180	0.106	0.062	0.052	0.040	0.027	0.018	0.010	0.004
3	0.442	0.175	0.113	0.074	0.064	0.050	0.036	0.025	0.015	0.006
4	0.414	0.163	0.113	0.077	0.070	0.057	0.043	0.033	0.021	0.010
5	0.381	0.155	0.110	0.082	0.077	0.064	0.051	0.039	0.026	0.014
6	0.332	0.148	0.112	0.089	0.087	0.073	0.059	0.048	0.034	0.019
7	0.279	0.135	0.112	0.095	0.095	0.084	0.071	0.059	0.044	0.025
8	0.218	0.118	0.107	0.100	0.105	0.096	0.086	0.075	0.058	0.035
9	0.149	0.091	0.094	0.096	0.109	0.110	0.109	0.103	0.083	0.057
10 (highest 10%)	0.065	0.053	0.060	0.071	0.088	0.101	0.125	0.143	0.148	0.147
Lowest 90%	0.360	0.150	0.108	0.082	0.080	0.068	0.056	0.045	0.032	0.018
Highest 1%	0.017	0.011	0.010	0.016	0.025	0.040	0.070	0.104	0.211	0.494
Lowest 99%	0.354	0.148	0.107	0.082	0.080	0.069	0.057	0.048	0.035	0.021

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

在评估每个机构群体的绩效时,我们依旧机构持仓构建投资组合,并进行复制。图表 13 列出了各机构分组的平均超额收益、CAPM, Fama 和 French (1993)的三因子和 Carhart (1997)的四因子的 alpah。可以看出,平均超额收益从 CRASHP最低的组倾向于增加到 CRASHP最高的组。其中收入最高的机构可平均获得 2.8%的超额收益,高于其他所有九个组。若将这九个组的机构汇总成一个大组,则平均收益为 2.16%,比最高的 10%组低 0.64%。

最高的 10%机构每季度获得的三因子 alpha 值为 0.53% (t= 1.38), 高于其他

请务必阅读正文之后的信息披露和重要声明



九组的水平,但其统计上并不显著。如果控制 Carhart(1997)的四个因子,则最高的 10%机构的绩效最佳,每季度的四因素 α 为 0.58%(t=3.11),而其他九组的 alpha 值为 0.16%至 0.27。最高的 10%组和最低的 90%组之间的季度四因子 alpha 差异为 0.39%(t=2.21),这表明最倾向于高崩溃概率股票的机构的表现不佳。另一方面,基于 CRASHP 持股的最高 1%机构的四因子 alpha 值为 1.42%(t=2.22),而最高 1%机构与其他机构的四因子 alpha 差异为每季度 1.23%(t=1.95)。尽管这些机构只是极少数,但结果证实,那些投资更多集中在高崩溃概率股票上的机构的表现要比其他机构好得多。

图表 13、基于崩溃概率分组的机构投资者绩效表现

								Intitution	grouped by (TARSHP of bold	lings				
	Lowest 10%	2	3	4	5	6	7	8	9	Highest 10% (A)	Lowest 90% (B)	Highest IV (C)	99% (D)	A-8	C-D
Excess return	2.05	(356)	2.16	(3.68)	(3.44)	(3.49)	(3.57)	(3.79)	(3.40)	280	(3.51)	278 (238)	(3.51)	(1.50)	0.61 (0.62)
CAPM at	0.45	0.31	0.33	0.28	0.15	0.11	0.06	0.16	-0.15	-012	0.15	-0.95	0.13	-0.27	-108
Three-factor or	0.34	(2.76)	0.28	0.28	(2.A2) 0.19	0.17	(2.28)	0.36	0.20	(-0.30) Q53	(2.48) G23	(-0.88)	(2.08)	0.30	-0.06
Four-factor or	(2,05)	(1.96)	0.23	0.26	0.17	(2.75)	022	024	0.16	(1.38) Q58	(483)	1.42	0.19	(0.02)	1.23
	(1.68)	(1.90)	(3.30)	(3.05)	(2.77)	(2.76)	(3.29)	(2.43)	(1.18)	(3.11)	(3.75)	(2.22)	(167)	(2.21)	(L95)

资料来源: Journal of Financial Economics, 兴业证券经济与金融研究院整理

总而言之,我们发现押注于高崩溃概率股票的机构投资者表现可能优于其他机构。如果说机构投资者的选股能力决定其表现,这一结论可能十分令人惊讶,因为机构应该卖出定价过高的股票才能获得正的阿尔法。因此,我们的发现暗示,至少有一些机构投机者可能会像理性投机理论所预测的那样,驾驭价格泡沫并成功避免价格暴跌。我们得出的结论是,机构投机者非常精通,并且具有在合理的时间调整价格过高的技巧。我们的证据排除了行为解释的可能性,但明确支持理性的投机论据,这是高崩溃概率股票定价过高的根源。

