

DOI: 10.19361/j.er.2020.03.13

竞争抑制了机构投资者信息搜寻努力吗?

——基于卖空约束解除与投资者访问的证据

王江元 孔东民*

摘要: 竞争是导致机构投资者策略和行为变化的重要原因。本文以卖空约束解除作为机构投资者交易收益竞争的外生冲击,以机构投资者访问上市公司强度衡量其信息搜寻努力,分析了交易收益竞争对机构投资者信息搜寻努力的影响。研究发现:竞争程度的外生增加使得机构投资者访问强度下降,而股票收益降低在此过程中起到了中介作用;基于成本收益框架的异质性分析结论显示,交易收益竞争导致信息搜寻不再具备规模经济性从而抑制了机构投资者的努力动机。在资本市场深化改革和持续开放的背景下,准确识别机构投资者竞争行为及影响具有重要的现实意义,本文结论将为监管层相关政策的完善提供参考。

关键词: 交易收益竞争;卖空约束解除;信息搜寻努力;机构投资者访问

一、引言

机构投资者历史业绩将影响个人投资者的资金流向和投资选择,在利润最大化框架下,同类型机构投资者之间存在基于投资组合业绩排名的竞争关系(Brown et al., 1996)。而单只股票的交易收益是构成组合业绩的基础,当有知情交易者通过交易将特定信息融入股价后,其他交易者将无法再从基于该信息的交易中获得收益,因此持有同一只股票的机构投资者也将对交易收益展开竞争(Holden and Subrahmanyam, 1992)。数据表明,中国A股市场平均每家上市公司的持股机构投资者数量从2010年的不足30家增长到2017年的接近70家^①,这显示出机构投资者交易收益竞争程度的上升趋势。在资本市场开放的大背景下,准确认识机构投资者之间的竞争关系及其影响对于充分发挥机构投资者在高质量资本市场构建中的作用以及维持金融体系的稳定具有非常重要的意义。

竞争被证实是机构投资者策略和行为发生改变的重要影响因素,有大量文献从组合业绩竞争的角度研究了竞争压力下机构投资者的更高组合风险、更高组合换手率等积极应对策略(Brown et al., 1996; Khorana, 1996),以及降低组合风险、简单复制“赢家”组合的保守策

* 王江元,华中师范大学经济与工商管理学院,邮政编码:430079,电子信箱:jenyuan@foxmail.com;孔东民,华中科技大学经济学院,邮政编码:430074,电子信箱:kongdongmin@hotmail.com。

本文得到教育部人文社会科学研究青年项目“机构投资者信息竞争、公司行为与市场波动研究”(项目编号:18YJC790163)、国家自然科学基金面上项目“公司事件、信息优势和投资者交易”(项目编号:71772178)的资助。感谢《经济评论》编辑部开放日·审稿快线与会专家及编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

①数据来源:Wind金融数据库。

略(Brown et al., 2001; 刘京军等, 2018)。而在交易收益竞争层面, 虽然以 Holden 和 Subrahmanyam(1992)为代表的文献均认为, 多个知情交易者的激烈竞争导致交易收益最终收敛于 0, 模仿与跟随成为竞争者的理性选择。但由于指标的噪音问题, 从交易收益竞争角度分析机构投资者应对策略调整的实证研究较为缺乏。本文通过分析交易收益竞争对机构投资者信息搜寻策略的影响, 丰富了此类研究。

在 Holden 和 Subrahmanyam(1992)的竞争模型中, 知情交易者之间信息占有的平均分布是引发竞争以及交易者模仿与跟随策略的关键原因。知情交易者对差异化信息的独占则导致市场结构呈垄断形态(Kyle, 1985), 信息独占者也因此获得超额收益, 这为机构投资者信息搜寻动机的形成提供了解释。Cohen 等(2008)、孔东民等(2015)的研究均发现信息搜寻活动有助于机构投资者形成信息优势, 提升业绩;而在直观上, 信息的搜寻、处理与分析有着较高的人力和物力成本。因此, 信息搜寻策略是机构投资者在竞争压力下策略调整的重要方面, 但鲜有文献对此进行讨论。面对竞争, 机构投资者是基于交易收益收敛于 0 的假设而减少信息搜寻, 还是加强信息搜寻以实现对特定信息的垄断? 这是一个纯实证问题。

中国股票市场于 2010 年开始实施融资融券交易试点, 股票分批次调入融券标的从而解除卖空约束。卖空约束解除作为典型的外生事件将带来多样化的交易方向、数量更多的交易者以及更高频率的交易(Massa et al., 2015), 这都更为接近 Holden 和 Subrahmanyam(1992)等模型中所定义的竞争场景。因此, 卖空约束解除将引起交易收益竞争程度的外生增加, 这为检验交易收益竞争对机构投资者信息搜寻努力的影响提供了理想的准自然实验场景。另外, 得益于深圳证券交易所对机构投资者访问上市公司相关信息的公布, 访问已经成为中国资本市场背景下研究机构投资者信息搜寻行为的最重要角度, Cheng 等(2019)、孔东民等(2015)等一系列研究均发现机构投资者通过访问上市公司获得了信息优势, 并且通过其交易影响股票价格。因此, 本文以上市公司年度内被机构投资者访问的总次数以及参与访问的机构投资者总数衡量机构投资者的信息搜寻努力, 基于卖空约束解除对交易收益竞争的外生冲击, 利用双重差分法分析了交易收益竞争对机构投资者信息搜寻努力的影响。本文研究发现: 交易收益竞争抑制了机构投资者的信息搜寻努力。

本文可能的贡献如下:首先, 本文从信息搜寻决策的角度提供了机构投资者应对交易收益竞争的证据, 这进一步完善了机构投资者竞争策略的相关研究结论, 特别是对股票交易收益竞争与机构投资者策略关系的实证文献实现了有益的补充。其次, 本文从交易收益竞争角度验证了 Feldman 等(2020)关于竞争抑制基金追逐高收益努力的结论, 对竞争影响机构投资者直接收益的结论提供了公司层面的直接证据。最后, 本文结论从信息搜寻策略层面解释了机构投资者面对竞争采取模仿与跟随等羊群行为策略的原因, 这对于 Holden 和 Subrahmanyam(1992)、刘京军等(2018)等文献关于竞争导致机构投资者羊群行为的结论形成了重要补充。

二、文献综述与研究假说

(一) 文献综述

更好的业绩能够带来更大的资本流入, 从而收取更高管理费用, 这保证了机构投资者利润最大化目标的实现, 也形成了同类机构投资者之间的业绩竞争关系。以 Brown 等(1996)为代表的研究从共同基金角度证实了组合业绩竞争的存在。这种竞争关系既会通过机构投

资者之间的投资组合重合度 (Wahal and Wang, 2011)、投资风格相似性 (Hoberg et al., 2017)、机构数量 (Berk and Green, 2004) 等角度得以体现, 也会基于薪酬激励、职业声誉等机制给投资组合管理者带来业绩排名压力, 从而体现为业绩排名竞争 (Brown et al., 1996; 姚正春等, 2006)。

而对于机构投资者应对竞争的策略, Brown 等 (1996) 发现: 存在业绩排名竞争压力的“输家”基金出于薪酬的考虑, 会采取积极应对策略加大组合风险, 以追寻更好的业绩排名和高薪酬。除开直接的风险调整, 其他积极调整策略还包括: 增加组合的换手率 (Khorana, 1996)、买入其他基金持有股票的业绩拉升 (李祥文、吴文锋, 2018)、抛售业绩优秀基金持有的股票从而拉低其排名的“砸盘” (肖继辉等, 2016) 等。不过积极策略投资失败会导致更差的声誉, 这会使机构投资者偏向于保守的应对策略 (孟庆斌等, 2015), 具体证据包括: “输家”并未增加组合风险 (Brown et al., 2001; 龚红等, 2010)、并未进行业绩拉升 (Carhart et al., 2002) 以及简单模仿其他组合管理者的投资策略 (Grinblatt et al., 1995; 刘京军等, 2018) 等。

