

【资产定价】

ETF、股票流动性与股价崩盘风险

朱菲菲 吴俣立 杨云红

【摘要】在我国坚持创新驱动发展、强调不发生系统性金融风险的大背景下,本文从公司治理角度出发,实证检验了ETF这一创新型金融工具与股价崩盘风险之间的关系。本文发现,ETF在提高上市公司股票流动性的同时,会吸引更多的短期投资者,加剧管理层隐藏负面消息的动机,从而增加股价崩盘风险。然而,A股定价机制不完善以及分析师乐观偏差等外部因素并非ETF增加股价崩盘风险的主要原因。进一步分析表明,代理冲突越严重、公司治理水平越差以及信息不对称程度越高的企业中,ETF对股价崩盘风险的影响更加明显。本文研究对于辩证认识金融创新、金融风险与金融监管之间的关系,提升上市公司治理水平,防范系统性金融风险都具有一定启示。

【关键词】交易型开放式指数基金;股票流动性;股价崩盘风险;公司治理

【作者简介】朱菲菲,经济学博士,助理教授,中央财经大学金融学院,E-mail:feifei.zhu@cufe.edu.cn;吴俣立(通讯作者),经济学博士,副教授,中央财经大学金融学院,E-mail:wlwu@cufe.edu.cn(北京 102206);杨云红,经济学博士,教授,北京大学光华管理学院,E-mail:yhyang@gsm.pku.edu.cn(北京 100081)。

【原文出处】《金融研究》(京),2023.6.169~186

【基金项目】本文感谢国家自然科学基金青年项目(72102247,71702205)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(22JJD011)、中央财经大学科研创新团队支持计划,以及中央财经大学重大研究支持计划“金融可持续发展研究”对本文的资助。

一、引言

金融创新是金融发展的不竭动力,加快金融创新是当前阶段全面深化金融领域改革的内在要求,也是提高资源配置效率、推动经济高质量发展的有效助力。党的二十大报告提出,要深化金融体制改革,建设现代中央银行制度,加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线。近年来,我国影子银行、资产管理市场、互联网金融、金融科技等领域的创新层出不穷,点状风险也时有发生。在加快构建新发展格局,着力推动高质量发展的大背景下,如何平衡好金融创新与金融风险之间的关系,成为金融领域的重要课题。

交易型开放式指数基金(Exchange Traded Funds, ETF)是近几十年来最受欢迎、最重要的金融创新之一(杨墨竹,2013)。然而,ETF在发挥重要价值的同

时,也给金融市场稳定带来了一些负面影响。如2010年5月6日美国市场发生“闪电崩盘”之后,以《考夫曼报告》为代表的一系列文章就指责ETF的融券卖空机制是引发“股价闪崩”的原因,并指出ETF助长了恐慌性抛售、引发了系统性风险等(杨枫和张力健,2013)。近年来,我国ETF也受到越来越多的投资者青睐,但鉴于我国A股市场在投资者结构、交易制度、公司治理等方面显著不同于欧美国家,ETF这类金融创新是否同样会对其标的股票以及金融市场带来一些意想不到的负面效果还有待进一步检验。

上市公司股价平稳发展是我国金融市场稳定的重要支撑。然而,个股暴涨暴跌的现象屡见不鲜(陈国进和张贻军,2009),股价崩盘的案例也并不罕见。股价崩盘很大程度上损害了股东权益和投资者信心,而且在金融体系交错复杂的情况下,单只股票的价格暴跌还可能通过一系列的交叉传染,从而严

重损害金融市场的稳定(Hong and Stein, 2003; 彭俞超等, 2018)。在ETF快速发展且股价崩盘风险频频发生的背景下, 这两者是否存在关系呢? 如果ETF对其成分股的股价崩盘风险存在负面影响, 其潜在机制又是什么? 在我国坚持创新驱动发展, 同时又强调“牢牢守住不发生系统性风险的底线”的大背景下, 上述问题可作为探究金融创新与金融风险之间关系的重要切口。

鉴于此, 本文从微观层面出发, 通过研究ETF持股比例是否以及如何影响上市公司股价崩盘风险, 从而试图对金融创新与金融风险之间的关系进行探讨。具体地, 本文发现, ETF持股比例上升会增加股价崩盘风险。其潜在机制在于, ETF持股比例的上升会提高股票流动性, 并进而吸引更多的短期投资者, 诱使管理层隐瞒公司负面消息。当累积的负面消息集中释放时, 会造成股价崩盘。然而, A股定价机制不完善以及分析师乐观偏差等外部因素并非ETF增加股价崩盘风险的主要原因。通过使用沪深300和中证500指数的调整构建工具变量、考察不同结算效率的ETF持股比例对股价崩盘风险的影响等, 本文对可能的内生性问题进行了处理。进一步地, 本文还从代理冲突、公司治理, 以及信息不对称等角度进行了一系列的异质性检验。此外, 大量稳健性检验也均证明本文实证结果稳健。

本文的贡献在于: 第一, 本文从微观上市公司的治理角度出发, 通过证明金融创新如何在提高股票流动性的同时, 催生了管理者的机会主义倾向。本文不仅拓展了与ETF、股价崩盘风险的相关研究, 而且还丰富了有关金融创新与金融风险的研究视角及其本土化证据。第二, 本文通过沪深300和中证500指数的调整构建工具变量, 对不同类型的ETF持股比例与股价崩盘风险之间的关系进行检验等方法, 对潜在的内生性问题进行了处理, 较为准确地识别了ETF持股比例对股价崩盘风险的因果效应。第三, 本文发现ETF增加股价崩盘风险的潜在机制在于企业自身较差的公司治理。这表明, 完善公司治理不仅对于促进企业自身的可持续发展具有正面意义, 而且对维护金融市场稳定也具有重要价值。

