

明星分析师参与了更多的市场操纵吗？

——来自 A 股市场融券卖空的证据

孟庆斌¹ 李颖^{1,2} 江轩宇³ 伊志宏¹

(1.中国人民大学商学院, 北京 100872;
2.山西财经大学会计学院, 太原 030006;
3.中央财经大学会计学院, 北京 100081)

MengQingbin¹, Li Ying^{1,2}, JiangXuanyu³, Yi Zhihong¹

(1: Renmin University of China;
2: Shanxi University of Finance and Economics;
3: Central University of Finance and Economics)

作者简介:

孟庆斌 (1980-): 河北人; 中国人民大学商学院财务金融系副教授, 博士; 通讯地址: 中国人民大学商学院 (100872); 研究领域: 资本市场、资产定价理论; 电话: 15001369963; 电子邮箱: mengqingbin@rbs.org.cn。

李颖 (通讯作者) (1976-): 女, 山西人; 中国人民大学商学院财务金融系博士生; 山西财经大学会计学院讲师; 通讯地址: 中国人民大学商学院 (100872); 电话: 13753189038; 电子邮箱: sxcdly@126.com。

江轩宇 (1986-): 福建人; 中央财经大学会计学院讲师, 博士; 电话: 13811859221; 电子邮箱: jxynini@sina.com。

伊志宏 (1965-): 女, 河北人; 中国人民大学副校长, 教授, 博士生导师; 电话: (010)82509061; 电子邮箱: yizhihong@rbs.org.cn。

明星分析师参与了更多的市场操纵吗？

——来自 A 股市场融券卖空的证据

摘要： 本文从融券卖空的角度入手，利用我国 2010 年 3 月至 2014 年 8 月的融券日数据，考察了分析师下调评级发布日股票的超额收益与发布日之前异常卖空之间的关系，对明星分析师利用个人影响力进行市场操纵的现象进行了研究。研究发现：从整体来看，分析师下调评级前，相关股票并不存在异常卖空现象；然而，在明星分析师下调评级前的 10 个交易日，相关股票出现了明显的异常卖空，且下调评级当日的市场反应与之前的异常卖空显著负相关。在考虑“卖空者自行预期”假说及内生性问题之后，上述结论依然成立。结果表明，明星分析师的声誉机制并未发挥作用，相反，他们会利用其市场影响力更多抢先交易操纵市场。本文的进一步研究还表明：券商声誉及机构投资者的监督作用有助于抑制明星分析师的机会主义行为。本研究不仅有力地补充了分析师市场操纵的文献，而且对监管层规范明星分析师行为具有很强的指导意义。

关键词： 明星分析师、市场操纵、融券卖空、下调评级

JEL： G24 G14 G12

Do Star Analysts be involved in More Market Manipulation?

Evidence from A-share Short Sales in China

Abstract: This paper studies short-selling prior to the release of analyst downgrades in a sample of 959 downgrades of A-share stocks in China from March 2010 to August 2014. We don't find abnormal levels of short-selling in the days before downgrades are publicly announced in the whole analysts' sample. But we find that abnormal levels of short-selling in the ten days before downgrades are publicly announced in the star analysts' sample. The results show that analysts' reputation mechanism does not inhibit market manipulation; on the contrary, star analysts are involved in more manipulation relying on their market influence. Further, we show that the brokerage's reputation and the oversight role of institutional investors can inhibit star analysts' opportunistic behavior. In addition, the paper also rules out the possibilities of "short sellers make their own forecast" and solves the problem of endogeneity. This study not only complements the literature of analysts' market manipulation, but also provides a basis for market regulators to regulate the behavior of star analyst.

Key Words: Star Analysts; Market Manipulation; Short Sales; Analyst Downgrades

JEL Classification: G24 G14 G12

一、引言

作为现代资本市场重要的信息中介，证券分析师长期以来被认为在缓解信息不对称，提高市场信息效率方面发挥着关键的作用（Chang et al., 2006；朱红军等，2007）。根据券商研究所的工作流程，证券分析师完成研究报告并经审核后，由证券研究所通过电子邮件等方式将研究报告发送给客户^①。然而，在信息发布之前分析师却有可能通过自己直接控制的账户或告知其利益相关者提前买入或卖出相应股票，以期利用其市场影响力获取不当收益。根据2007年3月中国证监会发布的《证券市场操纵行为认定指引（试行）》，上述行为属于“市场操纵行为”^②。具体而言，这种“证券公司……及其工作人员，买卖或者持有相关证券，并对该证券……做出评价、预测或者投资建议，以便通过期待的市场波动取得经济利益的行为”属于“市场操纵行为”中的“抢帽子交易操纵”（或“抢先交易”，下文全部使用“抢先交易”）。但是，分析师操纵市场具有很强的隐蔽性，取证和认定都具有相当的难度，因此，如何及时发现并采取有效对策遏制分析师操纵市场的行为，有效保护广大投资者的切身利益，是一个具有重要现实意义的问题。

Irvine et al. (2007) 和 Christophe et al. (2010) 等分别对分析师上调和下调上市公司投资评级前的异常买入和卖出交易量进行研究，发现在美国市场上的确存在分析师抢先交易现象。然而，对于不同分析师而言，其抢先交易程度是否存在差异？尤其是对于享受“天价”年薪的明星分析师而言，他们是否会进行抢先交易？若答案是肯定的，那么与非明星分析师相比，他们的抢先交易程度是更强还是更弱？为回答以上问题，我们需要注意到：一方面，明星称号伴随的声誉机制将加剧分析师的声誉损失成本，抑制分析师的机会主义行为（游家兴等，2013）；另一方面，明星分析师掌握了更多公司特质信息（Xu et al., 2013），他们发布的盈利预测及投资评级也会为市场带来更强烈的反应（Stickel, 1992; Loh and Stulz, 2011）。同时我国市场的违规风险仍然较低，违规成本和收益相去甚远（李心丹等，2008），这就使得明星分析师有能力也有动机操纵市场。以上相互对立的两个方面使得对明星分析师究竟在市场操纵中扮演了何种角色这一问题的回答具有更强的挑战性，本文将围绕该问题展开探讨。

分析师下调上市公司投资评级前的异常卖空现象为本文提供了一个很好的切入点，其原因在于：一方面，作为分析师研究报告综合性结论的投资评级，通常能够涵盖更多的信息（Jegadeesh et al., 2004），是投资者关注的焦点（郑方镛和吴超鹏，2006），具有显著的投资参考价值（Womack, 1996）。特别地，由于分析师普遍存在乐观倾向（许年行等，2012；Gu et al., 2013），与上调相比，投资评级的下调往往伴随着更为强烈的市场反应（Womack, 1996）。这种不对称的市场反应使得在允许卖空个股的情况下，分析师利用其掌握的负面信

^①发送对象包括券商内部人员、国内所有基金公司、保险公司等机构和有关个人客户。

^②2007年3月中国证监会发布的《证券市场操纵行为认定指引（试行）》中提到“证券市场操纵行为”，是指行为人以不正当手段，影响证券交易价格或者证券交易量，扰乱证券市场秩序的行为。

息操纵市场的动机更为强烈。另一方面，在融券交易出现以前，学者们主要以被操纵期间的股价和交易量的异常变动等特征作为市场操纵的证据（Aggarwal and Wu, 2006；周春生等 2005；张屹山、方毅，2007；等），但是由于投资者只能卖出自己已经持有的股票，交易量相对较少而且易于隐藏，这就使市场操纵的踪迹难以被发现。对融券交易而言，由于其参与门槛高^①、成本高^②（Hong and Stein, 2003），卖空者如果对即将发布的利空不具有足够的把握，一般不敢贸然融券^③；而且他们往往会在相对较短的期间内集中卖空，等利空消息一旦公布，就抓紧时间立刻兑现。因此融券交易量能够提供分析师“抢先交易”操纵市场的更好的证据。Christophe et al. (2010) 便是从这个视角出发，发现在美国市场上，分析师通常在研究报告发布前 3 天到 1 天提前将下调股票投资等级的消息泄露给自己的利益相关者。然而，由于美国融券数据不公开，学者们只能利用特定时间段内的样本对一些基本问题进行研究，对于上文所提到的明星分析师是否参与了更多市场操纵等问题较少涉及。