然而可比较投资目标不仅体现在组合业绩上, 为组合业绩提升奠定基础的单只股票交易收益也将引发机构投资者之间的竞争关系。以 Holden 和 Subrahmanyam (1992)、Foster 和 Viswanathan (1993) 为代表的文献构建了多个知情交易者争夺交易收益的理论模型: 由于交易收益的排他性, 知情交易者会通过高频率的大额交易确保交易收益, 由此导致信息融入价格的速度加快, 交易收益最终收敛于 0。机构投资者一般被认为具有知情交易者特征, 上述模型则从根本上奠定了机构投资者交易收益竞争的理论基础。Holden 和 Subrahmanyam (1994)、Foster 和 Viswanathan (1994) 还分别从交易者风险偏好差异、信息分布异质性等多个角度拓展了交易收益竞争模型, 基础结论依然保持稳健。

在交易收益竞争的实证研究方面, Akins 等 (2012) 以持股机构投资者数量、持股机构投资者股权分布衡量竞争, 找到了交易收益竞争缓解信息不对称的证据。但关于机构投资者应对交易收益竞争策略的相关实证研究比较缺乏, 这跟交易收益竞争指标的噪音问题难以有效解决以及单只股票层面的机构投资者策略难以准确界定有关。虽然 Holden 和 Subrahmanyam (1992) 的模型认为竞争者的最佳策略为模仿与跟随, 但 Kyle (1985) 的信息垄断模型则认为对差异化信息的占有将给知情交易者带来超额收益。这种“双刃剑”效应的存在为相关实证研究的推进提供了空间。

在中国资本市场背景下, 基于机构投资者访问上市公司行为的信息搜寻相关研究已经较为丰富: Cheng 等 (2019)、孔东民等 (2015) 的研究均发现, 访问行为所代表的信息搜寻活动给机构投资者带来了信息优势, 基于此的交易使机构投资者获得了超额收益并影响到股价; 还有不少研究找到了机构投资者访问上市公司改善公司治理的证据 (Jiang and Yuan, 2018; 谭劲松、林雨晨, 2016)。虽然以孔东民等 (2015) 为代表的研究也考察了机构投资者访问行为的决定因素, 但他们并未关注到竞争对机构投资者访问行为所可能产生的影响。

特别值得一提的是, Feldman 等 (2020) 基于共同基金的研究结论显示: 基金间竞争导致了更高的努力成本, 从而抑制了基金追逐高收益的努力动机, 其中就包括对信息的搜寻。不过他们并未提供信息搜寻层面的实证证据。

(二) 研究假说

面对交易收益竞争压力, 机构投资者将在一个成本收益框架下进行相关决策, 其信息搜寻努力决策调整的目标在于最大化其直接收益 (Feldman et al., 2020)。

一方面,机构投资者可能在信息搜寻努力层面消极应对交易收益竞争。根据 Holden 和 Subrahmanyam(1992)的分析,表现为高频率大额交易的竞争导致交易收益收敛于0,竞争者无法获得稳定的超额收益,交易层面的模仿与跟随策略也意味着机构投资者的信息搜寻动机下降。虽然信息搜寻是机构投资者追逐高收益的重要手段,但在一个竞争性市场结构中,多个机构投资者的同时行动使得获取有价值信息的成本和难度上升(Feldman et al., 2020),搜寻信息并重获信息优势的策略从而不具备规模经济性。因此,交易收益竞争将抑制机构投资者的信息搜寻努力。

交易收益是组合业绩的微观基础,从组合管理者角度出发的决策思路同样适用于应对交易收益竞争决策的形成。面对业绩压力,加大信息搜寻强度的积极应对策略虽然可能扭转业绩排名的不利局面,但是如果投资失败则会进一步恶化组合业绩,出于职业声誉的考虑,组合管理者可能倾向于更为保守的策略(Brown et al., 2001; 孟庆斌等, 2015),因此降低信息搜寻强度。

另一方面,在利润最大化目标指引下,机构投资者同样存在通过提升信息搜寻强度应对竞争的动机。基于信息搜寻的信息优势获得是机构投资者在交易收益竞争中占据优势并获得超额收益的关键前提(Klye, 1985; 孔东民等, 2015),机构投资者出于生存压力通过更高努力程度应对竞争也具有直观性。而在组合业绩层面,由于历史业绩与资本流动之间的关系存在非对称性,即业绩较好会带来大量资本流入,但业绩较差并不会带来大量资本流出(Sirri and Tufano, 1998),因此在竞争压力下通过更高强度的信息搜寻博取最佳业绩依然是机构投资者的理性选择。

基于以上分析,我们提出以下竞争性假设:

H-a: 交易收益竞争将抑制机构投资者信息搜寻努力。

H-b: 交易收益竞争将强化机构投资者信息搜寻努力。

三、实证研究设计

(一) 方法与变量

股票成为融券标的意味着卖空约束被解除。一方面,该事件的发生是上市公司和机构投资者所无法直接决定的,具备外生性;另一方面,卖空约束解除将带来交易方向的多样化、卖空交易者的加入以及基于融资融券交易的更大交易规模,这都将对现有机构投资者的交易竞争结构形成外生冲击。直观上,卖空约束解除将提升现有交易收益竞争程度。

由于股票被分批次调入融券标的,卖空约束解除的时点并不一致,参考 Beck 等(2010)的方法,本文将构建以下双重差分模型分析交易收益竞争的外生冲击对机构信息搜寻努力的影响:

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \gamma Short_{i,t} + \sum \beta_n Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中: y 为被解释变量,反映机构投资者在 t 季度对公司 i 的信息搜寻努力程度; $Short$ 为反映公司 i 的股票在 t 季度是否被解除卖空约束的虚拟变量; α_0 为常数项, α_t 为时间(季度)固定效应, α_i 为对个体(公司)固定效应。基于对双重固定效应的控制,系数 γ 则能够准确反映交易收益竞争的外生变化对机构投资者信息搜寻努力的影响效果。最后, $Controls$ 为一组控制变量, ε 为残差项。同时本文所有回归中的标准误差均进行了 Robust 处理。具体变量定义如下:

1. 交易收益竞争

基于多时点双重差分模型(1)分析的需要,引入股票卖空约束解除事件虚拟变量(*Comp_Inst*):若公司*i*的股票在*t*季度被调入融券标的,则在*t*季度之前变量*Comp_Inst*等于0,而在*t*季度及之后*Comp_Inst*等于1。

由于本文的研究区间为2013—2017年,对于2013年之前调入融券标的的股票,我们令其研究期间内的*Comp_Inst*均等于1;如果股票在调入融券标的后,又被调出融券标的,则*Comp_Inst*在其调出融券标的后等于0。另外,对于股票调入后又被调出的问题,我们还将在进一步分析中设置反映公司股票被调出融券标的的虚拟变量(*Event_O*)提供稳健性证据。

2. 信息搜寻努力

得益于深圳证券交易所上市公司对投资者访问信息的公开,本文将通过机构投资者访问上市公司强度量化其信息搜寻努力。直观上,机构投资者访问上市公司的强度越大,则表明机构投资者信息搜寻努力程度越高。具体将包含以下两个指标:

上市公司被机构投资者访问总次数(*Seek_infor1*)。该指标等于在*t*季度上市公司*i*公告的机构投资者访问总次数加1并取对数。若公司在该季度无机构投资者访问记录,则*Seek_infor1*等于0。*Seek_infor1*取值越大表示机构投资者的信息搜寻努力程度越高。

参与访问机构投资者总数(*Seek_infor2*)。该指标等于*t*季度上市公司*i*公告的参与访问的机构投资者总数加1并取对数。同样,若公司在该季度无机构投资者访问记录,则*Seek_infor2*等于0。*Seek_infor2*取值越大表示机构投资者的信息搜寻努力程度越高。

3. 其他控制变量

我们还在模型中加入了公司财务特征、公司治理特征以及公司股票交易特征等相关控制变量以减小估计误差。具体说明可见表1。

表 1

变量定义与说明

变量符号	变量含义	变量说明
<i>Seek_infor1</i>	信息搜寻努力指标1	<i>t</i> 季度上市公司 <i>i</i> 被机构投资者访问的总次数加1并取对数
<i>Seek_infor2</i>	信息搜寻努力指标2	<i>t</i> 季度参与访问上市公司 <i>i</i> 的机构投资者总数加1并取对数
<i>Comp_Inst</i>	交易收益竞争外生冲击	卖空约束解除事件虚拟变量;若在 <i>t</i> 季度公司 <i>i</i> 股票调入融券标的,则 <i>t</i> 季度之前等于0, <i>t</i> 季度及之后等于1
<i>Sigma</i>	股票收益率波动	股票 <i>i</i> 经市场调整收益率的标准差
<i>Ret</i>	股票收益率	股票 <i>i</i> 经市场调整的年度收益率
<i>Inst</i>	机构投资者持股比例	机构投资者持股数量除以流通股数量
<i>Size</i>	公司规模	公司总资产取对数
<i>BM</i>	账面市值比	反映公司相对价值
<i>Roa</i>	总资产收益率	净利润除以总资产
<i>Age</i>	公司上市年龄	当期年度与公司上市年份之差
<i>CFO</i>	经营现金流量	公司年度经营净现金流量与总资产之比
<i>Lever</i>	资产负债率	公司总负债除以总资产
<i>Abs_da</i>	盈余质量	根据修正琼斯模型(Dechow et al., 1995)估计得到,并取绝对值
<i>Follow</i>	分析师跟踪人数	年度跟踪公司的分析师数量取对数

(二)数据与样本

在本文的研究中,融券标的调整数据来自Wind金融数据库,机构投资者访问上市公司

详细数据来自国泰安经济金融数据库。中国证监会从 2010 年开始试点融资融券业务,但深圳证券交易所强制要求上市公司在机构投资者实施访问三日内披露相关信息的制度于 2012 年才颁布。基于此,本文具体样本期间为 2013 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度。另外,机构投资者访问详细数据中包括了部分有访问记录的上海证券交易所上市公司(约占全部访问记录样本的 5%)。对于样本中无任何机构访问记录的公司,我们令其机构投资者访问次数和参与访问机构投资者数量均等于 0。由于访问信息披露仅对深圳证券交易所上市公司有强制要求,因此我们对样本期间内从未披露机构投资者访问信息的上海证券交易所公司作删除处理。

其他股票日交易数据和公司特征数据均来自国泰安 CSMAR 经济金融数据库,对于所有公司样本还进行了以下处理:(1)剔除金融类上市公司样本;(2)剔除交易状态不正常的上市公司样本;(3)通过描述性统计,剔除数据有明显错误的样本;(4)剔除变量数据有缺失的样本;(5)对所有连续变量 1% 以下和 99% 以上分位数进行了缩尾处理。最终我们得到 2013Q1—2017Q4 期间内的季度层面观测值共 8 947 个。

相关变量的描述性统计可见表 2。由于令无访问记录的公司 *Seek_infor1* 与 *Seek_infor2* 均等于 0,所以变量 *Seek_infor1* 与 *Seek_infor2* 有约 50% 的样本取值为 0。所有变量分布特征均符合其经济学含义,具备了进行实证分析的前提。

表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	方差	最小值	25 分位数	中值	75 分位数	最大值
<i>Seek_infor1</i>	8 947	0.616	0.688	0	0	0.693	1.099	2.079
<i>Seek_infor2</i>	8 947	1.228	1.428	0	0	0	2.485	4.043
<i>Comp_Inst</i>	8 947	0.805	0.397	0	1	1	1	1
<i>Sigma</i>	8 947	0.051	0.020	0.020	0.036	0.048	0.063	0.124
<i>Ret</i>	8 947	0.006	0.010	-0.013	-0.001	0.004	0.011	0.043
<i>Inst</i>	8 947	0.265	0.234	0	0.074	0.179	0.425	0.821
<i>Size</i>	8 947	22.49	1.081	19.68	21.75	22.37	23.12	25.06
<i>BM</i>	8 947	0.948	0.942	0.084	0.335	0.614	1.144	4.372
<i>Roa</i>	8 947	0.013	0.019	-0.035	0.001	0.008	0.019	0.082
<i>Age</i>	8 947	11.17	6.249	0	6	10	17	23
<i>CFO</i>	8 947	0.008	0.042	-0.124	-0.013	0.005	0.0270	0.142
<i>Lever</i>	8 947	0.372	0.203	0.014	0.204	0.366	0.529	0.831
<i>Abs_da</i>	8 947	0.056	0.055	0	0.016	0.040	0.080	0.263
<i>Follow</i>	8 947	2.141	1.023	0	1.386	2.303	2.944	3.664

四、基础回归结果

(一) 交易收益竞争与机构投资者信息搜寻努力

在中国股票市场融资融券交易试点的政策背景下,以卖空约束解除作为交易收益竞争的外生冲击,并分别以机构投资者访问强度指标 *Seek_infor1* 与 *Seek_infor2* 为被解释变量对模型(1)进行回归,结果见表 3 中的列(1)与列(2)。可以看出, *Comp_Inst* 的估计系数分别在 1% 水平上显著为负,双重差分结果证实:交易收益竞争的外生增加显著抑制了机构投资者的信息搜寻努力,上市公司被访问次数和参与访问机构数均发生显著下降,验证了假设

H-a。相对来说,在被解释变量为 *Seek_infor2* 时, *Comp_Inst* 的估计系数有着更大的绝对值,这表明:面对交易收益竞争的外生变化,参与访问的机构投资者数量相对于公司被访问总次数有着更大的降低。

为保证列(1)和列(2)结论的可靠性,我们在模型(1)中进一步控制了城市固定效应和行业固定效应,回归结果见表 3 的列(3)和列(4)。在控制了更多固定效应的情况下, *Comp_Inst* 系数依然为负值,而且有着较高的显著性。