本文余下结构安排如下: 第二部分为文献综述

与研究假说; 第三部分为本文的研究设计, 包括数据与样本、变量定义等; 第四部分为本文的实证结果与分析, 包括基础回归结果、渠道分析以及考虑其他可能的渠道等; 第五部分为进一步讨论; 最后为结论与启示。

二、文献综述与研究假说

(一) 文献综述

1. ETF对标的股票和金融市场的影响

目前关于ETF对其标的股票和金融市场影响的研究尚未得到一致结论。部分学者发现, ETF在增强股票流动性以及提升市场效率方面具有积极作用(Glosten et al., 2021; 吴偲立和常峰源, 2021), 但也有学者发现, ETF对标的股票和金融市场存在一定的负向影响(Ben-David et al., 2018; Da and Shive, 2018; Israeli et al., 2017; 姜富伟等, 2022)。

与本文最相关的研究为ETF与金融风险方面, 大部分文献发现, ETF会提升标的股票的风险、增加金融市场的不稳定性。Da and Shive(2018)指出, ETF会增加标的股票之间的风险联动。Ben-David et al. (2018)发现, ETF不仅会增大股票在正常时期的波动, 而且还会在危机时期进一步恶化金融市场环境。在本土化研究中, 姜富伟等(2022)发现, ETF会增大股票的系统性尾部风险, 引起金融不稳定, 而机构投资者的套利活动, 尤其是折价套利活动是ETF增加股票系统性尾部风险的重要机制。

与上述研究不同, 本文的关注重点为个股的股价崩盘风险, 通过探讨ETF持股比例与股价崩盘风险之间的关系, 本文丰富了ETF与金融风险的相关研究。渠道分析上, 不同于学者们在资产定价研究范式下所关注的套利渠道和卖空渠道等, 本文从公司金融的视角出发, 发现ETF在提高上市公司股票流动性的同时, 会给管理者带来短期业绩压力, 加剧其隐藏负面消息的动机, 并最终引发股价崩盘。

2. 股价崩盘风险的形成机制

现有文献主要从公司金融理论和金融市场理论两个维度对股价崩盘风险的形成机制进行解释。公司金融理论下, Jin and Myers(2006)开创了从公司内部代理冲突视角解释股价崩盘风险的先河。学者们认为, 当股东和管理者之间存在较为严重的代理冲

突,管理者可能会做出隐藏公司负面信息的机会主义行为。但是企业对负面消息的容纳存在一个上限,一旦累积的负面消息超过临界值,坏消息的集中释放将对股价形成巨大的负面冲击,从而导致股价崩盘。后期大量实证研究也发现,当管理者和股东之间的信息不对称越严重时,股价崩盘风险越大(Hutton et al., 2009; 潘越等, 2011)。

金融市场理论下,学者们发现,股票市场定价机制不完善或分析师乐观偏差等公司外部因素同样会使得股价被暂时高估,从而导致股价崩盘风险。Miller(1977)开创性地证明了,在卖空限制和投资者异质性信念的共同作用下,股价会被高估。Hong and Stein(2003)的理论模型表明,当投资者对股票走势的分歧较大时,由于卖空限制,空头无法通过交易将负面信息充分融入股价。当市场形势不佳时,累积的负面信息将集中释放,从而导致股价崩盘。此外,许年行等(2012)还发现,证券分析师的乐观偏差也可导致投资者对股价形成高估,从而导致股价崩盘风险。

上述文献为本文奠定了扎实的基础,在此基础上本文得以深入研究ETF持股比例与股价崩盘风险之间的关系和作用渠道。然而,不同于之前的研究,本文发现,ETF持股比例也是造成股价崩盘风险的重要原因之一,而这一外部投资者因素在叠加管理者机会主义倾向这一内部公司治理因素后,会对上市公司的股价稳定造成显著的负面影响。此外,本文还排除了其他几类可能导致股价崩盘风险的渠道。

(二)研究假说

大量经验研究表明,中国股指期货市场存在大量套利机会(刘岚和马超群, 2013; 王良等, 2018),投资者可利用ETF与指数组合实现期货市场与现货市场之间的套利,并为股票现货市场提供流动性。此外,由于A股市场存在T+1日交易限制,而ETF可在一级和二级市场同时交易的特征,使其成为实现股票日内交易的核心工具,该过程同样可提高标的股票流动性(吴偲立和常峰源, 2021)。在套利机制和日内交易策略的共同作用下,ETF持股比例越高的股票,其流动性应该越好。

进一步地,ETF导致的股票流动性增加会如何影响股价崩盘风险呢?一方面,较高的股票流动性不仅使得大股东更容易积累公司股份,通过对管理层进行监督促使公司健康发展(Maug, 1998),而且促使投资者主动获取相关信息并通过知情交易获利(Holmström and Tirole, 1993),从而有效缓解公司负面消息的累积。此外,较高的股票流动性还可以使大股东在公司发生负面消息时更及时地减持或退出,这一潜在威慑作用同样可对管理层起到监督效果(Edmans, 2009)。因此,ETF所导致的股票流动性增加会降低股价崩盘风险。

另一方面,较高的股票流动性会吸引更多的短期投资者,引发更严重的买卖不平衡,从而给管理层带来较大的短期业绩压力(Fang et al., 2014)。当公司出现负面消息时,管理层可能选择隐瞒这些负面消息。然而,“纸终究包不住火”,随着负面消息的集中释放,短期投资者会大量抛售股票,从而引发股价崩盘(Chang et al., 2017)。因此,ETF所导致的股票流动性增加会提高股价崩盘风险。鉴于上述讨论,本文提出以下备择假说:

H1a: ETF持股比例上升会提升股票流动性,较高的股票流动性增强了大股东监督管理层的意愿和能力,减少了管理者隐藏负面消息的可能性,从而会降低股价崩盘风险。

H1b: ETF持股比例上升会提升股票流动性,较高的股票流动性会加剧公司的短期业绩压力,增加管理者隐藏负面消息的可能性,从而会提高股价崩盘风险。

三、研究设计

(一)数据与样本

本文选取2006–2019年沪深两市所有A股上市公司作为初始研究对象,样本筛选过程中剔除了金融行业上市公司,ST、*ST、退市等非正常交易状态的上市公司,以及数据存在严重缺失的样本。考虑到极端值的影响,所有连续型变量均在1%和99%的水平上进行了缩尾处理。最终样本包含3459家上市公司,共26412个公司-年份观测。数据来源上,本文采用Wind数据库中Wind二级行业分类标准对上市公司所在行业进行划分,其余数据均来源于CSMAR

数据库。

(二)变量定义

1. 股价崩盘风险

借鉴过往文献(Hutton et al., 2009; 许年行等, 2012), 本文采用如下方法度量股价崩盘风险: 首先, 每一年用股票*i*的周度收益率进行如下回归。特别地, 为了确保财务数据可得性, 减少前视偏差, 我们将当年5月至次年4月作为样本年度进行考察。

$$R_{i,k} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,k-2} + \beta_2 R_{m,k-1} + \beta_3 R_{m,k} + \beta_4 R_{m,k+1} + \beta_5 R_{m,k+2} + \varepsilon_{i,k} \quad (1)$$

其中, $R_{i,k}$ 为股票*i*在第*k*周考虑现金红利再投资的收益率, $R_{m,k}$ 为A股所有股票在第*k*周经流通市值加权的平均市场收益率。取上述回归的残差项, 使用(2)式计算股票*i*在第*k*周的特有收益 $w_{i,k}$:

$$w_{i,k} = \ln(1 + \varepsilon_{i,k}) \quad (2)$$

其次, 基于 $w_{i,k}$ 构建如下指标:

(1) 收益上下波动比率(Duval)

$$Duvol_{i,k} = \log\left[\frac{(n_u - 1) \sum w_{i,k}^2}{(n_d - 1) \sum w_{i,k}^2}\right] \quad (3)$$

其中, Down(Up)表示股票*i*的周特有收益率 $w_{i,k}$ 小于(大于)或年平均收益率的样本集合, $n_u(n_d)$ 为 $w_{i,k}$ 大于(小于)年平均收益率的周数, $Duval$ 越大, 代表收益率分布更左偏, 股价崩盘风险越大。

(2) 负收益偏态系数(Ncskew)

$$Ncskew_{i,k} = -\frac{\left[(n-1) \sum w_{i,k}^3\right]}{\left[(n-1)(n-2) \left(\sum w_{i,k}^2\right)^{\frac{3}{2}}\right]} \quad (4)$$

其中, n 为每年股票*i*的交易周数。Ncskew 越大, 表示偏态系数为负的程度越严重, 股价崩盘风险越大。

2. ETF 持股比例

本文使用每年末所有股票型ETF对公司*i*的持股数量除以该公司在当年末的流通股总数, 衡量该公司被ETF的持股比例, 记为ETF。进一步地, 我们还对不同类型的ETF持股比例进行了计算。参考吴偲立和常峰源(2021), 根据ETF的挂牌交易所, ETF可分为上交所ETF和深交所ETF; 根据其成分股是否在单一交易所挂牌, ETF可分为单市场ETF和跨市场ETF^①。因此, 最终ETF可分为以下四类: 上交所单市场ETF、深交所单市场ETF、上交所跨市场

ETF以及深交所跨市场ETF。相应地, 本文将ETF持股比例(ETF)拆分为四个部分: (1) 深交所跨市场ETF对个股的持股比例(ETF_szk); (2) 上交所跨市场ETF对个股的持股比例(ETF_shk); (3) 深交所单市场ETF对个股的持股比例(ETF_szd); (4) 上交所单市场ETF对个股的持股比例(ETF_shd)。

3. 股票流动性

参考既有研究, 本文采用如下指标度量股票流动性:

(1) Amivest 测度

$$Amivest_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} \frac{dvol_{i,d}}{|R_{i,d}|} \times 10^{-9} \quad (5)$$

其中, $R_{i,d}$ 和 $dvol_{i,d}$ 分别为股票*i*在*d*日的日度收益率和日度交易金额, $N_{i,t}$ 为股票*i*在第*t*年度内的交易天数。对于流动性较好的股票, 同等数量的交易量仅会引起较小幅度的股价变化。因此, $Amivest_{i,t}$ 越大, 股票流动性越好。由于 $Amivest_{i,t}$ 的样本分布常出现极端值, 所以参考Amihud et al.(1997), 我们使用其对数形式作为个股流动性的代理变量。

(2) Gamma 测度

Gamma 测度指标由Pástor and Stambaugh(2003)提出, 其具体计算方法如下:

$$R_{i,d+1}^e = \theta_i + \varphi_i R_{i,d} + \gamma_i \text{sign}(R_{i,d}^e) \times dvol_{i,d} + \varepsilon_{i,d+1} \quad (6)$$

其中, $R_{i,d}$ 为股票*i*在*d*日的收益率, 上角标*e*表明相对应的超额收益率; $\text{sign}()$ 为符号函数, 当自变量大于0时取值为1, 自变量小于0时取值为-1, 自变量等于0时取值为0; 参数 γ_i 反映了*d*日股票交易量和收益方向对*d+1*日股票收益率的影响程度。当股票流动性非常好时, 当期的股票交易量应该与未来的股票收益率无关, 即 γ_i 应该等于0。因此, γ_i 的绝对值可作为股票流动性的反向测度, 记为Gamma。该指标越小, 则股票流动性越好。