本文利用我国 2010 年 3 月至 2014 年 8 月期间被分析师下调评级的融券标的股票为样本，对上述问题进行研究。研究发现：首先，与 Christophe et al.(2010)对美国经验证据的研究结果不同，整体来看，我国分析师下调评级前，相关股票并不存在异常卖空现象；其次，在明星分析师下调评级前 10 个交易日，却会出现显著的异常卖空，且下调评级发布日的市场反应与发布日之前的异常卖空呈显著的负相关关系，在考虑“卖空者自行预期”假说及内生性问题之后上述关系依然成立，这表明明星分析师的声誉机制并未发挥作用，相反，其会利用市场影响力抢先交易操纵市场；在进一步研究中，本文还发现，当明星分析师受聘于较大的券商或其评级对象事先被机构重仓持有时，上述关系并不存在，表明券商声誉及机构投资者的监督作用有助于抑制明星分析师的机会主义行为。

本研究的贡献主要体现在以下几点：首先，从分析师异质性视角，探讨了明星和非明星分析师在抢先交易中扮演的不同角色，对分析师操纵市场的文献进行了有力的补充；其次，本文结论表明，分析师声誉机制作用的发挥有赖于个体对收益与损失的权衡，是对以往分析师声誉机制文献的进一步拓展；再次，通过对比明星分析师当选前后在市场操纵上的差异解决了结论的内生性问题，并对“卖空者自行预期”假说进行了有力的排除，从而在方法层面对以往文献进行了完善；最后，本文探讨了券商声誉及机构监督对分析师操纵市场行为的影响，对监管部门如何加强分析师执业道德，抑制市场操纵具有一定的启示意义。

余文结构安排如下：第二部分对相关问题进行理论分析，并提出本文研究假设；第三部分为研究设计；第四部分为主要实证结果；第五部分为进一步研究；第六部分为研究结论及启示。

^①2010 年初融资融券推出时规定，我国规定客户从事证券交易需满 18 个月，账户资金最少为 50 万元。2014 年初，部分券商将参与门槛下调至从事证券交易需满 6 个月，账户资金最少为 10 万元。

^②根据沪深交易所关于融资融券交易试点实施细则规定，融资融券保证金比例不低于 50%，目前市场融券费率为 10.6%，交易佣金 0.2%。假定知情交易者杠杆率为 2 倍，则可以计算出内幕交易周期为 1 个月和 2 个月时对应的融券交易成本分别为 0.64% 和 1.08%。

^③研究表明，卖空者拥有更好的信息（Boehmer et al., 2008；才静涵、夏乐，2011）。

二、理论分析与研究假设

Christophe et al. (2010) 发现, 分析师在下调评级之前会将负面信息提前泄露, 从而导致下调评级之前市场出现异常卖空行为。那么, 不同声誉等级的分析师是否会有区别, 明星分析师在这一过程中将扮演何种角色呢?

(一) 明星分析师是否具备操纵市场的能力?

分析师要想通过抢先交易操纵市场首先必须具备较强的股价影响能力。特别地, 由于卖空交易成本相对更高, 要满足卖空交易者的收益预期, 促使抢先交易成功进行, 便对分析师对股价影响的能力提出了更高的要求。

首先, 明星分析师具备更强的个人能力: 面对相同的公开信息, 如年度报告, 其能根据自己的信息分析能力更准确地预测企业未来的现金流情况, 也能及时地从会计科目的异常变化或复杂的会计科目勾稽关系中察觉企业的风险变化情况, 从而从收益及风险的角度更好地捕捉到关于公司价值变动的特有信息; 同时, 凭借良好的沟通、交际能力, 其可能拥有更好的信息渠道, 能够更加方便、深入地对上市公司进行实地调研, 更为及时、准确地掌握上市公司的一手资料。这通常使得明星分析师能够挖掘更多公司特质信息, 增加了其对外发布研究报告的信息含量 (胡奕明、金洪飞, 2006; Xu et al., 2013; 万丽梅、逯东, 2013)。

其次, 明星分析师存在“光环效应”: 因为名气大, 明星分析师的研究报告会引起更为广泛的市场关注, 从而导致更多的市场交易; 同时, 因为明星头衔, 投资者会主观认为明星分析师具有更强的能力及良好的职业道德, 于是会对其发布的信息更加信任。这就使得即使明星分析师发布的研究报告与其他分析师无异, 也能对相关标的产生了更大的“价格压力” (Stickel, 1995; 于静等, 2008)。

总之, 不论随着提供信息“质”和“量”的提高, 还是凭借明星光环, 现有文献都较为一致地发现明星分析师的评级调整会引起更为强烈的市场反应, 具有更高的投机价值 (Stickel, 1992; Fang and Yasuda, 2009; 王宇熹等, 2012)。由此可见, 明星分析师的确具备更强的市场操纵能力。

(二) 明星分析师是否存在操纵市场的动机?

当然, 能力只是行为决策成功实施的必要条件。如果明星分析师仅仅具备影响股价的能力, 但缺乏参与操纵市场的动机, 抢先交易现象也不会出现。

明星称号对于分析师而言往往意味着“天价”的薪酬、更优越的社会地位以及更好的职业前景 (Stickel, 1992; Hong and Kubik, 2003)。在这种情况下, 如果明星分析师参与市场操纵这种违反法律法规、违背职业道德的交易而被市场发现, 将使其付出更加昂贵的声誉损失成本: 一方面, 明星分析师将失去市场的信任, 危及未来的职业生涯, 从而丧失目前享受的薪酬及社会地位; 另一方面, 如前所述, 明星分析师具有更强的市场影响力, 一旦违规, 涉案金额可能更高, 社会危害后果也可能更为严重, 从而遭致更为严厉的处罚。相关研究也

为声誉机制规范分析师的不当行为提供了一定的经验证据（胡奕明、金洪飞，2006；游家兴等，2013）。

然而，对于处于新兴市场的中国来说，声誉机制对决策主体行为的约束能力往往是有限的（李培功和沈艺峰，2010）。孟德斯鸠在《论法的精神》中曾言“一切有权力的人都容易滥用权力，这是万古不易的一条经验。有权力的人们使用权力一直到遇有界限的地方才休止”。明星分析师具有较大的市场影响力，若对其言行缺乏有效的监督，必然导致此类“权力”的滥用。尽管我国已经制定了一系列相关法律法规，如《证券法》、《刑法》等对市场操纵行为进行约束，但是违规风险是被稽查的概率与所受处罚的乘积（李心丹等，2008）。第一，分析师与融券卖空者之间的信息沟通渠道非常隐秘，而监管部门稽查分析师操纵市场行为的成本却非常昂贵，从而限制了对其监管的力度。第二，凭借更强的市场影响力，明星分析师利用下调评级导致股价大幅下跌的机会抢先交易，可能从中获取高额的收益。中国证券市场的违规成本仍然较低，违规成本和违规收益常常相去甚远（李心丹等，2008）。市场上也出现了叶志刚操纵市场、杨治山违规交易等一系列明星分析师违规的典型案件。因此，由于违规查处和惩罚的威慑不足等原因，声誉机制在抑制分析师面临的利益冲突方面作用有限（Mola and Guidolin，2009），明星分析师同样存在参与操纵市场的动机。

综上所述，明星分析师不仅拥有市场操纵的能力，而且同样具有市场操纵的动机。明星分析师是否参与市场操纵，取决于声誉机制是否能够有效发挥作用。若预期的声誉损失成本大于违规收益，明星分析师将遵守职业操守，自觉抵制操纵市场的违规行为；反之，明星分析师则将更容易介入操纵市场的交易行为之中。基于此，本文提出如下一组相互竞争的假说：