5、结论

本文研究了价格崩溃的预期概率与未来股票收益之间的横截面关系,并将我们的结论与目前大部分研究中所提到的横截面异象成功区分开。首先,我们发现具有高崩溃概率的股票平均收益较低,同时这并不能被各种常见的决定公司横截面收益的特征所解释。其次,在一般文献中认为,定价过高现象应当和机构持有比例成反比,定价错误主要是由行为交易者的情绪所驱动的。但我们研究发现,即使在主要由机构持有的股票中,具有高崩溃概率股票的定价过高也不会被套利。此外,崩溃概率和股票收益率之间的负向关系和整个市场的情绪变化无关。这些发现使得人们对机构投资者作为观点套利者假设的作用产生怀疑。第三,我们发现机构会对崩溃可能性较高的股票表现出更大的需求,即机构投资者倾向于购买接近但尚未达到高估高峰的股票。这些证据表明,高崩溃概率股票的定价过高也可能是由机构驱动的,而不仅仅是个人交易者。最后,我们发现在高崩溃概率上进行投机的机构表现可能会比其他机构要好,这一发现表明,机构投机者可能非常精通,并且具有在合理的时间调整价格过高的技巧。



参考文献

- [1] Abreu, D., Brunnermeier, M., 2002. Synchronization risk and delayed arbitrage. J. Financ. Econ. 66, 341–360.
- [2] Abreu, D., Brunnermeier, M., 2003. Bubbles and crashes. Econometrica 71,173–204.
- 【3】Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. J. Financ. Mark. 5, 31–56.
- [4] Ang, A., Hodrick, R., Xing, Y., Zhang, X., 2006. The cross-section of volatility and expected returns. J. Financ. 61, 259–299.
- 【5】 Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G., Philipov, A., 2013. Anomalies and financial distress. J. Financ. Econ. 108, 139–159.
- **[6]** Baker, M., Wurgler, J., 2006. Investor sentiment and the cross-section of stock returns. J. Financ. 61, 1645–1680.
- [7] Bali, T., Cakici, N., Whitelaw, R., 2011. Maxing out: stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. J. Financ. Econ. 99, 427–446.
- [8] Bekaert, G., Wu, G., 2000. Asymmetric volatility and risk in equity markets. Rev. Financ. Stud. 13, 1–42.
- [9] Bhardwaj, R., Brooks, L., 1992. The January anomaly: effects of low share price, transaction costs, and bid–ask bias. J. Financ. 47, 553–575.
- 【10】 Boyer, B., Mitton, T., Vorkink, K., 2010. Expected idiosyncratic skewness. Rev. Financ. Stud. 23, 169–202.
- 【11】Brunnermeier, M., Nagel, S., 2004. Hedge funds and the technology bubble. J. Financ. 59, 2013–2040.
- 【12】 Campbell, J., Hentschel, L., 1992. No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns. J. Financ. Econ. 31, 281–318.
- 【13】 Campbell, J., Hilscher, J., Szilagyi, J., 2008. In search of distress risk. J. Financ. 63, 2899–2939.
- 【14】 Carhart, M., 1997. On persistence in mutual fund performance. J. Financ. 52, 57–82.
- 【15】 Chen, J., Hong, H., Stein, J., 2001. Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. J. Financ. Econ. 61,345–381.
- 【16】 Conrad, J., Dittmar, R., Ghysels, E., 2013. Ex ante skewness and expected stock returns. J. Financ. 68, 85–124.

风险提示: 文献中的结果均由相应作者通过历史数据统计、建模和测算完成, 在 政策、市场环境发生变化时模型存在失效的风险。



分析师声明

本人具有中国证券业协会授予的证券投资咨询执业资格并注册为证券分析师,以勤勉的职业态度,独立、客观地出具本报告。本报告清晰准确地反映了本人的研究观点。本人不曾因,不因,也将不会因本报告中的具体推荐意见或观点而直接或间接收到任何形式的补偿。