4. 控制变量

参考Chang et al.(2017)研究, 本文控制了如下变量: 超额换手率(DTurn), 公司当年月均换手率与上年月均换手率之差; 周特有收益标准差(Sigma), 公司当年周特有收益的标准差; 周特有收益平均值(Ret), 公司当年周特有收益的年度平均(%); 公司规模(Size), 年末公司总资产账面价值的自然对数; 市账比(MB)=

(每股市价×流通股+每股净资产×非流通股)/权益账面净值;财务杠杆(Lev),使用公司在年末的资产负债率作为替代;总资产收益率(ROA),公司在年末的净利润与账面总资产的比值;管理层持股比例(MHold),年末公司管理层持股占总股本比例;公司信息透明度(Abacc),企业近三年可操纵性应计利润绝对值的简单平均,其中可操纵应计利润参照修正Jones模型(Dechow et al., 1995)进行计算。模型中所有控制变量都滞后一期;此外,考虑到股价崩盘风险具有持续性,本文在控制变量中还加入了公司在上一期的股价崩盘风险变量。

表1展示了主要变量的描述性统计,结果显示,Duval的均值和中位数较为接近,分别为0.78和0.74;Ncskew的均值和中位数分别为-0.60和-0.51;ETF的均值为0.03,表示平均每只股票被股票型ETF

持股比例约为3%;其余变量的统计结果也均在合理范围内。

四、实证结果与分析

(一)基础回归结果

首先,我们对ETF持股比例与股价崩盘风险之间的关系进行检验。回归模型如下:

$$\text{CrashRisk}_{i,t}=\alpha+\beta\text{ETF}_{i,t-1}+\gamma\text{Control}_{i,t-1}+\varphi_i+\tau_t+\varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中,CrashRisk_{i,t}为公司i在t年的股价崩盘风险;ETF_{i,t-1}为本文的核心解释变量,其为所有股票型ETF在上年末对公司i的持股比例;Control_{i,t-1}为滞后一期的控制变量;模型中还控制了公司固定效应和年度固定效应,所有回归系数的标准误均在企业层面进行聚类处理。

基础模型的回归结果如表2所示。列(1)(2)和列(3)(4)中被解释变量分别为收益上下波动比率(Duval)

主要变量的描述性统计								
Variable	N	Mean	Std	Min	P25	P50	P75	Max
Duval	26412	0.78	0.28	0.29	0.58	0.74	0.93	1.80
Ncskew	26412	-0.60	0.78	-3.13	-0.99	-0.51	-0.11	1.23
ETF	26412	0.03	0.03	0	0	0.02	0.04	0.07
Amivest	26355	4.36	1.20	0.87	3.67	4.42	5.15	7.04
Gamma	26352	0.13	0.13	0.00	0.04	0.08	0.17	0.61
DTurn	26412	-0.01	0.34	-0.96	-0.19	-0.01	0.17	0.92
Sigma	26412	0.05	0.02	0.02	0.04	0.05	0.06	0.12
Ret	26412	-0.14	0.12	-0.70	-0.17	-0.10	-0.06	-0.01
Size	26412	22.11	1.30	19.23	21.23	21.98	22.86	26.00
MB	26412	2.42	1.85	0.85	1.30	1.83	2.80	12.05
Lev	26412	0.47	0.21	0.07	0.31	0.47	0.63	1.02
ROA	26412	0.03	0.07	-0.33	0.01	0.03	0.06	0.22
MHold	26412	0.08	0.15	0.00	0.00	0.00	0.05	0.62
Abacc	26412	0.06	0.05	0.00	0.02	0.04	0.07	0.34

ETF 持股比例与股价崩盘风险				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Duval _i	Duval _i	Ncskew _i	Ncskew _i
ETF _{t-1}	0.20*** (2.70)	1.30** (2.34)	2.40*** (3.89)	5.17** (2.55)
Constant	0.79*** (366.30)	0.07 (0.22)	-0.58*** (-99.11)	-3.10*** (-3.43)
控制变量	N	Y	N	Y
Observations	25385	25317	25385	25324
Adjusted R ²	0.000	0.078	0.001	0.073
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著,括号中误差项经过稳健性调整之后所对应的t统计量;为节省篇幅,所有控制变量均未汇报,留存备案;下同。

与负收益偏态系数(Ncskew);列(1)和列(3)检验了ETF持股比例对股价崩盘风险的直接影响,回归中除了加入公司和年度固定效应之外,没有加入任何控制变量。列(2)和列(4)中,进一步加入其他控制变量。所有结果均显示,ETF的回归系数均在1%水平下显著为正。经济意义上,ETF持股比例每增加一个标准差,Duval和Ncskew相对于其样本标准差的平均提升幅度为13.93%和19.88%。上述结果表明,ETF持股比例增加会显著提高公司股价崩盘风险。

(二)渠道分析

1.流动性的中介效果

基础模型的结果初步证实了假说H1b,本节将对其背后的影响渠道进行分析。首先,我们需要对股票流动性在ETF持股比例与股价崩盘风险之间所起到中介效应进行检验。参考江艇(2022),本文采用(8)式进行检验。

$$Med_{i,t}=a+bETF_{i,t}+cControls_{i,t-1}+\varphi_i+\tau_t+\varepsilon_{i,t} \tag{8}$$

上式中,Med为中介变量,即股票流动性,本文分别选取Amivest测度和Gamma测度对其进行衡量,其中Amivest测度为正向指标,变量数值越大,表明股票流动性越好;Gamma测度为负向指标,变量数值越大,表明股票流动性越差。

表3展示了流动性指标的中介效应检验结果。其中列(1)和列(2)的被解释变量分别为Amivest测度和Gamma测度。结果显示,ETF持股比例的上升的确会增加股票流动性,ETF系数结果均在1%的置信水平下显著。经济意义上,ETF持股比例每增加一个标准差,Amivest测度和Gamma测度分别相对于其样本标准差提升102.25%和降低32.08%。