H1a：分析师声誉机制不能有效发挥作用，从而明星分析师下调评级发布日股票的超额收益与发布日之前的异常卖空二者之间呈显著的负相关关系；

H1b：分析师声誉机制能够有效发挥作用，从而明星分析师下调评级发布日股票的超额收益与发布日之前的异常卖空二者之间无显著负相关关系。

三、研究设计

（一）样本数据

目前，各证券公司分析师给出的投资等级一般包括五类，即“买入”、“增持”、“中性”、“减持”和“卖出”，我们分别使用从“1”到“5”五个数字对其赋值。当一位分析师对某只股票新发布的评级数值高于先前发布的评级数值时，即称为下调评级（例如：最新评级为5，即卖出，原评级为3，即中性， $5>3$ 即为下调评级），反之则是上调评级。根据本文的研究目的，我们仅选取分析师针对融券标的物^①发布的下调评级为样本。由于对一只股票进行

^①有多只股票被至少1次调入调出融券股票池，融券标的物处于变动之中，本文将分析师下调评级发布日与每只股票具体被调入调出融券股票池的时间相匹配，仅选取分析师针对融券标的物发布的下调评级为研究样本。

关注的分析师可能多于一位，为避免分析师下调评级中的羊群行为，本文将 10 日以内存在其他分析师下调评级的样本予以剔除。本文的明星分析师数据源自《新财富》杂志的“最佳分析师”榜单，这也是迄今为止在中国最为广泛接受和认可的分析师评级体系。只要某一分析师在下调评级发布前曾经入围该榜单，就将其定义为“明星”分析师。

由于我国自 2010 年 3 月 31 日开始融券交易，本文选取 2010 年 3 月 31 日至 2014 年 8 月 31 日作为研究区间。本文的股票融券卖空日交易数据、分析师下调评级数据，以及其他上市公司相关数据均源自 CSMAR 数据库。在获得初始样本后，剔除了数据缺失样本，最终获得 959 个“股票-下调评级发布日”观测值，其中 151 份下调评级由明星分析师发布。

1. 被解释变量

借鉴 Christophe et al.(2010)的研究方法，本文采用分析师下调评级发布日之前 10 个交易日实际卖空与正常卖空之间差额的平均值来度量异常卖空，并记为 $ABSS(-10,-1)$ 。具体计算步骤如下：

第一步，计算实际融券卖空量：股票每日实际卖空量 = (每日融券卖空的股票数量 × 1000) / 当日的流通股本。

第二步，估计正常融券卖空量：根据股票上一年度末的市值和市账率两个公司特征，为受到分析师下调评级的股票寻找匹配组合。具体方法为：首先，针对所有可供融券卖空的股票，根据上一年度的市值将其划分为五组，再根据上一年度的市帐率将每一组重新划分为五组，从而共得到二十五组；然后，将每一个被下调评级股票的市值和市帐率，与这二十五组中最接近的一组相匹配；最后，计算匹配组合中所有股票每日融券卖空的中位数，并以此作为被下调评级股票在该日正常卖空量的估计值。

第三步，计算异常融券卖空量：首先计算每一日的异常卖空量，即每日实际卖空量与正常卖空量之间的差额；然后计算下调评级发布日之前 10 个交易日异常卖空量的平均值。

2. 解释变量

借鉴 Christophe et al.(2010)等的研究方法，本文采用下调评级发布日股票的超额收益来衡量市场对分析师下调评级的反应，并记为 $AR(0)$ 。具体计算方法为：首先将被下调评级股票对应的匹配组合中所有股票在评级发布日收益的中位数，作为正常收益的估计值，然后计算评级发布日该股票的实际收益与正常收益之间的差额，即为下调评级发布日的超额收益。如果卖空者能够预测到市场对分析师下调评级的反应，那么预期股价下跌越严重（超额收益越负），投资者提前建立空仓的动机就越强烈。

3. 控制变量

借鉴 D'Avolio(2002)、Diether et al.(2009)及 Christophe et al.(2010)等的研究，本文还分别控制了下调评级发布日之前股票的短期与长期累积超额收益、股票价格、以及行业与年度对卖空水平的影响。

(1) 下调评级发布日前股票的短期累积超额收益，记为 $CAR(-10,-1)$ 。首先，计算股票

各日的超额收益,即每日股票的实际收益与匹配组合中所有股票日收益的中位数之差;然后,计算(-10,-1)日股票超额收益的累积数。

(2) 下调评级发布日前股票的长期累积超额收益,记为 *MOM*。首先,计算与市场相比各日股票的超额收益,即每日的实际收益与按照总市值加权平均法计算的考虑现金红利再投资的综合日市场回报率之间的差额;然后,计算(-180,-11)日股票超额收益的累积数。

(3) 股票价格,记为 LnP_0 ,即在下调评级发布当日股票价格的自然对数。

投资者做出卖空决策时如何考虑短期或长期的价格运动,以往文献并没有统一的观点。Diether et al. (2009) 发现卖空者是逆向操作者,投资者获得正向收益时可能卖空;但 Christophe et al. (2010) 发现卖空者是动量交易者,即当股价下跌时,股票会被大量卖空。另外, D'Avolio(2002)及 Christophe et al.(2010)认为如果卖空者获悉了某股票的不利消息,当股价高时,卖空者有更强烈的意愿去做空。具体变量的定义和度量见表 1。

表 1 变量名称与度量

变量	符号	变量名称与度量
被解释变量	$ABSS(-10,-1)$	分析师下调评级发布日之前 10 个交易日的异常卖空的均值,其中: 每日异常卖空= 每日实际卖空 - 每日匹配组合的卖空 每日实际卖空= (每日实际卖空股数×1000) /每日流通股股数 每日匹配组合的卖空= (每日匹配组合的卖空股数×1000) /每日流通股股数
解释变量	$AR(0)$	下调评级发布日股票的超额收益 = 评级发布日该股票的实际收益- 评级发布日匹配组合中各股票收益的中位数
控制变量	$CAR(-10,-1)$ MOM LnP_0	下调评级发布日之前 10 个交易日股票的累积超额收益 下调评级发布日之前 6 个月股票的累积超额收益 下调评级发布当日股票价格的自然对数

(二) 实证模型

为了验证分析师下调评级发布日股票的超额收益与发布日之前的异常卖空之间的关系,本文借鉴 Christophe et al.(2010)的方法,采用 OLS 方法回归如下模型:

$$ABSS(-10,-1) = \beta_0 + \beta_1 \times AR(0) + \beta_2 \times CAR(-10,-1) + \beta_3 \times MOM + \beta_4 \times LnP_0 + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $ABSS(-10,-1)$ 为下调评级发布日之前 10 个交易日的异常卖空; $AR(0)$ 为下调评级发布日股票的超额收益; $CAR(-10,-1)$ 为下调评级发布日之前股票的短期累积超额收益; MOM 为下调评级发布日之前股票的长期累积超额收益; LnP_0 为评级发布日股价的自然对数。若 H1a 成立,则预期对于明星分析师样本而言,模型 1 回归结果中的系数 β_1 显著为负;若 H1b 成立,则预期模型 1 回归结果中的系数 β_1 不显著。

四、实证结果

(一) 主要实证结果

图 1 分别描绘了明星分析师、非明星分析师以及分析师总样本下调评级发布日前后各 20 个交易日的异常卖空及超额收益。由图 1(A)可见，对于明星分析师而言，在下调评级发布前 10 个交易日内存在比较明显的异常卖空；但是，对于非明星分析师及分析师总体，在下调评级发布日前后的异常卖空都不明显。由图 1(B)可见，明星分析师下调评级发布日股票的跌幅明显高于非明星分析师和分析师总体。表 2 是对主要变量的描述性统计。从中可以看到，与非明星分析师及分析师总样本相比，明星分析师样本的 $ABSS(-10,-1)$ 的均值更大， $AR(0)$ 的均值更小。表 3 是明星分析师与非明星分析师下调评级发布日前后 10 日的异常卖空以及股票累积超额收益进行对比的单变量检验结果。由表 3(A) 栏可见：与非明星分析师相比，明星分析师下调评级发布之前 10 个交易日的异常卖空 $ABSS(-10,-1)$ 显著更高。由表 3(B) 栏可见：与非明星分析师相比，明星分析师下调评级发布日的超额收益 $AR(0)$ 显著更低。由上述图形、描述性统计结果以及单变量分析结果可以看到，明星分析师对市场有更大的影响力，他们下调评级发布前相应股票往往出现明显的异常卖空，而非明星分析师及分析师总体并不存在这种现象。这表明明星分析师更有可能抢先交易。因而，初步验证了 H1a，拒绝了 H1b，即声誉机制并未对明星分析师的抢先交易行为起到有效的制约作用。