表 3 交易收益竞争与机构投资者访问强度回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Seek_infor1</i>	<i>Seek_infor2</i>	<i>Seek_infor1</i>	<i>Seek_infor2</i>
<i>Comp_Inst</i>	-0.0947 *** (-4.209)	-0.1447 *** (-3.039)	-0.0863 *** (-2.918)	-0.1480 ** (-2.305)
<i>Sigma</i>	1.3825 *** (2.702)	3.1238 *** (2.818)	1.3157 * (1.817)	2.3957 (1.498)
<i>Ret</i>	1.7783 ** (1.989)	4.6837 ** (2.403)	3.0807 *** (2.620)	7.7715 *** (3.003)
<i>Inst</i>	0.1116 ** (2.371)	0.3783 *** (3.618)	0.1288 ** (2.174)	0.4218 *** (3.196)
<i>Size</i>	0.0510 ** (2.295)	0.1263 ** (2.440)	0.0192 (0.615)	0.0584 (0.794)
<i>BM</i>	-0.0900 *** (-5.356)	-0.1551 *** (-4.525)	-0.1334 *** (-5.243)	-0.2650 *** (-5.065)
<i>Roa</i>	0.4511 (1.398)	1.3617 * (1.910)	0.6052 (1.372)	1.7977 * (1.807)
<i>Age</i>	-0.0045 (-0.092)	-0.0665 (-0.675)	0.1436 (1.527)	0.0892 (0.422)
<i>CFO</i>	0.1489 (1.147)	0.1274 (0.446)	0.2232 (1.270)	0.2854 (0.738)
<i>Lever</i>	0.0683 (0.980)	0.2870 * (1.768)	0.1941 ** (1.986)	0.6175 *** (2.711)
<i>Abs_da</i>	0.0322 (0.262)	0.2480 (0.946)	0.0461 (0.268)	0.4159 (1.114)
<i>Follow</i>	0.1112 *** (10.016)	0.3053 *** (12.831)	0.0857 *** (5.331)	0.3093 *** (9.003)
常数项	-1.4475 (-1.244)	-2.9033 (-1.188)	-2.5390 (-1.253)	-2.7466 (-0.597)
观测值	8 947	8 947	8 947	8 947
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	否	否	控制	控制
城市固定效应	否	否	控制	控制
adj. <i>R</i> ²	0.5105	0.4646	0.4011	0.3395

注:括号中为 *t* 统计值, * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

值得注意的是:在表 3 的所有回归列中,经市场调整的股票收益 *Ret* 与机构投资者信息搜寻强度均显著正相关,这说明股票收益是影响机构投资者信息搜寻努力的重要因素。而

依据 Holden 和 Subrahmanyam(1992)的模型,竞争使得交易收益趋近于 0 是竞争者采取模仿与跟随策略的原因,这不仅佐证了本文的逻辑,也为基于股票收益的中介效应检验奠定了基础。

在其他控制变量方面:机构投资者持股比例与机构访问强度变量显著正相关,账面市值比与机构访问强度变量显著负相关,系数方向和显著性符合其经济学预期。而分析师跟踪与机构投资者访问强度的显著正相关关系也同孔东民等(2015)的结论保持了一致,这可以用机构投资者注意力的稀缺性进行解释。

(二) 内生性问题

1. 平行趋势检验

机构投资者的信息搜寻努力会受到公司层面、行业层面以及市场层面等诸多因素的影响(孔东民等,2015)。因此,在利用双重差分法分析交易收益竞争外生冲击的影响时,依然存在因为遗漏变量所导致的反向因果等内生性问题。比如,交易收益竞争外生变化所引起的机构投资者访问强度降低可能反映了机构投资者依据其他因素对访问强度所作的调整。参考 Beck 等(2010)的做法,我们通过动态 DID 模型来验证平行趋势假设,以排除可能的内生性问题。具体模型如下:

$$\begin{aligned} Seek_infor_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 Before4_{i,t} + \beta_2 Before3_{i,t} + \beta_3 Before2_{i,t} + \beta_4 Current_{i,t} + \beta_5 After1_{i,t} + \\ & \beta_6 After2_{i,t} + \beta_7 After3_{i,t} + \beta_8 After4_{i,t} + \sum \lambda_n Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)中: α_0 为常数项, α_t 为对时间固定效应的控制, α_i 为对公司固定效应的控制; $Before4$ 为反映公司 i 的股票卖空约束解除前第 4 季度及更早的虚拟变量, $Before3$ 、 $Before2$ 则分别表示卖空约束解除前第 3 季度和第 2 季度虚拟变量; $Current$ 表示卖空约束解除当期虚拟变量; $After1$ 为反映公司 i 的股票卖空约束解除后第 1 季度虚拟变量, $After2$ 、 $After3$ 依此类推, $After4$ 表示卖空约束解除后第 4 季度及更晚的虚拟变量。我们在模型中用上述时间虚拟变量替换事件虚拟变量 $Comp_Inst$,这使得我们可以观察机构访问强度的动态变化趋势。事件发生前 1 季度被确定为基期。

模型(2)的回归结果见表 4 的列(1)和列(2),我们在列(3)和列(4)也提供了进一步控制城市固定效应和行业固定效应的估计结果。从表 4 的结果可以看出: $Before4$ 、 $Before3$ 、 $Before2$ 在所有回归列中均不显著,即:相对于卖空约束解除前 1 季度,机构投资者访问强度在卖空约束解除前并无趋势性变化。而 $After1$ 、 $After2$ 、 $After3$ 、 $After4$ 则在所有回归列中均显著为负, $Current$ 在列(2)与列(4)中也显著为负,这说明:在卖空约束解除事件发生的当期以及之后,机构投资者访问强度呈现出显著的下降趋势。即机构投资者信息搜寻强度的下降仅出现在卖空约束解除事件发生当期及之后,满足双重差分法的平行趋势假设,保证了结论的可靠性。

进一步,我们将模型(2)中所设定的时间窗口由卖空约束解除事件发生前后 4 个季度扩展到前后 10 个季度,这样有利于观察交易收益竞争对机构投资者信息搜寻努力的长期影响。分别以 $Seek_infor1$ 与 $Seek_infor2$ 为被解释变量进行回归,并提取回归系数和 95% 置信区间绘制图 1。我们发现:在卖空约束解除事件发生前, $Seek_infor1$ 与 $Seek_infor2$ 均无显著变化趋势,而在事件发生后 $Seek_infor1$ 与 $Seek_infor2$ 均有显著的下降趋势,这种趋势将一直持续到第 10 季度及之后。这说明交易收益竞争的外生增加对机构投资者的信息搜寻努力存在长期影响。

表4

平行趋势检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Seek_infor1	Seek_infor2	Seek_infor1	Seek_infor2
Before 4	-0.0141 (-0.345)	-0.0931 (-1.052)	-0.0300 (-0.591)	-0.1199 (-1.087)
Before 3	-0.0654 (-1.166)	-0.1181 (-0.997)	-0.0995 (-1.491)	-0.2278 (-1.568)
Before 2	-0.0474 (-0.957)	-0.0893 (-0.832)	-0.0473 (-0.796)	-0.0769 (-0.596)
Current	-0.0705 (-1.528)	-0.1930 * (-1.940)	-0.0809 (-1.452)	-0.2222 * (-1.843)
After 1	-0.0895 ** (-2.006)	-0.1921 ** (-2.017)	-0.0940 * (-1.737)	-0.2129 * (-1.856)
After 2	-0.1690 *** (-3.698)	-0.2346 ** (-2.313)	-0.1861 *** (-3.287)	-0.2844 ** (-2.239)
After 3	-0.1272 *** (-2.882)	-0.2248 ** (-2.335)	-0.1291 ** (-2.371)	-0.2670 ** (-2.242)
After 4	-0.1833 *** (-4.595)	-0.2760 *** (-3.172)	-0.1909 *** (-3.807)	-0.2991 *** (-2.722)
常数项	-1.6909 (-1.445)	-3.0463 (-1.243)	-2.8521 (-1.402)	-2.8739 (-0.623)
观测值	8 947	8 947	8 947	8 947
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	否	否	控制	控制
城市固定效应	否	否	控制	控制
adj. R^2	0.5113	0.4644	0.4018	0.3393