2.短期投资者

假说H1b指出,ETF持股比例增加所带来的股票流动性增加,会吸引更多的短期投资者,引发更严重的买卖不平衡,从而促使管理者隐藏公司负面消息。为了验证该逻辑,本文借鉴Cella et al.(2013),Ben-David et al.(2018)研究,基于股票日度买入和卖出成交金额数据,构建了净主动卖出比例指标(net_sell_ratio),以及Churn ratio指标(churn_ratio),来衡量公司的短期业绩压力。净主动卖出比例指标(net_sell_ratio)的计算方法如下:

$$net_sell_ratio_{i,d}=\frac{sellamt_{i,d}-buyamt_{i,d}}{(sellamt_{i,d}+buyamt_{i,d})/2} \tag{9}$$

其中,sellamt_{i,d}为股票i在日度d的主动性卖出成交金额,buyamt_{i,d}为股票i在日度d的主动性买入成交金额,net_sell_ratio衡量了机构投资者的买卖不平衡程度。该指标越大,表明机构投资的卖出行为比买入行为更活跃。由于原始数据为日度,本文在公司年份维度上对指标进行了平均。

Churn ratio指标(churn_ratio)的计算方法如下:

$$churn_ratio_{i,d}=1-\left|\frac{sellamt_{i,d}-buyamt_{i,d}}{sellamt_{i,d}+buyamt_{i,d}}\right| \tag{10}$$

该指标衡量了机构投资者买卖交易的活跃程度,其数值结果处在0和1之间。该指标越大,表明投资者的买卖交易活跃度越高,投资者越短视。

表4中列(1)(2)和列(3)(4)的被解释变量分别为net_sell_ratio和churn_ratio。结果显示,ETF系数显著为正,表明ETF持股比例的增加会吸引更多的短期投资者,Amivest变量和Gamma变量前面的系数显著为正和显著为负,表明股票流动性的提升会吸引

表3 流动性的中介效果

被解释变量	(1)	(2)
	Amivest _t	Gamma _t
ETF _t	40.90*** (32.76)	-1.39*** (-5.09)
Constant	-7.23*** (-12.48)	0.15 (1.15)
控制变量	Y	Y
Observations	26380	26378
Adjusted R ²	0.664	0.109
Firm FE	YES	YES
Year FE	YES	YES

更多的短期投资者。更重要的是,ETF×Amivest 以及 ETF×Gamma 交乘项的系数在 1%的水平下显著为正和显著为负,表明当股票流动性更高时,ETF 持股比例的增加会更大程度地吸引短期投资者参与交易,公司面临的短期业绩压力更大。

3.管理者隐藏负向消息

假设 H1b 中还指出,ETF 持股比例增加所带来的股票流动性上升,还会影响管理者隐藏坏消息的可能性。为了验证该逻辑,参照 Chang et al.(2017),本文构造了以下两个示性变量去描述公司释放未被市场预期到的坏消息的可能性。(1)公司是否出现了

未预期盈余的坏消息(Surp_UE):如果公司上年扣非净利润为正,但是今年扣非净利润除以上年扣非净利润的比值在全市场位于底部 10%,则 Surp_UE=1,否则为 0。(2)公司是否出现了市场未预期到的较差的业绩预告(Surp_G):如果公司上年业绩预告是好消息或无消息,但当年的业绩预告是坏消息(转亏、续亏、大降、略降),则 Surp_G=1,否则为 0。示性变量的取值代表了公司管理者是否发生了隐藏坏消息的机会主义。

表 5 中列(1)(2)和列(3)(4)的被解释变量分别为 Surp_UE 和 Surp_G。结果显示,ETF 的系数显著为

表 4 ETF、流动性与短期投资者

流动性指标 被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Amivest	Gamma	Amivest	Gamma
	net_sell_ratio _i		churn_ratio _i	
ETF _i	2.56*** (9.12)	4.99*** (24.40)	0.47*** (10.45)	1.60*** (12.69)
Liquidity _i	0.05*** (101.25)	-0.06*** (-24.65)	0.03*** (54.42)	-0.03*** (-9.67)
ETF×Liquidity _i	0.93*** (13.51)	-3.23*** (-6.04)	0.87*** (11.45)	-0.23*** (-4.44)
Constant	0.19*** (5.19)	0.51*** (11.23)	0.83*** (20.48)	0.66*** (14.93)
控制变量	Y	Y	Y	Y
Observations	25677	25676	25215	25214
Adjusted R ²	0.701	0.552	0.389	0.288
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

表 5 ETF、流动性与管理者隐藏负向消息

流动性指标 被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Amivest	Gamma	Amivest	Gamma
	Surp_UE _i		Surp_G _i	
ETF _i	1.08* (1.67)	2.37** (2.23)	5.30** (2.02)	9.01*** (3.02)
Liquidity _i	0.04*** (9.24)	-0.01*** (-2.98)	0.03*** (3.65)	-0.01** (-2.18)
ETF×Liquidity _i	0.78*** (3.11)	-7.03** (-2.50)	2.11** (2.13)	-5.87** (-2.44)
Constant	-1.52*** (-3.77)	-1.22*** (-3.02)	-0.87 (-1.32)	-0.61 (-0.93)
控制变量	Y	Y	Y	Y
Observations	20558	20558	9635	9634
Adjusted R ²	0.058	0.052	0.186	0.184
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

正,表明ETF持股比例增大了管理者隐藏坏消息的概率;Amivest变量和Gamma变量前面的系数显著为正和显著为负,表明股票流动性增加会提升管理者隐藏坏消息的可能。更重要的是,ETF×Amivest以及ETF×Gamma交乘项的系数在1%的水平下显著为正和显著为负,表明当股票流动性较好的时候,ETF持股比例的增加会增大管理者隐藏坏消息的可能性。