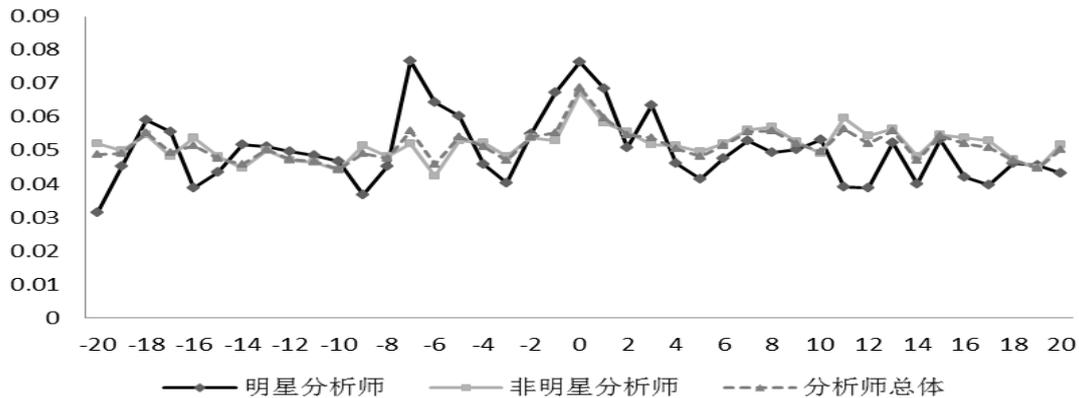


图 1(A) 分析师下调评级发布日前后的异常卖空图

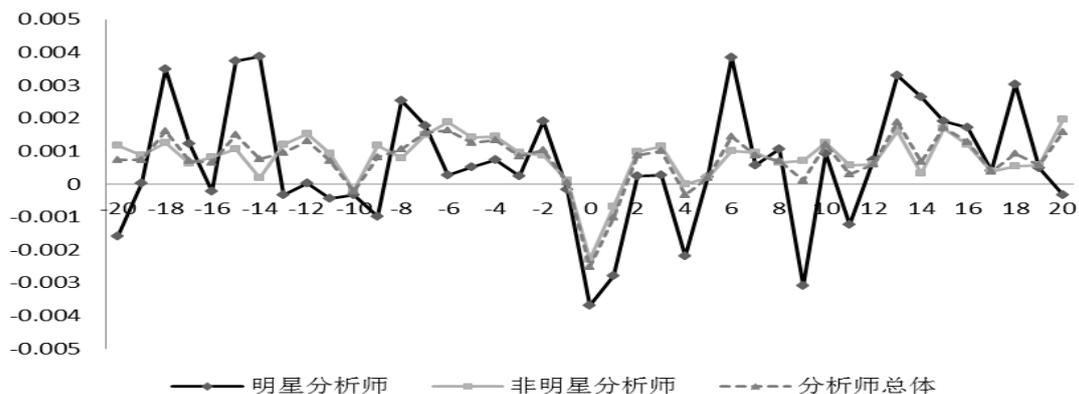


图 1(B) 分析师下调评级发布日前后的超额收益图

表 2

主要变量的描述性统计

	样本量			均值			标准差			下四分位数			上四分位数		
	总体	明星	非明星	总体	明星	非明星	总体	明星	非明星	总体	明星	非明星	总体	明星	非明星
<i>ABSS(-10,-1)</i>	959	151	808	0.036	0.054	0.033	0.073	0.121	0.059	-0.010	-0.008	-0.011	0.075	0.077	0.074
<i>AR(0)</i>	959	151	808	-0.003	-0.006	-0.002	0.025	0.022	0.026	-0.012	-0.014	-0.011	0.008	0.008	0.008
<i>CAR(-10,-1)</i>	959	151	808	0.009	0.007	0.010	0.055	0.060	0.054	-0.018	-0.023	-0.016	0.034	0.032	0.034
<i>MOM</i>	959	151	808	-0.078	-0.086	-0.076	0.258	0.236	0.262	-0.239	-0.231	-0.239	0.084	0.058	0.089
<i>LnP₀</i>	959	151	808	2.495	2.438	2.503	0.774	0.642	0.797	1.976	1.952	1.974	2.923	2.858	2.937

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验 P 值；*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 3

明星分析师与非明星分析师下调评级前后的异常卖空及股票超额收益对比：T 检验

	(-10,-1)			(0)			(1,10)		
	明星	非明星	差异	明星	非明星	差异	明星	非明星	差异
A栏：各期间的异常卖空									
<i>ABSS</i>	0.054	0.033	0.021**	0.077	0.041	0.035**	0.052	0.035	0.017
<i>P</i> 值			(0.036)			(0.023)			(0.108)
B栏：各期间的超额收益									
<i>CAR(AR)</i>	0.007	0.010	-0.003	-0.006	-0.002	-0.004*	-0.001	0.006	-0.007
<i>P</i> 值			(0.512)			(0.075)			(0.109)

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验 P 值；*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

为了进一步对本文的研究假设进行验证，我们分别对分析师总样本、明星分析师样本及非明星分析师样本进行模型 1 的回归分析，结果见表 4。首先，对比表 4 的第(1)、(3)、(5)列，可以发现：对于明星分析师样本而言， $AR(0)$ 的系数为-0.578，且在 5%水平下显著，但分析师总样本及非明星分析师样本中， $AR(0)$ 的系数均不显著。也就是说，仅仅在明星分析师下调评级发布前存在显著的异常卖空，而分析师总体及非明星分析师下调评级发布前并不存在显著的异常卖空。这表明与非明星分析师相比，明星分析师更有可能进行抢先交易。然后，加入控制变量 $CAR(-10,-1)$ 、 MOM 及 LnP_0 ，回归结果见第(2)、(4)、(6)列，结论未变。可见，回归结果支持了 H1a，拒绝了 H1b。

表 4 下调评级发布日股票的超额收益与发布前 10 日的异常卖空：OLS 回归

	分析师总样本		明星分析师样本		非明星分析师样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$AR(0)$	-0.025 (0.913)	-0.020 (0.918)	-0.578** (0.026)	-0.548*** (0.006)	0.022 (0.913)	0.017 (0.928)
$CAR(-10,-1)$		0.225*** (0.007)		-0.087 (0.657)		0.280** (0.016)
MOM		0.045 (0.111)		0.031 (0.479)		0.044 (0.146)
LnP_0		0.005 (0.637)		0.024 (0.356)		0.003 (0.834)
行业哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.057*** (0.000)	-0.075*** (0.004)	-0.056 .	-0.106** (0.011)	-0.053** (0.012)	-0.068** (0.011)
N	959	959	151	151	808	808
adj. R^2	0.112	0.125	0.166	0.169	0.098	0.113

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值；*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

(二) 对“卖空者自行预期”假说的排除

如前所述，明星分析师下调评级发布日之前存在显著的异常卖空。然而，这种现象的原因可能并非分析师利用即将发布下调评级的消息抢先交易，而是“卖空者自行预期”，即融券卖空者自己有能力根据公开信息对相关公司做出正确预测，在其融券卖空之后不久，恰巧分析师也发布了下调评级。本文采用两种方法对其进行排除，第一种为 Christophe et al. (2010) 所使用的方法，但由于该方法存在缺陷，无法完全排除“卖空者自行预期”假说，我们还设计了第二种方法。

方法一：对 (-10,-1) 与 (-20,-11) 两个期间的异常卖空进行比较

Christophe et al. (2010)认为，如果异常卖空来源于卖空者自己的调研，由于他们的调研不可能同步展开，那么异常卖空的出现不应该集中在特定的几个交易日内。同时，异常卖空