投资评级说明

投资建议的评级标准	类别	评级	说明
报告中投资建议所涉及的评级分为权		买入	相对同期相关证券市场代表性指数涨幅大于15%
益评级和行业评级(另有说明的除外)。		审慎增持	相对同期相关证券市场代表性指数涨幅在5%~15%之间
评级标准为报告发布日后的12个月内	la 14 35 km	中性	相对同期相关证券市场代表性指数涨幅在-5%~5%之间
公司股价(或行业指数)相对同期相关	权益评级	减持	相对同期相关证券市场代表性指数涨幅小于-5%
证券市场代表性指数的涨跌幅。其中:		无评级	由于我们无法获取必要的资料,或者公司面临无法预见结果的重大不确
A股市场以上证综指或深圳成指为基			定性事件,或者其他原因,致使我们无法给出明确的投资评级
准, 香港市场以恒生指数为基准; 美国		推荐	相对表现优于同期相关证券市场代表性指数
市场以标普500或纳斯达克综合指数为	行业评级	中性	相对表现与同期相关证券市场代表性指数持平
基准。		回避	相对表现弱于同期相关证券市场代表性指数

信息披露

本公司在知晓的范围内履行信息披露义务。客户可登录 www.xyzqcomcn 内幕交易防控栏内查询静默期安排和关联公司持股情况。

使用本研究报告的风险提示及法律声明

兴业证券股份有限公司经中国证券监督管理委员会批准、已具备证券投资咨询业务资格。

本报告仅供兴业证券股份有限公司(以下简称"本公司")的客户使用,本公司不会因接收人收到本报告而视其为客户。本报告中的信息、意见等均仅供客户参考,不构成所述证券买卖的出价或征价邀请或要约。该等信息、意见并未考虑到获取本报告人员的具体投资目的、财务状况以及特定需求,在任何时候均不构成对任何人的个人推荐。客户应当对本报告中的信息和意见进行独立评估,并应同时考量各自的投资目的、财务状况和特定需求,必要时就法律、商业、财务、税收等方面咨询专家的意见。对依据或者使用本报告所造成的一切后果,本公司及/或其关联人员均不承担任何法律责任。

本报告所载资料的来源被认为是可靠的,但本公司不保证其准确性或完整性,也不保证所包含的信息和建议不会发生任何变更。本公司并不对使用本报告所包含的材料产生的任何直接或间接损失或与此相关的其他任何损失承担任何责任。

本报告所载的资料、意见及推测仅反映本公司于发布本报告当日的判断,本报告所指的证券或投资标的的价格、价值及投资收入可升可跌,过往表现不应作为日后的表现依据;在不同时期,本公司可发出与本报告所载资料、意见及推测不一致的报告;本公司不保证本报告所含信息保持在最新状态。同时,本公司对本报告所含信息可在不发出通知的情形下做出修改,投资者应当自行关注相应的更新或修改。

除非另行说明,本报告中所引用的关于业绩的数据代表过往表现。过往的业绩表现亦不应作为日后收益的预示。我们不承诺也不保证,任何所预示的收益会得以实现。分析中所做的收益预测可能是基于相应的假设。任何假设的变化可能会显著地影响所预测的收益。

本公司的销售人员、交易人员以及其他专业人士可能会依据不同假设和标准、采用不同的分析方法而口头或书面发表与本报告意见及建议不一致的市场评论和/或交易观点。本公司没有将此意见及建议向报告所有接收者进行更新的义务。本公司的资产管理部门、自营部门以及其他投资业务部门可能独立做出与本报告中的意见或建议不一致的投资决策。

本报告并非针对或意图发送予或为任何就发送、发布、可得到或使用此报告而使兴业证券股份有限公司及其关联子公司等违反当地的法律或法规或可致使兴业证券股份有限公司受制于相关法律或法规的任何地区、国家或其他管辖区域的公民或居民,包括但不限于美国及美国公民(1934年美国《证券交易所》第15a-6条例定义为本「主要美国机构投资者」除外)。

本报告的版权归本公司所有。本公司对本报告保留一切权利。除非另有书面显示,否则本报告中的所有材料的版权均属本公司。未经本公司事先书面授权,本报告的任何部分均不得以任何方式制作任何形式的拷贝、复印件或复制品,或再次分发给任何其他人,或以任何侵犯本公司版权的其他方式使用。未经授权的转载,本公司不承担任何转载责任。

特别声明

在法律许可的情况下,兴业证券股份有限公司可能会利差本报告中提及公司所发行的证券头寸并进行交易,也可能为这些公司提供或争取提供投资银行业务服务。因此,投资者应当考虑到兴业证券股份有限公司及/或其相关人员可能存在影响本报告观点客观性的潜在利益冲突。投资者请勿将本报告视为投资或其他决定的唯一信赖依据。

兴业证券研究

_上海	北京	深圳
地址:上海浦东新区长柳路36号兴业证券大厦	地址:北京西城区锦什坊街35号北楼601-605	地址:深圳市福田区皇岗路5001号深业上城T2
15层		座52楼
邮编: 200135	邮编: 100033	邮编: 518035
邮箱: research@xyzqcomcn	邮箱: research@xyzqcomcn	邮箱: research@xyzqcomcn