综上所述,我们已经验证了ETF持股比例与股价崩盘风险之间的正向关系,并发现股票流动性在其中发挥了中介效应。当股票流动性提高时,公司管理层会面临更大的短期压力并更倾向于做出隐藏负面消息的机会主义行为,从而最终增大了股价崩盘风险。

(三)考虑其他可能的渠道

如理论分析中所述,除了从管理者隐藏负面消息的角度解释股价崩盘风险的形成机制之外,定价机制不完善以及分析师预期偏差等外部因素也可能导致股价崩盘风险。通过将模型中分别加入ETF持股比例与股票是否允许被卖空(Short)以及ETF持股比例与分析师预期偏差(Optimism)的交乘项,本文发现,交乘项的系数并不显著,表明ETF持股比例与股价崩盘风险之间的正向关系并不受上述因素的显著影响。即在考虑定价机制不完善以及分析师预期偏差等潜在渠道后,本文的主要发现仍然成立^②。

五、进一步讨论

(一)内生性问题^③

1.工具变量法

参考 Ben-David et al.(2018)、Golsten et al.(2021)研究,本文选用沪深300和中证500指数成分股调整作为ETF持股比例变动的准自然实验,使用工具变量方法缓解内生性问题。

ETF作为紧密跟踪基础指数的实时被动投资产品,会根据指数的变化而进行相应调仓。由于排名越靠前的成分股占指数的权重更高,因此当股票由沪深300指数调入中证500指数时,其ETF持股比例会显著上升,而当股票从中证500指数调入沪深300指数时,其ETF持股比例会显著下降。鉴于此,本文根据沪深300指数和中证500指数在样本期内的调仓数据,将某年内从沪深300指数调入中证500指数的股票作为处理组(赋值为1),将某年内从中证500指数调入沪深300指数的股票作为对照组(赋值为0),从而构建某股票在某年内是否更换所属指数这一虚拟变量(Index Change),并将该虚拟变量作为工具变量。由于指数调整与股价崩盘风险之间并不存在明显关系,而指数调整对ETF持股比例存在直接影响,因此该工具变量满足外生性和相关性的要求。

表6的回归结果显示,指数成分股的调整的确会影响ETF持仓比例,相比于从中证500指数调入到

表6 两阶段最小二乘回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	1 st stage ETF _t	2 nd stage Duvol _t	1 st stage ETF _t	2 nd stage Ncskew _t
$\widehat{ETF}_{t-1}$		0.51* (1.92)		0.59* (2.01)
IndexChange _t	0.18*** (3.55)		0.18*** (3.47)	
Constant	0.06 (0.05)	-0.40 (-0.43)	0.12 (0.12)	-3.44 (-1.63)
控制变量	Y	Y	Y	Y
Observations	434	434	434	434
R-squared	0.617	0.110	0.616	0.291
Industry FE ^④	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

沪深 300 指数的股票,从沪深 300 指数调入到中证 500 指数的股票,其 ETF 持股比例会显著上升,满足相关性。而从二阶段回归的结果也可看出,ETF 持股比例的拟合值对股价崩盘风险具有显著为正的影响。该结果表明,在考虑内生性问题后,本文的结果依旧成立。

2. 不同类型的 ETF 持股比例与股价崩盘风险的关系

如前文所述,根据 ETF 的挂牌交易所及其成分股的挂牌交易所,ETF 可分为四类。单市场 ETF 的成分股在同一交易所挂牌,结算效率较高。而跨市场 ETF 成分股在两个交易所挂牌,结算效率较低。此外,由于上交所对跨市场 ETF 使用现金替代深交所挂牌的成分股进行申购和赎回,实现 T 日买入当日可赎,T 日申购当日可卖,因此投资者仍可利用上交所跨市场 ETF 实现其成分股的日内交易。但是,深交所跨市场 ETF 则采用 T 日买入,T+1 日可赎,T 日申购,T+2 日可卖可赎,导致投资者无法通过深交所跨市场 ETF 对其成分股进行日内交易。总结而言,除深交所跨市场 ETF 之外,其他三类 ETF 均可以帮投资者实现日内交易。

如果存在缺失变量同时影响 ETF 持股比例与股

价崩盘风险,则无论在何种类型的 ETF 上,都应该能看到 ETF 持股比例与股价崩盘风险之间的正向关系,否则缺失变量就不会是导致内生性问题的的重要因素。鉴于此,本文考察了四类 ETF 持股比例与股价崩盘风险之间的关系,回归结果如表 7 所示。结果显示,深交所跨市场 ETF 的持股比例(ETF_szk)与股价崩盘风险负相关,但系数结果在统计意义上并不显著,而其他三类 ETF 持股比例与股价崩盘风险之间存在显著的正相关关系。该结果表明,即使在考虑内生性问题后,ETF 持股比例仍能够显著影响股价崩盘风险。

(二)异质性检验

1.代理冲突

代理冲突可能会进一步恶化 ETF 与股价崩盘风险之间的关系。参考江轩宇和许年行(2015)等研究,本文选取经理人超额薪酬(ExPay)衡量管理者与股东之间代理冲突的严重程度。本文分年度分行业对企业的代理冲突程度进行排序,虚拟变量取 1 时,表明代理问题越严重;取 0 时,表明代理冲突不严重。表 8 中(1)(2)列展示了代理问题的截面维度异质性检验。结果显示,ETF 持股比例与 ExPay 交乘项之前的系数均显著为正,即随着代理问题的恶化,ETF 持股