量的变化应该呈现出缓慢上升,到达顶点后又消失的特点。然而他们发现这些特征并不存在,异常卖空在分析师下调评级前三天集中出现,由此,他们推断卖空者的信息源自于分析师。借鉴其方法,本文首先比较(-10,-1)与(-20,-11)两个期间的异常卖空。由于分析师的研究报告从开始撰写到完成大约需要一周左右(10天以内)的时间,如果“分析师利用其私有信息抢先交易”这一观点成立,则在报告发布日之前10个交易日内异常卖空会集中出现,而更早期则不应存在显著的异常卖空,即(-10,-1)与(-20,-11)这两个期间的异常卖空应存在显著差异。相反,如果卖空者是根据自己的分析和判断做出的决策,由于不同卖空者之间具有相对独立性,则异常卖空不会集中出现在明星分析师下调评级之前的一段时间,因此就没有理由认为(-10,-1)与(-20,-11)这两个期间的异常卖空存在显著差异。

首先进行单变量检验,结果如表5所示。由其第(4)列可见,明星分析师样本中,(-10,-1)期间的异常卖空显著高于(-20,-11)。结果更加符合明星分析师抢先交易的观点,初步排除了“卖空者自行预期”的可能性。

表5 (-10,-1)与(-20,-11)期间异常卖空的对比: T检验

	总体		明星		非明星	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(-20,-11)	(-10,-1)	(-20,-11)	(-10,-1)	(-20,-11)	(-10,-1)
<i>ABSS</i>	0.033	0.036	0.033	0.054	0.033	0.033
<i>ABSS (-10,-1) - ABSS (-20,-11)</i>		0.003		0.021*		-0.001
<i>P</i> 值		(0.333)		(0.053)		(0.876)

注: 括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值; *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表6 (-10,-1)与(-20,-11)期间异常卖空的对比: OLS回归

	<i>DIFABSS=ABSS (-10,-1) - ABSS (-20,-11)</i>		
	(1)	(2)	(3)
	总体样本	明星样本	非明星样本
<i>AR(0)</i>	-0.392 (0.155)	-0.834* (0.080)	-0.357 (0.250)
<i>CAR(-10,-1)</i>	0.266*** (0.000)	0.068 (0.643)	0.303*** (0.000)
<i>MOM</i>	0.031 (0.137)	0.052 (0.322)	0.026 (0.217)
<i>LnP₀</i>	-0.001 (0.897)	0.009 (0.448)	-0.002 (0.768)
行业哑变量	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制
截距项	-0.029 (0.221)	-0.045 (0.290)	-0.022 (0.393)
<i>N</i>	959	151	808
adj. <i>R</i> ²	0.093	0.133	0.084

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值；*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

然后将模型 1 的因变量改变为上述两个期间异常卖空的差，即 $DIFABSS=ABSS(-10,-1)-ABSS(-20,-11)$ ，重新进行多元回归，结果见表 6。其第(2)列为明星分析师样本的结果， $AR(0)$ 的系数为-0.834，且在 10%水平下显著，第(1)、(3)列分别为分析师总体及非明星分析师样本的结果， $AR(0)$ 的系数均不显著，这就进一步支持了明星分析师抢先交易的观点，否定了“卖空者自行预期”的可能性。

然而，方法一在对“卖空者自行预期”假说的排除中所使用的证据相对比较间接：由于一些上市公司经常通过投资者见面会的形式向投资者传递公司信息，这就使卖空者集中做空成为可能，因此上述研究设计可能还不足以完全排除“卖空者自行预期”假说。因此，本文进一步尝试通过更加直接的证据来解决该问题。

方法二：当分析师评级变动的方向与公司业绩变动方向相异时，卖空量如何变动？

分析师的研究报告主要集中于对公司未来半年业绩的预测。但分析师能力有限，即便明星分析师也无法对所有公司的未来走势做出完全准确的预测。业绩相近的公司未必会得到明星分析师相同的评价，不少未来业绩显著下滑的公司不但未被分析师下调投资评级，甚至得到上调。此时，如果卖空者的信息来源于自己的分析和研究，则会对此类公司进行相似的对待，使此类公司股票出现比较接近的异常卖空。反之，如果其信息来源于明星分析师，则其卖空操作就会与明星分析师观点步调一致，导致相关股票的异常卖空量也会出现显著差异，未被下调评级的股票不会出现异常卖空。

为了检验这种情况，我们首先找到在分析师评级发布日之后，上市公司最为邻近的一次盈余宣告，并选择出现负向盈余意外（即实际宣告的利润<分析师一致性预期）的上市公司样本^①。然后，比较分析师对其发布下调评级（*DOWN*）与发布上调评级（*UP*）之前，异常卖空是否存在显著差异，检验结果如表 7 所示。从中可见，当上市公司未来出现负向盈余意外时，明星分析师下调评级（*DOWN*）前的异常卖空显著大于上调评级（*UP*）前的异常卖空。而非明星分析师下调评级（*DOWN*）前与上调评级（*UP*）前的异常卖空并无显著差异。表明下调报告发布前异常卖空的信息的确来源于明星分析师，且与非明星分析师相比，明星分析师参与了更多的抢先交易，从而比较彻底地排除了“卖空者自行预期”假说。

表 7 公司未来出现负向盈余意外时，分析师评级变动前的异常卖空对比

	样本量	$ABSS(-10,-1)$
明星分析师	<i>DOWN</i>	30
	<i>UP</i>	38
	差异	0.071*
	<i>P</i> 值	(0.058)

^①由于分析师仅针对年度盈余发布预测，因此仅选取上市公司年度利润宣告样本。

非明星分析师	<i>DOWN</i>	181	0.038
	<i>UP</i>	207	0.046
	差异		-0.008
	<i>P</i> 值		(0.600)

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验 P 值；*、**、***分别表示 10%、5%和 1% 的显著性水平。

（三）内生性问题的排除

本文的研究结论可能受到内生性问题的影响，例如，造成异常卖空与下调评级市场反应负相关的原因在于明星分析师凭借个人能力察觉到了市场的异常卖空，并精确地下调评级引发股价下跌，而并非其参与了市场操纵交易。为解决这一内生性问题，本文考察明星分析师在当选前后，下调评级发布日的超额收益与发布日之前的异常卖空二者之间的关系有无差异。若上述逻辑成立，由于个体能力相对稳定，则同一位分析师在当选为明星前后，下调评级前的异常卖空不应存在差异。相反，若本文逻辑成立，上述关系应当只存在于分析师当选为明星之后。

为此，本文将明星分析师样本进一步区分为当选之前与当选之后两个子样本，并利用模型 1 重新回归。表 8 的回归结果表明分析师只有在当选“明星”以后，其下调评级发布前才会出现明显的异常卖空，从而有力地支持了本文的研究假设 H1a。

表 8 明星分析师当选前后异常卖空的对比

	(1)	(2)
	当选之后	当选之前
<i>AR(0)</i>	-0.548*** (0.006)	0.316 (0.349)
<i>CAR(-10,-1)</i>	-0.087 (0.657)	0.298 (0.316)
<i>MOM</i>	0.031 (0.479)	0.054 (0.321)
<i>LnP₀</i>	0.024 (0.356)	0.021 (0.106)
行业哑变量	控制	控制
年度哑变量	控制	控制
截距项	-0.106** (0.011)	-0.101* (0.072)
<i>N</i>	151	175
adj. <i>R</i> ²	0.169	0.130

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值；*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

（四）稳健性检验

1、改变异常卖空与超额收益的比较基准

前文在计算异常卖空与超额收益时,所采用的方法是以总市值为基础计算上年度末的市值和市帐率,并按照“年度-市值-市帐率”来确定匹配组合,再计算相应组合中所有股票在每一日的卖空及收益的中位数,以此作为每日正常卖空及正常收益的估计值。但由于异常卖空与超额收益的大小可能会受所估计的正常值影响,因此,本文改变计算方法,重新计算每日的正常卖空的收益,并得到重新计算的异常卖空和超额收益,然后再进行模型 1 的回归。结果如表 9 和表 10 所示。表 9 的第(1)-(3)列改按流通市值计算上年末的市值与市帐率,然后寻找匹配组合并估计每日的正常卖空与正常收益;第(4)-(6)列改用被下调评级股票自身每一年度每日卖空与每日收益的中位数,来估算每日的正常卖空及正常收益。结论均未变。