注:括号中为 t 统计值, * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

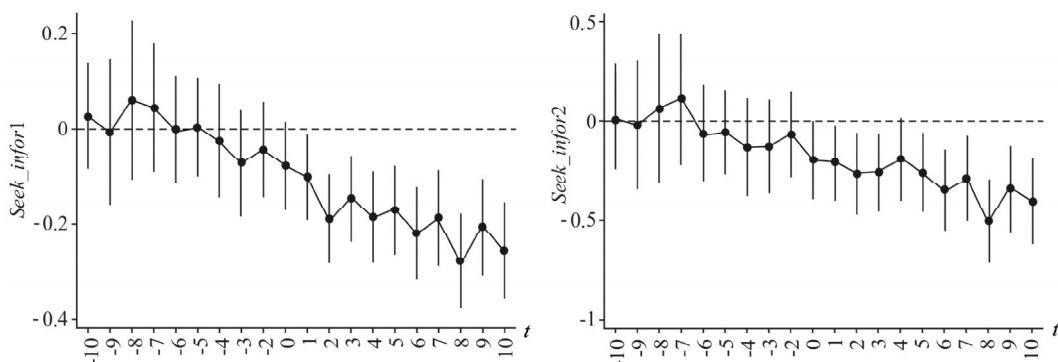


图1 交易收益竞争影响机构信息搜寻努力的长期效应

2. 倾向得分匹配法

我们还通过倾向得分匹配法(PSM)来强化结论的可靠性。由于卖空约束解除事件发生

在不同时点,我们分别在单一季度截面上采用 PSM 方法寻找对照组样本。匹配变量包括表 1 中的所有控制变量,同时对照组样本将不包括从融券标的中剔除后的公司股票。基于 Logit 回归的 1:1 匹配共找到 1 781 个对照组样本公司。理论上,对照组样本除卖空约束未被解除外,与当期卖空约束解除的股票具有较高相似度。在此基础上,我们对所有控制组和对照组样本进行基于模型(1)和模型(2)的回归,结果见表 5。其中,列(1)和列(3)为基于模型(1)的回归结果,被解释变量分别为机构投资者访问强度指标 *Seek_infor1* 和 *Seek_infor2*;而列(2)与列(4)则为基于模型(2)的回归结果,以检验基于 PSM 的双重差分回归是否满足平行趋势假定。

从回归结果可以看出, *Comp_Inst* 在列(1)和列(3)的估计系数均为负值,且分别在 1% 和 5% 的统计水平上显著,这说明交易收益竞争程度的外生增加抑制了机构投资者的信息搜寻努力。列(2)和列(4)的回归结果则显示:无论是机构投资者访问次数还是参与访问机构投资者数目在事件发生前均无显著变化趋势,而在事件发生当期及以后则有显著下降趋势,依然满足平行趋势假定。这与表 3 及表 4 结论保持了一致。

表 5 基于 PSM 方法的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Seek_infor1</i>	<i>Seek_infor2</i>	<i>Seek_infor1</i>	<i>Seek_infor2</i>
<i>Comp_Inst</i>	-0.0792 *** (-3.657)		-0.1006 ** (-2.193)	
<i>Before4</i>		-0.0270 (-0.674)		-0.1162 (-1.335)
<i>Before3</i>		-0.0541 (-0.982)		-0.1109 (-0.954)
<i>Before2</i>		-0.0398 (-0.816)		-0.0745 (-0.707)
<i>Current</i>		-0.0623 (-1.377)		-0.1682 * (-1.727)
<i>After1</i>		-0.0799 * (-1.810)		-0.1752 * (-1.860)
<i>After2</i>		-0.1438 *** (-3.226)		-0.1734 * (-1.750)
<i>After3</i>		-0.1062 ** (-2.452)		-0.1913 ** (-2.025)
<i>After4</i>		-0.1411 *** (-3.669)		-0.1858 ** (-2.214)
常数项	-1.8229 * (-1.798)	-1.9334 * (-1.899)	-4.0728 * (-1.895)	-3.9654 * (-1.842)
观测值	10 728	10 728	10 728	10 728
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
adj. <i>R</i> ²	0.5078	0.5080	0.4604	0.4601

注:括号中为 *t* 统计值,* 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

(三)潜在机制:机构投资者竞争与股票收益

Holden 和 Subrahmanyam(1992)认为竞争将导致激烈的交易,交易收益也最终收敛于0。直观上,这是影响机构投资者信息搜寻努力的重要原因:作为机构投资者组合业绩的微观基础,股票收益的降低意味着其调整策略获得预期收益的难度增加。为考察股票层面的交易收益变化是否是竞争影响机构投资者信息搜寻努力的重要机制,我们在此部分进一步考察了股票收益的中介效应。

具体而言,我们从公司股票经市场调整的年度收益率(*Ret*)以及基于CAPM模型计算的公司股票的阿尔法收益(*AR*)两个角度来衡量股票收益。其中经市场调整的收益率反映了投资者所要求的回报率,而阿尔法收益则衡量了基于该股票信息交易的超额收益大小。以两个股票收益率指标为被解释变量,以交易收益竞争的外生冲击事件变量 *Comp_Inst* 为解释变量,并包括表1中所有控制变量的回归结果见表6中的列(1)和列(3)。可以看出,*Comp_Inst* 变量的估计系数在1%的统计水平上显著为负,这说明机构投资者竞争的外生增加确实导致了股票收益的下降,交易者基于公司信息进行交易所获超额收益的规模减小,难度也相应增加。

表6 交易收益竞争与股票收益回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Ret</i>	<i>Ret</i>	<i>AR</i>	<i>AR</i>	<i>Seek_infor1</i>	<i>Seek_infor2</i>
<i>Comp_Inst</i>	-0.0029 *** (-10.690)		-0.0070 *** (-8.860)		-0.1317 *** (-2.775)	-0.0890 *** (-3.971)
<i>Before4</i>		0.0008 (1.637)		-0.0017 (-1.194)		
<i>Before3</i>		0.0011 (1.556)		-0.0005 (-0.251)		
<i>Before2</i>		-0.0002 (-0.377)		0.0020 (1.155)		
<i>Current</i>		-0.0014 ** (-2.480)		-0.0020 (-1.152)		
<i>After1</i>		-0.0017 *** (-3.103)		-0.0120 *** (-7.807)		
<i>After2</i>		-0.0033 *** (-5.664)		-0.0066 *** (-3.928)		
<i>After3</i>		-0.0035 *** (-6.179)		-0.0085 *** (-5.210)		
<i>After4</i>		-0.0038 *** (-7.739)		-0.0071 *** (-5.020)		
<i>AR</i>					3.7998 *** (5.374)	1.5510 *** (4.861)
常数项	0.0635 *** (4.802)	0.0572 *** (4.282)	0.1122 *** (2.710)	0.1136 *** (2.726)	-3.0319 (-1.244)	-1.5085 (-1.301)
观测值	8 947	8 947	8 947	8 947	8 947	8 947
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. <i>R</i> ²	0.5919	0.5942	0.1809	0.1855	0.4663	0.5118

注:括号中为*t*统计值, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

为保证交易收益竞争影响股票收益结论的可靠性,我们也基于模型(2)在股票收益为被解释变量的情况下进行了平行趋势分析,结果见表6列(2)与列(4)。我们发现:两个股票收益变量在卖空约束解除事件发生前并无显著趋势性变化,而在卖空约束解除事件发生当期以及之后存在显著的下降趋势。这说明基于股票收益的双重差分分析满足平行趋势假定。