表 7 四种类型 ETF 持股比例与股价崩盘风险				
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Duval _i	Ncskew _i	Duval _i	Ncskew _i
ETF_szk _{t-1}	-10.90 (-0.96)	-40.72 (-0.31)	-10.15 (-0.16)	-30.10 (-0.26)
ETF_shk _{t-1}	3.50*** (3.20)	12.24*** (4.16)	3.99*** (2.83)	5.80* (1.80)
ETF_szd _{t-1}	5.10*** (4.29)	15.46*** (4.83)	3.85*** (3.23)	10.09*** (3.13)
ETF_shd _{t-1}	7.89*** (3.68)	23.86*** (4.13)	4.96** (2.36)	19.03*** (3.34)
Constant	0.79*** (354.60)	-0.58*** (-97.51)	0.05 (0.16)	-3.08*** (-3.40)
控制变量	N	N	Y	Y
Observations	25385	25385	25317	25324
Adjusted R ²	0.004	0.005	0.079	0.074
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

比例的上升会加剧股价崩盘风险。

2. 公司治理

较差的公司治理是导致ETF增加股价崩盘风险的重要机制。鉴于此,参照前人的研究(白重恩等, 2005),本文使用两职合一和独立董事占比衡量公司的治理水平。若总经理与董事长由同一人担任,两职合一(Dual)取值为1,否则为0。在两职合一的情况下,公司治理水平一般较差。通过加入ETF持股比例与虚拟变量Dual的交乘项,本文得以开展关于公司治理水平的异质性检验。表8中(3)(4)列展示了公司治理的截面维度异质性检验。结果显示,ETF持股比例与Dual交乘项之前的系数显著为正,表明在公司治理水平较差时,ETF持股比例的上升会加剧股价崩盘风险。

3. 信息不对称

参照Easley et al.(2012)和陈国进等(2019)研究,本文构造了量同步知情交易概率VPIN指标,该指标越大,表明知情交易者越多,公司的信息不对称越严重。本文分年度分行业对VPIN指标从低到高排序,并且根据中位数分为两组,高于中位数的是信息不对称程度更高组,虚拟变量InfoAsym赋值为1,否则为0。表8中(5)(6)列展示了公司治理的截面维度异质性检验。结果显示,ETF持股比例与InfoAsym交乘项之前的系数显著为正,表明相比于信息不对称

程度低的企业,在信息不对称程度越高的企业中,ETF持股比例对股价崩盘风险的影响更大。

(三)稳健性检验

为了保证本文实证结果的有效性,本文从以下几方面进行了稳健性检验^⑤。第一,替换被解释变量,使用股价崩盘虚拟变量作为股价崩盘风险的代理指标重新进行检验;第二,替换核心解释变量,根据上市公司是否被ETF持股,构造虚拟变量,使用该虚拟变量进行稳健性检验;第三,替换中介变量,使用股票换手率指标衡量股票流动性,并对其中介效应进行检验;第四,替换异质性检验的变量,选取管理费用率、独立董事占比以及企业规模分别作为表征企业代理冲突、公司治理水平以及信息不对称程度的代理变量,重新进行异质性检验;第五,考虑其他可能的影响因素,借鉴吴偲立和常峰源(2020)、Israeli et al.(2017)研究,额外加入“是否为ETF成分股”、滞后一期的流动性等指标作为控制变量;第六,考虑宏观市场环境变动,考虑到ETF持股比例与股票流动性之间的关系还可能受市场宏观情况影响,在回归样本中去除2008年、2015年的观测,重新进行回归。上述调整均不会改变本文的主要结论。

六、结论与启示

本文从ETF这一创新型金融工具出发,使用微

表 8		异质性检验				
异质性检验指标 被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	代理冲突(ExPay)		公司治理(Dual)		信息不对称(InfoAsym)	
	Duval _i	Ncskew _i	Duval _i	Ncskew _i	Duval _i	Ncskew _i
ETF _{t-1}	1.14* (1.89)	4.47*** (2.65)	0.88** (2.33)	3.69*** (3.08)	0.95 (1.04)	4.53* (1.83)
Indicator _{t-1}	0.00** (2.16)	0.00 (1.22)	0.01* (1.94)	0.04** (2.35)	0.01** (2.11)	0.03*** (2.65)
ETF _{t-1} ×Indicator _{t-1}	1.53* (1.86)	4.56* (1.76)	1.89*** (3.25)	4.15*** (3.02)	1.14*** (3.02)	2.77*** (2.93)
Constant	0.11 (0.33)	-2.97*** (-3.26)	-0.11 (-0.34)	-2.89*** (-3.44)	-0.08 (-0.25)	-2.80*** (-3.33)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	24789	24796	25395	25410	25395	25410
Adjusted R ²	0.079	0.074	0.076	0.071	0.076	0.071
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

观层面数据,实证论证了金融创新与金融风险之间的辩证关系。研究发现,ETF这类创新型金融工具在为投资者提供流动性便利的同时,也加剧了股价崩盘风险。该结果的潜在机制在于,ETF的持股比例上升所导致的股票流动性提升会吸引更多的短期投资者,促使管理者隐藏负面消息。当累积的负面消息集中释放时,大量卖单会导致股价大幅下跌,造成股价崩盘。

本文的研究具有以下启示,第一,应认识到金融创新与金融风险之间的辩证关系,明确金融创新必须在审慎监管的前提下进行。“十四五”规划和2035年远景目标纲要中提出,要完善现代金融监管体系,补齐监管制度短板,在审慎监管前提下有序推进金融创新,健全风险全覆盖监管框架,提高金融监管透明度和法治化水平。这一部署对于保障金融稳定和国家安全、推进国家治理体系和治理能力现代化、实现经济社会高质量发展具有十分重要的意义。

第二,对于上市公司而言,健全的公司治理是防范化解股价崩盘风险、促进公司长期稳健发展、助力中国经济高质量发展的重要基础和主要保障。本文的结果显示,在公司治理尚不完善的情况下,较高的股票流动性反而会给公司带来潜在的股价崩盘风险。因此,上市公司应将股票流动性作为重要的管理指标,当公司股票流动性显著上升时,公司应努力提升自身的公司治理水平。

感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

注释:

①例如,上证50指数的成分股都是沪市的股票,即其为单市场ETF;沪深300指数成分股同时包含了沪市和深市的300只股票,因此其为跨市场ETF。

②限于篇幅,该部分的变量构造与回归结果留存备案。

③此外,本文还利用股票被纳入或调出ETF标的股作为外生冲击,通过检验ETF持股比例“从无到有”和“从有到无”的子样本,缓解了内生性问题。限于篇幅,该结果留存备案。

④由于进入回归的样本均是在某年内发生过指数调整的

公司维度观测,此时没有办法控制公司固定效应,因此这里控制了行业固定效应。

⑤为简便起见,所有稳健性结果均未在正文中展示,留存备案。

参考文献:

- [1]白重恩、刘俏、陆洲、宋敏和张俊喜,2005,《中国上市公司治理结构的实证研究》,《经济研究》第2期,第81~91页。
- [2]陈国进、张润泽、谢沛霖和赵向琴,2019,《知情交易、信息不确定性与股票风险溢价》,《管理科学学报》第4期,第53~74页。
- [3]陈国进和张贻军,2009,《异质信念、卖空限制与我国股市的暴跌现象研究》,《金融研究》第4期,第80~91页。
- [4]姜富伟、宁炜和薛浩,2022,《机构投资与金融稳定——基于A股ETF套利交易的视角》,《管理世界》第4期,第29~49页。
- [5]江艇,2022,《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期,第100~120页。
- [6]江轩宇和许年行,2015,《企业过度投资与股价崩盘风险》,《金融研究》第8期,第141~158页。
- [7]刘岚和马超群,2013,《中国股指期货市场期现套利及定价效率研究》,《管理科学学报》第3期,第41~52页。
- [8]潘越、戴亦一和林超群,2011,《信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险》,《金融研究》第9期,第138~151页。
- [9]彭俞超、倪晓然和沈吉,2018,《企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》,《经济研究》第10期,第50~66页。
- [10]王良、秦隆皓、刘潇和陈婕,2018,《高频数据条件下基于ETF基金的股指期货套利研究》,《中国管理科学》第5期,第9~20页。
- [11]吴偲立和常峰源,2021,《ETF、股票流动性与流动性同步性》,《经济学(季刊)》第2期,第645~670页。
- [12]许年行、江轩宇、伊志宏和徐信忠,2012,《分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险》,《经济研究》第7期,第127~140页。
- [13]杨枫和张力健,2013,《关于“ETF风险论”的辨析》,《证券市场导报》第1期,第4~7+14页。
- [14]杨墨竹,2013,《ETF资金流、市场收益与投资者情

绪——来自 A 股市场的经验证据》，《金融研究》第 4 期，第 156 ~ 169 页。

[15]Amihud, Y., H. Mendelson and B. Lauterbach. 1997. "Market Microstructure and Securities Values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange", *Journal of Financial Economics*, 45 (3): 365 ~ 390.

[16]Ben-David, I., F. Franzoni and R. Moussawi. 2018. "Do ETFs Increase Volatility?", *The Journal of Finance*, 73(6): 2471 ~ 2535.

[17]Cella, C., A. Ellul and M. Giannetti. 2013. "Investors' Horizons and the Amplification of Market Shocks", *The Review of Financial Studies*, 26(7): 1607 ~ 1648.

[18]Chang, X., Y. Chen and L. Zolotoy. 2017. "Stock Liquidity and Stock Price Crash Risk", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(4): 1605 ~ 1637.

[19]Da, Z. and S. Shive. 2018. "Exchange Traded Funds and Asset Return Correlations", *European Financial Management*, 24 (1): 136 ~ 168.

[20]Dechow, P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeney. 1995. "Detecting Earnings Management", *Accounting Review*, 70(2): 193 ~ 225.

[21]Easley, D., M. M. López de Prado and M. O'Hara. 2012. "Flow Toxicity and Liquidity in a High-frequency World", *The Review of Financial Studies*, 25(5): 1457 ~ 1493.

[22]Edmans, A. 2009. "Blockholder Trading, Market Efficiency, and Managerial Myopia", *The Journal of Finance*, 64(6): 2481 ~ 2513.

[23]Fang, V. W., X. Tian and S. Tice. 2014. "Does Stock Li-

quidity Enhance or Impede Firm Innovation?", *The Journal of Finance*, 69(5): 2085 ~ 2125.

[24]Glosten, L., S. Nallareddy and Y. Zou. 2021. "ETF Activity and Informational Efficiency of Underlying Securities", *Management Science*, 67(1): 22 ~ 47.

[25]Holmström, B. and J. Tirole. 1993. "Market Liquidity and Performance Monitoring", *Journal of Political Economy*, 101 (4): 678 ~ 709.

[26]Hong, H. and J. C. Stein. 2003. "Differences of Opinion, Short-sales Constraints, and Market Crashes", *The Review of Financial Studies*, 16(2): 487 ~ 525.

[27]Hutton, A. P., A. J. Marcus and H. Tehranian. 2009. "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk", *Journal of Financial Economics*, 94(1): 67 ~ 86.

[28]Israeli, D., C. Lee and S. A. Sridharan. 2017. "Is There a Dark Side to Exchange Traded Funds? An Information Perspective", *Review of Accounting Studies*, 22(3): 1048 ~ 1083.

[29]Jin, L. and S. C. Myers. 2006. "R2 around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 79 (2): 257 ~ 292.

[30]Maug, E. 1998. "Large Shareholders as Monitors: Is There a Trade-off between Liquidity and Control?", *The Journal of Finance*, 53(1): 65 ~ 98.

[31]Miller, E. M. 1977. "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion", *The Journal of Finance*, 32(4): 1151 ~ 1168.

[32]Pástor, L. and R. F. Stambaugh 2003. "Liquidity Risk and Expected Stock Returns", *Journal of Political Economy*, 111 (3): 642 ~ 685.