表 9 下调评级发布日的股票超额收益与前 10 日的异常卖空: 改变正常值的估计方法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总体	明星	非明星	总体	明星	非明星
$AR(0)$	-0.063 (0.758)	-0.447*** (0.009)	-0.021 (0.916)	-0.024 (0.568)	-0.183*** (0.000)	-0.008 (0.716)
$CAR(-10,-1)$	0.236*** (0.005)	-0.106 (0.572)	0.300*** (0.008)	0.182*** (0.000)	0.150 (0.123)	0.191*** (0.003)
MOM	0.052** (0.027)	0.046 (0.419)	0.050** (0.029)	-0.008 (0.472)	0.056 (0.151)	-0.017 (0.223)
LnP_0	0.009 (0.456)	0.031 (0.380)	0.005 (0.690)	-0.006*** (0.002)	-0.005 (0.686)	-0.006*** (0.008)
行业哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.085*** (0.010)	-0.119* (0.091)	-0.078** (0.014)	-0.013 (0.312)	0.000 .	-0.007 (0.604)
N	959	151	808	959	151	808
adj. R^2	0.125	0.105	0.120	0.063	0.037	0.060

注: 括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值; *, **, ***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表 10 改用市场收益作为比较基准,重新衡量评级发布日及各期间的超额收益指标,分别记为 $ARR(0)$ 、 $CARR(-10,-1)$ 及 $MOMR$ 。其中,第(1)-(3)列改用沪深 300 指数作为比较基准;第(4)-(6)列改用流通市值加权平均法计算的综合 A 股市场收益作为比较基准,分别计算相应指标后重新回归模型 1。结论未变。

表 10 下调评级发布日的股票超额收益与前 10 日的异常卖空: 以市场收益为基准

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总体	明星	非明星	总体	明星	非明星
$ARR(0)$	-0.082	-0.475**	-0.060	-0.114	-0.532**	-0.094

	(0.622)	(0.018)	(0.718)	(0.513)	(0.016)	(0.584)
<i>CARR(-10,-1)</i>	0.201**	0.002	0.240*	0.203**	-0.031	0.244*
	(0.028)	(0.992)	(0.058)	(0.032)	(0.866)	(0.065)
<i>MOMR</i>	0.058**	0.047	0.056**	0.057**	0.040	0.056*
	(0.021)	(0.254)	(0.031)	(0.034)	(0.323)	(0.051)
<i>LnP₀</i>	0.005	0.022	0.002	0.005	0.022	0.002
	(0.646)	(0.407)	(0.847)	(0.661)	(0.392)	(0.865)
行业哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.073***	-0.103***	-0.064**	-0.071***	-0.105***	-0.063**
	(0.005)	(0.007)	(0.016)	(0.005)	(0.006)	(0.017)
<i>N</i>	959	151	808	959	151	808
adj. <i>R</i> ²	0.123	0.173	0.110	0.128	0.170	0.114

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值；*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2、分区间检验

Christophe et al. (2010) 发现在分析师报告发布前 3 天信息会集中泄露,但事实上分析师在实地调研、观点形成、报告撰写及对外发布的过程中,都有可能泄露消息,而且为了尽量掩饰其抢先交易行为,分析师有动机在提前数日,而非紧邻报告发布日进行交易。因此,本文将模型 1 中的(-10,-1)期间重新划分为(-10,-8)、(-7,-5)及(-4,-1)三个子区间,分别进行 OLS 回归。回归结果见表 11。其中,符号 *ABSS(-10,-8)*、*ABSS (-7,-5)*及 *ABSS (-4,-1)*分别表示下调评级发布日前(-10,-8)、(-7,-5)及(-4,-1)这三个子区间的异常卖空量,而控制变量 *CAR(-10,-8)*、*CAR(-7,-5)*及 *CAR(-4,-1)*分别表示下调评级发布日之前相应子区间的股票累积超额收益。由表 11 的第(4)-(6)列可见,对于明星分析师而言,这三个子区间的 *AR(0)*的系数均显著为负,而由第(1)-(3)和(7)-(9)列可见,对于分析师总体及非明星分析师而言,*AR(0)*的系数均不显著。上述结果表明,明星分析师下调评级发布前 10 个交易日就已经开始抢先交易。从而进一步支持了本文的假设 H1a,拒绝了 H1b。

表 11

下调评级发布日股票的超额收益与发布日之前 10 日三个子区间的异常卖空：OLS 回归

	分析师总样本			明星分析师样本			非明星分析师样本		
	(1) <i>ABSS(-10,-8)</i>	(2) <i>ABSS(-7,-5)</i>	(3) <i>ABSS(-4,-1)</i>	(4) <i>ABSS(-10,-8)</i>	(5) <i>ABSS(-7,-5)</i>	(6) <i>ABSS(-4,-1)</i>	(7) <i>ABSS(-10,-8)</i>	(8) <i>ABSS(-7,-5)</i>	(9) <i>ABSS(-4,-1)</i>
<i>AR(0)</i>	-0.076 (0.478)	-0.035 (0.869)	0.037 (0.894)	-0.797** (0.046)	-0.531** (0.046)	-0.580*** (0.000)	-0.031 (0.827)	0.017 (0.920)	0.065 (0.798)
<i>CAR(-10,-8)</i>	0.529*** (0.001)			-0.382 (0.404)			0.623*** (0.003)		
<i>CAR(-7,-5)</i>		1.227*** (0.001)			0.302 (0.185)			1.429*** (0.002)	
<i>CAR(-4,-1)</i>			0.133 (0.342)			0.292 (0.598)			0.040 (0.812)
<i>MOM</i>	0.054** (0.033)	0.049* (0.051)	0.035 (0.316)	0.073 (0.140)	-0.012 (0.760)	0.008 (0.842)	0.046* (0.051)	0.054** (0.038)	0.029 (0.453)
<i>LnP₀</i>	0.004 (0.765)	0.005 (0.615)	0.007 (0.498)	0.022 (0.253)	0.018 (0.590)	0.021 (0.427)	0.002 (0.888)	0.002 (0.876)	0.006 (0.621)
行业哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.064* (0.067)	-0.074*** (0.001)	-0.076*** (0.003)	-0.070 (0.148)	-0.101 (0.175)	-0.116** (0.031)	-0.063* (0.084)	-0.062*** (0.001)	-0.067** (0.013)
<i>N</i>	959	959	959	151	151	151	808	808	808
adj. <i>R</i> ²	0.134	0.142	0.099	0.211	0.170	0.121	0.123	0.152	0.083

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验 P 值；*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

3、用评级下调幅度代替 $AR(0)$

越大幅度的下调评级一般会导致越强烈的股票市场反应,如果分析师即将大幅度下调评级,就会有更强烈的抢先交易动机。本文首先采用两个不同指标来代理分析师大幅度下调评级:其一为发布日是否有分析师(区分总体、明星、非明星三类分别讨论)大幅度下调评级的哑变量 $BigDownDummy$,即如果分析师对某股票评级下调的幅度超过 1 个等级,则 $BigDownDummy=1$;如果只下调 1 个等级,则 $BigDownDummy=0$ 。其二,考虑每个下调评级发布日分析师下调评级的幅度(平均值) $RECchange$,即 $RECchange$ 越大,平均的下调幅度越大。然后回归如下模型 2:

$$ABSS(-10,-1) = \beta_0 + \beta_1 \times BigDownDummy / RECchange + \beta_2 \times CAR(-10,-1) + \beta_3 \times MOM + \beta_4 \times LnP_0 + \varepsilon \quad (2)$$

若 H1a 成立,则预期模型 2 中的系数 β_1 显著为正。回归结果如表 12 所示。由第(1)-(3)列的结果可见,明星分析师样本中 $BigDownDummy$ 的系数显著为正,而分析师总体及非明星分析师样本中 $BigDownDummy$ 的系数不显著。由第(4)-(6)列的结果可见,明星分析师样本中 $RECchange$ 的系数显著为正,而分析师总体及非明星分析师样本中 $RECchange$ 的系数不显著。上述结果表明:明星分析师大幅度下调评级之前会出现更加严重的异常卖空。结论进一步支持了 H1a,拒绝了 H1b。