考虑到股票收益变量 Ret 在表3的回归结果中系数显著为正,综合表6的列(1)和列(3)以及表3的结论,股票收益 Ret 的降低在交易收益竞争抑制机构投资者信息搜寻努力的逻辑中起到了中介作用。进一步,我们以公司股票的阿尔法收益(AR)替换公司股票经市场调整的年度收益率(Ret)并重复表3的回归,结果见表6中的列(5)和列(6): $Comp_Inst$ 与信息搜寻强度变量显著负相关,而 AR 与信息搜寻强度显著正相关。这说明:公司股票阿尔法收益 AR 的降低也在交易收益竞争影响机构投资者信息搜寻努力的关系中起到了中介作用;交易收益竞争程度的外生增加导致股票交易收益更难获得,这正是机构投资者在信息搜寻层面采取消极应对策略的原因。上述结论与 Holden 和 Subrahmanyam(1992)的思想保持一致,从信息搜寻的角度证实了“竞争—收益—努力”的逻辑。

五、异质性分析:信息搜寻决策的成本—收益框架

面对竞争所导致的收益和业绩压力,影响机构投资者决策的关键因素在于:增加信息搜寻强度的积极应对策略是否有助于其获得交易收益并扭转业绩排名的不利局面,即是否能带来直接收益的增加(Feldman et al., 2020)。针对特定股票,信息搜寻所可能带来的交易收益规模的增加是回答上述问题的关键。直观上,交易收益规模将受到机构持股比例与信息交易价值两个因素的影响。

一方面,只有在特定股票持股比例足够高的条件下,针对该公司的信息搜寻等相关决策才会成为机构投资者关注的重点;积极的搜寻策略在高持股比例条件下才有可能带来大规模交易收益而缓解排名竞争压力。不过由于收益与风险的对等性,高持股比例也意味着决策失败对其组合业绩会带来更大程度的负面冲击。

另一方面,依照 Feldman 等(2020)的分析,竞争会使得机构投资者的努力成本增加。在信息搜寻层面,这种成本增加主要体现在:获得具有足够交易价值的信息将更加困难,需要付出更高的成本。对成本的直接衡量存在困难,但是根据 Frankel 等(1999)等文献的分析,对于更为复杂和透明度低的公司,管理层的主动信息披露动机更弱,这也意味着机构投资者的信息搜寻将面临着更高的成本。因此可以推断:在竞争的外生冲击下,低透明度公司的信息搜寻成本将会发生更大幅度的上升,实施积极搜寻策略将更可能缺乏经济性。

(一) 收益与风险:机构投资者持股比例异质性

为验证机构投资者持股比例对其信息搜寻强度的差异化影响,我们参考辛清泉等(2015)的方法,将所有样本依据机构投资者持股比例($Inst$)的中值分为高机构投资者持股比例公司和低机构投资者持股比例公司,并分别对模型(1)进行回归。结果见表7。从回归结果可以看出,机构投资者竞争对信息搜寻努力的负面影响只在高机构投资者持股比例公司中显著为负,在低机构投资者持股比例公司中负系数并不显著。这说明在信息搜寻决策过程中,机构投资者正是出于对积极搜寻策略高风险的担忧而降低了信息搜寻努力。

表 7

机构投资者持股比例异质性回归结果

变量	低机构投资者持股比例		高机构投资者持股比例	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Seek_infor1	Seek_infor2	Seek_infor1	Seek_infor2
Comp_Inst	-0.0533 (-1.534)	-0.0286 (-0.402)	-0.1776 *** (-5.051)	-0.3170 *** (-4.166)
常数项	-2.6828 (-0.695)	-7.4248 (-1.031)	-2.1640 (-1.363)	-5.7174 * (-1.758)
观测值	4 474	4 474	4 473	4 473
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
adj. R^2	0.4901	0.4388	0.5380	0.4937

注:括号中为 t 统计值, * 表示 $p < 0.1$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

(二) 成本:公司透明度特征异质性

我们采用基于修正琼斯模型(Dechow et al., 1995)计算的应计盈余质量指标(Abs_da)来衡量公司透明度:在对公司年度盈余质量指标取绝对值后,将 Abs_da 绝对值高于中值的公司定义为低透明度公司,而将 Abs_da 绝对值低于中值的公司定义为高透明度公司。将两类公司样本分别对模型(1)进行回归,结果见表 8。我们发现:交易收益竞争的外生增加在所有回归列中都对其信息搜寻努力产生了负面影响,但事件虚拟变量 $Comp_Inst$ 的估计系数在低透明度公司中有着更大的绝对值和更高的显著性。这说明:竞争使得机构投资者对低透明度公司的信息搜寻具有更高成本,从而抑制了其努力动机。

表 8

公司透明度异质性回归结果

变量	高透明度公司		低透明度公司	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Seek_infor1	Seek_infor2	Seek_infor1	Seek_infor2
Comp_Inst	-0.0636 * (-1.847)	-0.1028 (-1.441)	-0.1299 *** (-3.819)	-0.2030 *** (-2.737)
常数项	0.1986 (0.107)	1.9127 (0.505)	-0.4199 (-0.240)	-2.8942 (-0.806)
观测值	4 474	4 474	4 473	4 473
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
adj. R^2	0.5188	0.4780	0.5237	0.4617

注:括号中为 t 统计值, * 表示 $p < 0.1$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

综合来看,交易收益竞争对机构投资者信息搜寻努力的抑制在预期收益较低(风险更高)、成本更高时将更为显著。这说明机构投资者正是在一个成本收益框架下进行策略调整:交易收益竞争使得信息搜寻努力的收益较低、成本较高,从而不再具备规模经济性,机构投资者也因此降低了其信息搜寻强度。

六、进一步证据与稳健性检验

(一) 进一步证据

1. 市场结构变化的证据

在本文的研究中,以卖空约束解除作为交易收益竞争的外生冲击事件考察了竞争对机构投资者信息搜寻努力的影响。但一个更为直接的问题是:卖空约束解除是否导致了符合

交易收益竞争程度变化的市场结构变化? Holden 和 Subrahmanyam(1992)将知情交易者之间的激烈交易收益竞争描述为多个交易者高频率的大额交易。因此,我们从公司股票层面的持股机构投资者数目、大额交易笔数以及大额交易规模三个角度考察市场交易结构层面的变化,以验证卖空约束解除作为交易收益竞争外生冲击变量的合理性。

持股机构投资者数量等于该季度持有公司股票的机构数 Num_inst 。成交量在 10 万股以上的交易被定义为大额交易,大额交易更好地反映了机构投资者的交易特征。我们在季度内依据每个交易日的大额交易成交笔数和大额交易成交金额分别计算均值,从而得到季度大额交易笔数指标(LT)和大额交易规模指标(LQ)。 LT 与 LQ 取值越大代表了机构投资者更高的交易频率和更大的交易规模,反映出股票交易收益层面更激烈的竞争。

分别以上述市场结构指标为被解释变量,以卖空约束解除为解释变量,并控制个体固定效应和时间固定效应的回归结果见表 9。可以看出,卖空约束解除导致持股机构投资者数量增加,季度日均大额交易笔数和大额交易规模也均发生了显著的增加,这与 Holden 和 Subrahmanyam(1992)等模型的基本结论保持了高度一致,证实了卖空约束解除作为机构投资者交易收益竞争外生冲击事件的合理性。

表 9 卖空约束解除与市场结构变化回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Num_inst	LT	LQ
Comp_Inst	0.1558 *** (8.964)	0.0549 ** (2.012)	0.0321 *** (2.715)
常数项	-6.2891 *** (-5.131)	5.0610 *** (3.288)	10.3879 *** (16.938)
观测值	8 847	7 087	8 649
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
$adj.R^2$	0.8565	0.4715	0.6696

注:括号中为 t 统计值, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

2. 股票剔除融券标的的证据

中国资本市场上的融券标的股票处于动态调整过程中,融资融券交易试点以来也有大量股票被剔除融券标的。那么,当股票被剔除融券标的时,是否发生了能够印证本文逻辑的相反变化呢?

作为对比分析,本文引入股票被剔除融券标的的事件虚拟变量($Event_O$),并利用基于模型(1)的多时点双重差分法分析剔除事件分别对信息搜寻努力变量 $Seek_infor1$ 、 $Seek_infor2$ 的影响。若上市公司 i 的股票在 t 季度被调出融券标的,则在 t 季度之前(但在该股票调入融券标的的季度之后) $Event_O$ 等于 0,而在 t 季度及之后 $Event_O$ 等于 1。回归结果见表 10 中的列(1)与列(2)。可以看出,股票被剔除融券标的显著导致了机构投资者信息搜寻努力水平的上升。进一步,我们还考察了股票被剔除融券标的如何影响股票收益,以公司股票的市场调整收益 Ret 和超额收益 AR 为被解释变量,以 $Event_O$ 为解释变量的回归结果显示在表 10 的列(3)与列(4), $Event_O$ 在两列中均有大于 0 的估计系数值,而且列(3)中的估计系数在 1% 的统计水平上显著,这说明股票被剔除融券标的对股票收益产生了正向影响。

综合来看,股票被剔除融券标的导致股票交易收益上升,机构投资者对此也作出了积极的信息搜寻策略调整。表 10 的结论从一个相反的角度印证了本文基础结论的存在性。

表 10 股票剔除融券标的影响回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Seek_infor1	Seek_infor2	Ret	AR
Event_O	0.1139 [*] (1.866)	0.2804 ^{**} (2.175)	0.0036 ^{***} (3.544)	0.0004 (0.154)
常数项	-2.9497 (-0.720)	-0.5185 (-0.074)	-0.0295 (-0.474)	-0.0984 (-0.626)
观测值	773	773	773	773
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
adj. <i>R</i> ²	0.4477	0.4203	0.5101	0.1380

注:括号中为 *t* 统计值, * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

3. 机构投资者类型异质性的证据

我们还从访问上市公司的机构投资者类型角度来考察信息搜寻努力降低的差异化特征。在深圳证券交易所上市公司披露的机构投资者访问信息中,包括了共同基金、证券公司、保险公司、私募基金和其他共 5 种机构类型,我们据此分别构建 Fund、IB、Insurance、Private、Other5 个指标分别反映上述 5 类机构投资者的访问强度,5 个指标均等于在季度 *t* 访问上市公司 *i* 的该类机构总数加 1 并取对数。然后以反映交易收益竞争外生增加的事件虚拟变量 Comp_Inst 为解释变量,基于模型(1)分别进行回归,结果见表 11。

表 11 机构投资者类型异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Fund	IB	Insurance	Private	Other
Comp_Inst	-0.1416 ^{***} (-4.236)	-0.1407 ^{***} (-4.809)	-0.0672 ^{***} (-3.620)	-0.0613 ^{**} (-1.979)	-0.0385 (-1.611)
常数项	-1.6675 (-0.915)	-2.6320 (-1.598)	1.6965 (1.338)	-8.9339 ^{***} (-5.656)	-6.2392 ^{***} (-6.144)
观测值	8 947	8 947	8 947	8 947	8 947
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
adj. <i>R</i> ²	0.6840	0.7418	0.5578	0.7220	0.6719

注:括号中为 *t* 统计值, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

从表 11 可以看出,机构投资者竞争与所有类型机构投资者的信息搜寻强度均呈负相关关系,除列(5)外,Comp_Inst 的估计系数均有着较高的显著性。这表明交易收益竞争的外生变化抑制了大多数类型机构投资者的信息搜寻努力。

(二) 稳健性检验

1. 样本的进一步筛选

由于假定所有无被访问记录的深圳证券交易所上市公司信息搜寻强度指标等于 0,因此 Seek_infor1 与 Seek_infor2 有约 50% 的观测值等于 0,这可能导致竞争对机构访问强度的影响仅仅反映了公司被访问次数以及访问机构数量从 0 到 1 的变化;另外,回归样本中还包含了一部分有披露机构投资者访问信息的上海证券交易所上市公司,这也可能导致我们夸大了竞争与机构信息搜寻努力之间的关系。为解决上述问题,我们对被访问次数等于 0 的样本公司以及上海证券交易所上市公司作删除处理,以排除该影响,回归结果见表 12。结果显

示,在对样本进行进一步筛选后,Comp_Inst 依然与 Seek_infor1 显著负相关,与股票交易收益指标显著负相关,这证实了本文结论的稳健性。

表 12 样本进一步筛选回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Seek_infor1	Seek_infor2	Ret	AR
Comp_Inst	-0.0423 * (-1.673)	-0.0612 (-1.062)	-0.0027 *** (-6.580)	-0.0072 *** (-5.770)
常数项	-0.1283 (-0.092)	-0.0921 (-0.035)	0.0489 ** (2.500)	0.0559 (0.964)
观测值	4 236	4 236	4 236	4 236
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
adj. <i>R</i> ²	0.3957	0.3739	0.6059	0.1918

注:括号中为 *t* 统计值,* 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

2. 剔除 2015 年股灾的影响

2015 年股灾在很大程度上被归因于融资融券交易^①,此过程中融资交易的非理性程度上涨不仅会恶化信息环境,也会导致机构投资者交易竞争结构特征的急剧改变。也就是说,2015 年的样本可能夸大了交易收益竞争与信息搜寻努力之间的关系,甚至表 3 所反映的结论可能正是由 2015 年的样本所带来。因此,剔除 2015 年样本后本文结论是否依然存在将是本文的重要可靠性验证。剔除 2015 年样本后的回归结果见表 13,从回归结果可以看出,所有解释变量估计系数的符号与表 3 和表 6 保持一致,而且有着较高的显著性,这进一步证实了本文结论的稳健性。

表 13 剔除 2015 年样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Seek_infor1	Seek_infor2	Ret	AR
Comp_Inst	-0.0902 *** (-3.731)	-0.1736 *** (-3.352)	-0.0043 *** (-15.358)	-0.0091 *** (-11.058)
常数项	-1.6157 (-1.194)	-3.2570 (-1.175)	0.0454 *** (3.352)	0.0856 ** (2.108)
观测值	7 079	7 079	7 079	7 079
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
adj. <i>R</i> ²	0.5072	0.4646	0.5665	0.1794

注:括号中为 *t* 统计值,* 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

七、研究结论与政策启示

已有研究大多从组合业绩竞争层面研究机构投资者应对竞争压力的策略选择,缺少机构投资者应对交易收益竞争相关策略的实证证据,特别是缺乏对机构投资者信息搜寻策略的关注。本文以卖空约束解除作为机构投资者交易收益竞争的外生冲击,以机构投资者访问上市公司强度衡量其信息搜寻努力,并利用双重差分法分析了交易收益竞争程度的外生

^① 可参见 <http://datanews.caixin.com/2015-07-08/100826978.html>; http://hzdaily.hangzhou.com.cn/dskb/html/2015-01/17/content_1883468.htm。

增加对机构投资者信息搜寻努力的影响。

主要研究结论如下:(1)交易收益竞争程度的外生增加抑制了机构投资者的信息搜寻努力,机构投资者访问总次数与参与访问机构投资者数量均发生了显著下降。在平行趋势分析以及倾向得分匹配法控制内生性问题以后,结论依然存在。(2)交易收益竞争程度的外生增加还引起了股票交易收益的降低,机制分析结果证实股票交易收益降低在竞争抑制机构信息搜寻强度的理论逻辑中起到了中介作用,这表明在机构投资者信息搜寻层面存在“竞争—收益—努力”的理论逻辑。(3)以机构投资者持股比例作为其策略调整收益以及风险的衡量,以公司透明度作为其信息搜寻成本的衡量,交易收益竞争程度的外生增加在机构持股比例越高、公司透明度越低时会带来更为显著的信息搜寻强度降低,这说明:交易收益竞争影响了机构投资者积极搜寻策略的预期收益和成本,提高信息搜寻强度不具备规模经济性。