表 12 下调评级的幅度对评级发布日超额收益与前 10 日的异常卖空之间关系的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总体	明星	非明星	总体	明星	非明星
$BigDownDummy$	0.002 (0.808)	0.062* (0.063)	-0.005 (0.663)			
$RECchange$				0.007 (0.444)	0.079*** (0.005)	-0.002 (0.857)
$CAR(-10,-1)$	0.235*** (0.003)	-0.083 (0.658)	0.302*** (0.001)	0.233*** (0.003)	-0.099 (0.592)	0.301*** (0.001)
MOM	0.052*** (0.006)	0.057 (0.306)	0.050** (0.014)	0.052*** (0.006)	0.046 (0.398)	0.050** (0.014)
LnP_0	0.009 (0.202)	0.029 (0.187)	0.005 (0.481)	0.009 (0.198)	0.032 (0.145)	0.005 (0.478)
行业哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.086** (0.022)	-0.146 (0.108)	-0.077* (0.075)	-0.096** (0.017)	-0.267** (0.011)	-0.075* (0.094)
N	959	151	808	959	151	808
adj. R^2	0.124	0.123	0.120	0.125	0.153	0.120

注:括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验 P 值; *、**、***分别表示 10%、5%和 1% 的显著性水平。

4、明星分析师不同等级的影响

从 2003 年开始,《新财富》杂志每年组织机构投资者投票评选明星分析师,每个行业选出前五名,明星分析师取得的名次越靠前,其市场影响力一般会越大。基于本文的观点,市场影响力越大的明星分析师越有可能抢先交易。本文首先用 *StarRank* 来表示明星分析师发布评级前曾经取得过的最好名次,第一名为 1,第五名为 5,为了分析便利,我们用(-*StarRank*)来衡量明星分析师的市场影响力。然后在模型 1 中增加交叉项: $AR(0) \times (-StarRank)$, 并对模型 3 进行回归:

$$ABSS(-10,-1) = \beta_0 + \beta_1 \times AR(0) + \beta_2 \times AR(0) \times (-StarRank) + \beta_3 \times (-StarRank) + \beta_4 \times CAR(-10,-1) + \beta_5 \times MOM + \beta_6 \times LnP_0 + \varepsilon \quad (3)$$

回归结果如表 13 所示。其中,交叉项 $AR(0) \times (-StarRank)$ 的系数显著为负,即市场影响力越大的明星分析师,评级发布日的超额收益与之前异常卖空之间的相关性越高。表明市场影响力越大的明星分析师抢先交易现象可能越严重。说明明星分析师声誉不但未能抑制他们的市场操纵行为,反而成为了其进行市场操纵的工具,这就进一步支持了 H1a,拒绝了 H1b。

表 13 明星分析师的市场影响力对下调评级日的超额收益与前 10 日的异常卖空关系的影响

	系数	P值
<i>AR(0)</i>	-2.317**	0.023
$AR(0) \times (-StarRank)$	-0.548*	0.060
<i>(-StarRank)</i>	-0.015**	0.036
<i>CAR(-10,-1)</i>	-0.145	0.376
<i>MOM</i>	0.039	0.429
<i>LnP₀</i>	0.024	0.219
行业哑变量	控制	
年度哑变量	控制	
截距项	-0.146*	0.062
<i>N</i>	151	
adj. <i>R</i> ²	0.209	

注:括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验 P 值; *、**、***分别表示 10%、5%和 1% 的显著性水平。

5、对其他事件干扰的排除

本文的研究结论也有可能是融券卖空者与证券分析师分别从上市公司获得了私人信息,其行为虽然独立发生,但在数据上表现出一定的相关性所致。为了排除这种情况对本文研究结论的干扰,我们剔除了下调评级发布前 10 日内上市公司进行了盈余宣告的样本,并重新进行模型 1 的回归。回归结果见表 14,结论未变。

表 14

排除近期内上市公司盈余宣告的样本

	(1)	(2)	(3)
	总体	明星	非明星
$AR(0)$	0.273 (0.305)	-0.130** (0.018)	0.275 (0.380)
$CAR(-10,-1)$	0.276* (0.060)	-0.233* (0.094)	0.355** (0.020)
MOM	0.014 (0.753)	-0.123** (0.013)	0.037 (0.452)
LnP_0	-0.000 (0.983)	0.003 (0.905)	-0.001 (0.947)
行业哑变量	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制
截距项	-0.087* (0.079)	-0.086 (0.118)	-0.105* (0.081)
N	383	65	318
adj. R^2	0.178	0.352	0.153

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验 P 值；*、**、***分别表示 10%、5%和 1% 的显著性水平。

五、进一步研究

明星分析师抢先交易，违反市场规定，损害其他投资者利益。而且正如前文结论所示，分析师的个体声誉在巨大的利益面前不能有效发挥作用，那么，是否会有其他机制能对这一现象产生约束呢？本文从券商集体声誉以及机构重仓持股这两个角度进行分析。

（一）券商声誉

声誉作为一种长期博弈激励机制，不仅体现为个体声誉，而且还体现为集体声誉。规模大的集体在利用其声誉获取收益的同时，也会承担更高的质量损失成本，或者面临更大的诉讼损失，因此，集体的规模越大，越能够避免机会主义行为（DeAngefo, 1981）。当明星分析师操纵市场被曝光时，不仅其个人声誉遭受损失，所属券商的形象也会受到严重的影响，并可能由此带来业务和市值的损失；同时，由于明星分析师操纵市场往往都是个人行为，券商并不能从中获得与它们所承担风险相匹配的收益。换句话说，券商在明星分析师操纵市场中承担的风险远大于其获得的收益。因此，券商会更加珍视自身声誉，有动机规范旗下明星分析师的行为。而且，越是大券商，负面新闻曝光所带来的损失越严重，因此，规模越大的券商越有动机去抑制明星分析师操纵市场的行为。当然，从另一方面讲，大型券商也为其旗下分析师带来了更大的市场影响力和认可度，为他们操纵市场提供了更为有利的条件，这也可能会在一定程度上抵消券商在规范分析师行为方面所做的努力。但相对而言，规模越大的

券商越有充足的资源建立更为完善的合规和监督体系,并且也愿意在杜绝员工市场操纵行为上花费精力。因此,我们预期在属于大型券商的明星分析师样本中,下调评级发布日的股票超额收益与发布日之前的异常卖空二者之间的负向关系会减弱,甚至消失。

本文采用证监会 2010 年 7 月 14 日发布的证券公司分类结果^①来区分券商的规模,即按照明星分析师是否隶属于 AA 级(以上)券商将其分为两个子样本,并分别进行模型 1 的回归。结果见表 15,第(3)列为 AA 级(以上)券商的明星分析师子样本的回归结果,其中 $AR(0)$ 的系数并不显著;第(4)列为其他券商的明星分析师子样本的回归结果, $AR(0)$ 的系数为 -0.511,且在 5%水平下显著。表明券商声誉(规模)能够抑制明星分析师的市场操纵行为。表 15 的第(1)、(2)列以及第(5)、(6)列分别对分析师总体以及非明星分析师样本按照券商规模进行划分, $AR(0)$ 的系数均不显著。表明对于分析师总体或者非明星分析师而言,无论受雇于大券商还是小券商,下调评级发布前都不会出现异常卖空。结果进一步支持了 H1a。

表 15 券商声誉的抑制作用: OLS 回归

	总体		明星		非明星	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大型券商	其他券商	大型券商	其他券商	大型券商	其他券商
$AR(0)$	-0.037 (0.938)	-0.046 (0.752)	0.075 (0.933)	-0.511** (0.045)	-0.271 (0.635)	0.016 (0.935)
$CAR(-10,-1)$	0.325 (0.181)	0.180* (0.095)	-0.040 (0.893)	-0.191 (0.569)	0.340 (0.209)	0.228* (0.081)
MOM	0.047 (0.419)	0.042 (0.223)	0.054 (0.712)	0.013 (0.850)	0.008 (0.899)	0.044 (0.237)
LnP_0	0.012 (0.489)	0.005 (0.674)	-0.004 (0.903)	0.045 (0.193)	0.016 (0.468)	0.003 (0.834)
行业哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.118* (0.059)	-0.065*** (0.008)	-0.053 (0.653)	-0.210*** (0.010)	-0.107 (0.170)	-0.061** (0.017)
N	246	713	60	91	186	622
adj. R^2	0.080	0.145	0.215	0.008	0.063	0.148