本文的研究蕴含了如下政策启示:首先,在深化资本市场改革的过程中,机构投资者被监管层赋予了重要意义,但是大力发展专业机构投资者的政策要注重同市场竞争结构变化相适应,以减少可能的负面影响。其次,由于机构投资者的策略调整均基于成本—收益框架展开,资本市场相关政策的实施应注重对机构的激励,减少直接干预。最后,深圳证券交易所出于披露公平性的原因强制要求上市公司披露投资者访问信息,但考虑到机构投资者访问动机受到市场竞争结构的影响,披露政策在持续优化的过程中需要将竞争结构因素纳入分析范畴。

参考文献:

1. 龚红、李燕萍、吴绍棠,2010:《业绩排序对基金经理投资组合风险选择的影响:基于封闭式基金 1998~2008 年表现的经验分析》,《世界经济》第 4 期。
2. 孔东民、刘莎莎、陈小林、邢精平,2015:《个体沟通、交易行为与信息优势:基于共同基金访问的证据》,《经济研究》第 11 期。
3. 李祥文、吴文锋,2018:《基金额度排名与期末业绩拉升》,《管理世界》第 9 期。
4. 刘京军、刘彦初、熊和平,2018:《基金竞争与泡沫资产配置的模仿行为研究》,《管理科学学报》第 2 期。
5. 孟庆斌、吴卫星、于上尧,2015:《基金经理职业忧虑与其投资风格》,《经济研究》第 3 期。
6. 谭劲松、林雨晨,2016:《机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据》,《南开管理评论》第 5 期。
7. 肖继辉、彭文平、许佳、王琦,2016:《业绩排名与预期风险调整——考虑报酬激励与解职风险交互影响的新证据》,《经济学(季刊)》第 15 卷第 3 期。
8. 辛清泉、李倩倩、梁政山,2015:《股票流动性、流动性风险和公司透明度》,《珞珈管理评论》第 1 辑。
9. 姚正春、邓淑芳、李志文,2006:《封闭式基金经理的竞争压力》,《金融研究》第 9 期。
10. Akins, B. K., J. Ng, and R. S. Verdi. 2012. "Investor Competition over Information and the Pricing of Information Asymmetry." *The Accounting Review* 87(1):35–58.
11. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. 2010. "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States." *The Journal of Finance* 65(5):1637–1667.
12. Berk, J. B., and R. C. Green. 2004. "Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets." *Journal of Political Economy* 112(6):1269–1295.
13. Brown, K. C., W. V. Harlow, and L. T. Starks. 1996. "Of Tournaments and Temptations: An Analysis of Managerial Incentives in the Mutual Fund Industry." *The Journal of Finance* 51(1):85–110.
14. Brown, S. J., W. N. Goetzmann, and J. Park. 2001. "Careers and Survival: Competition and Risk in the Hedge Fund and CTA Industry." *The Journal of Finance* 56(5):1869–1886.
15. Carhart, M. M., R. Kaniel, D. K. Musto, and A. V. Reed. 2002. "Leaning for the Tape: Evidence of Gaming Behavior in Equity Mutual Funds." *The Journal of Finance* 57(2):661–693.
16. Cheng, Q., F. Du, B. Y. Wang, and X. Wang. 2019. "Do Corporate Site Visits Impact Stock Prices?" *Contemporary Accounting Research* 36(1):359–388.
17. Cohen, L., A. Frazzini, and C. Malloy. 2008. "The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns." *Journal of Political Economy* 116(5):951–979.

18. Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. "Detecting Earnings Management." *The Accounting Review* 70(2) : 193–225.
19. Feldman, D., K. Saxena, and J. Xu. 2020. "Is the Active Fund Management Industry Concentrated Enough?" *Journal of Financial Economics*, Forthcoming.<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.08.009>.
20. Foster, F. D., and S. Viswanathan. 1993. "The Effect of Public Information and Competition on Trading Volume and Price Volatility." *The Review of Financial Studies* 6 (1) :23–56.
21. Foster, F. D., and S. Viswanathan. 1994. "Strategic Trading with Asymmetrically Informed Traders and Long-Lived Information." *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29 (4) :499–518.
22. Frankel, R., M. Johnson, and D. J. Skinner. 1999. "An Empirical Examination of Conference Calls as a Voluntary Disclosure Medium." *Journal of Accounting Research* 37 (1) :133–150.
23. Grinblatt, M., S. Titman, and R. Wermers. 1995. "Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior." *American Economic Review* 85 (5) : 1088–1105.
24. Hoberg, G., N. Kumar, and N. Prabhala. 2017. "Mutual Fund Competition, Managerial Skill, and Alpha Persistence." *The Review of Financial Studies* 31:1896–1929.
25. Holden, C. W., and A. Subrahmanyam. 1992. "Long-Lived Private Information and Imperfect Competition." *The Journal of Finance* 47 (1) :247–270.
26. Holden, C. W., and A. Subrahmanyam. 1994. "Risk Aversion, Imperfect Competition, and Long-Lived Information." *Economics Letters* 44:181–190.
27. Jiang, X., and Q. Yuan. 2018. "Institutional Investors' Corporate Site Visits and Corporate Innovation." *Journal of Corporate Finance* 48: 148–168.
28. Khorana, A. 1996. "Top Management Turnover an Empirical Investigation of Mutual Fund Managers." *Journal of Financial Economics* 40 (3) :403–427.
29. Kyle, A. S. 1985. "Continuous Auctions and Insider Trading." *Econometrica* 53 (6) : 1315–1335.
30. Massa, M., W. Qian, W. Xu, and H. Zhang. 2015. "Competition of the Informed: Does the Presence of Short Sellers Affect Insider Selling?" *Journal of Financial Economics* 118 (2) :268–288.
31. Sirri, E., and P. Tufano. 1998. "Costly Search and Mutual Fund Flows." *The Journal of Finance* 53 (5) :1589–1622.
32. Wahal, S., and A. Y. Wang. 2011. "Competition among Mutual Funds." *Journal of Financial Economics* 99 (1) :40–59.

Does Competition Restrain Institutional Investors' Information Seeking Efforts? Evidence from the Remove of Short-Selling Constraints and the Visit of Investors

Wang Jiangyuan¹ and Kong Dongmin²

(1: School of Economics and Business Administration, Central China Normal University;

2: School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)

Abstract: Competition is an important cause in changes of strategies and behaviors of institutional investors. This paper uses the remove of short-selling constraints as an exogenous shock on institutional investors' benefit competition and measures their information seeking efforts with the visit intensity to the listed companies in order to analyze the impact of benefit competition on their information seeking efforts. The conclusions show that the exogenous enhance of competition caused by the remove of short-selling constraints declines the visit intensity, while the reduction of trading return plays a mediating role in this process. Heterogeneity analysis based on the cost-benefit framework shows that information seeking does not have the scale effect when the institutional investors face competition, which upsets the investors' seeking efforts. In the context of deepening reform of the capital market and continual opening, it is important to identify the competitive behavior of institutional investors and its impact. The conclusions will provide a reference for the relevant policies.

Keywords: Competition of Trading Profits, Remove of Short-Selling Constraint, Information Seeking Efforts, the Visit of Institutional Investors

JEL Classification: G10, G14, G23

(责任编辑:彭爽)