注:括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值; *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

(二) 机构重仓股

在我国,到目前为止,公募基金、社保基金和保险资管尚不能或极少开展融资融券操作。因此,如果这些机构的重仓股票受到分析师的下调,必然会遭受一定损失;如果这些股票在评级下调前又受到分析师操纵,势必使他们雪上加霜,蒙受更大的损失。因此,对这些机构

^①在 2010 年全部 98 家券商中,被评为 AA 级(以上)的大型券商 12 家。

而言，他们必然会尽力杜绝分析师的抢先卖空行为。所幸上述机构正好是券商研究部门最重要的服务对象和利润来源，他们不仅决定了券商的分仓收入，同时手中的选票还决定了每年分析师是否能够入围“新财富”排行榜。这就使得对于这些机构重仓持有的股票，明星分析师的市场操纵行为能够在一定程度上有所收敛。因此，预期对于机构重仓持有的股票，明星分析师下调评级发布日的股票超额收益与发布日之前的异常卖空之间不存在显著的负向关系；但对于非机构重仓持有的股票，二者之间存在显著的负相关关系。

首先对机构持股比例进行描述，描述性统计结果见表 16。*INIHold* 代表分析师总样本的机构持股比例，后缀 *_Star* 及 *_Nonstar* 分别代表明星分析师及非明星分析师子样本的机构持股比例。可见分析师所关注股票的机构持股比例的中位数均在 5%~6% 之间。

表 16 机构持股比例的描述性统计

变量 (%)	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	四分位数下限	四分位数上限	最大值
<i>INIHold</i>	959	9.972	5.830	13.061	0.113	3.200	10.220	69.598
<i>INIHold_Star</i>	151	9.372	5.690	11.611	0.130	2.970	10.170	68.960
<i>INIHold_Nonstar</i>	808	10.084	5.925	13.318	0.113	3.255	10.220	69.598

然后按照机构持股比例的中位数将明星分析师样本区分为两类，并进行模型 1 的回归。预期在明星分析师子样本中，针对机构重仓持有的股票发布下调评级时，回归结果的系数 β_1 不再显著；但是非机构重仓股投资评级受到下调时，回归结果的系数 β_1 仍然显著为负。回归结果见表 17，第(3)列 *AR(0)* 的系数不显著，第(4)列 *AR(0)* 的系数显著为负，这就说明，正如上文分析，明星分析师对机构重仓持有的股票发布下调评级之前，其抢先交易行为受到约束。另外，第(1)、(2)列以及第(5)、(6)列还分别对分析师总体以及非明星分析师样本也同样按照机构持股比例的中位数进行划分，结果表明无论是否为机构重仓股，分析师总体或非明星分析师对其发布下调评级之前都不会出现异常卖空。所得结果进一步支持了 H1a。

表 17 机构重仓股的抑制作用：OLS 回归

	总体		明星		非明星	
	机构重仓	非机构重仓	机构重仓	非机构重仓	机构重仓	非机构重仓
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>AR(0)</i>	-0.050 (0.877)	0.137 (0.358)	-0.128 (0.670)	-1.761** (0.025)	-0.233 (0.525)	0.393 (0.158)
<i>CAR(-10,-1)</i>	0.129*** (0.006)	0.366* (0.052)	-0.321 (0.327)	0.412 (0.281)	0.213*** (0.000)	0.310* (0.059)
<i>MOM</i>	0.083* (0.096)	0.025 (0.288)	0.071 (0.606)	0.095 (0.200)	0.088 (0.165)	0.006 (0.730)
<i>LnP₀</i>	-0.003 (0.896)	0.011 (0.490)	-0.006 (0.875)	0.024 (0.436)	-0.010 (0.698)	0.014 (0.370)

行业哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.062 (0.150)	-0.073 (0.109)	0.051 (0.768)	-0.081 (0.550)	-0.034 (0.569)	-0.082 (0.106)
<i>N</i>	478	481	75	76	404	404
adj. <i>R</i> ²	0.121	0.130	0.388	0.084	0.110	0.125

注：括号内的数值为经过个股和年度聚类调整得到的双尾检验P值；*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

六、研究结论与启示

市场操纵历来是监管机构重点查处的对象，作为证券市场的主要价值发现者，分析师抢先交易属于市场操纵的范畴，也受到了社会各界的强烈关注。但由于此类行为往往极为隐秘，其取证工作具有相当的难度。本文从分析师下调个股投资评级前的异常卖空这一视角入手，对分析师，尤其是明星分析师的抢先交易行为进行了实证研究。结果发现：

与美国的经验证据不同（Christophe et al., 2010），从整体来看，我国分析师下调评级前，相关股票并不存在异常卖空现象，这是由于在分析师总体中非明星分析师占有绝对比重，而非明星分析师的市场影响力使其一般不具备通过抢先交易牟利的能力；然而，在明星分析师下调评级前 10 个交易日，却往往出现显著的异常卖空，且下调评级发布日的市场反应与发布日之前的异常卖空呈显著的负相关关系，表明明星分析师的声誉机制并未发挥作用，相反，明星分析师会利用其市场影响力进行抢先交易。并且这一结果并非“卖空者自行预期”假说或内生性关系导致的；最后，当明星分析师受聘于较大的券商或其评级标的事先被机构重仓持有时，其抢先交易行为会有所收敛，表明券商声誉及机构投资者的监督作用有助于抑制明星分析师的市场操纵行为。

本文的研究结论为我们带来如下启示：声誉机制能否发挥作用有赖于主体对风险和收益的权衡，由于我国监管机制相对不健全，以及取证的困难，目前为止市场操纵的侦破概率相对较低，这就造成了明星分析师个体声誉机制的失效。完善证券市场的相应法律法规，在该领域适度引入类似美国的辩方举证制度，并加大查实后的处罚力度可以在很大程度上对市场操纵者起到震慑作用。但与此同时，有效调动市场操纵者的制约力量，也能够有效的减少市场操纵事件，降低其危害。比如，本文所述明星分析师供职的券商有动机规范旗下分析师的行为，且越大的券商动机越强。由此可以看到，加强券商声誉约束，一旦发现操纵市场行为，对分析师所属券商进行扣分或降级，势必能够调动其对分析师违法、违规行为进行抵制的积极性和主动性。再如，本文发现机构重仓股在分析师下调评级之前一般并不会受到严重的融券卖空，这就说明分析师会摄于机构投资者在其分仓收入和“新财富”投票中的关键作用，同时也说明在捕获分析师操纵市场信号中，机构投资者拥有监管机构所不具备的能力。由此出发，我们可以适当改变分析师投票规则，例如不但给予机构投资者向某位分析师投支持票

的权利，同时还赋予其投反对票的权利，且反对票所占权重更大。这样就势必进一步增加分析师的违约成本，降低其操纵市场的冲动。

综上所述，本文的研究拓展了分析师声誉机制与市场操纵相关领域的文献体系，在中国特有国情和制度背景下探讨了融券卖空中的分析师抢先交易行为。同时还为监管部门有针对性的制定监管规范，最大程度的抵制此类市场操纵问题提供了政策依据。

参考文献:

- [1] (法)孟德斯鸠著, 严复译, 2009, 《论法的精神》, 出版社: 上海三联书店, 2009 年版。
- [2] 胡奕明、金洪飞, 2006, 证券分析师关注自己的声誉吗?, 世界经济, (2): 71-96。
- [3] 李培功、沈艺峰, 2010, 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据, 经济研究, (4): 14-27。
- [4] 李心丹、宋素荣、卢斌、查晓磊, 2008, 证券市场内幕交易的行为动机研究, 经济研究, (10): 65-79。
- [5] 万丽梅、逯东, 2013, 中国证券分析师角色担当: 声誉机制与市场环境的交互效应, 当代财经, (3): 64-73。
- [6] 王宇熹、洪剑峭、肖峻, 2012, 顶级券商的明星分析师荐股评级更有价值么?——基于券商声誉、分析师声誉的实证研究, 管理工程学报, (3): 197-206。
- [7] 许年行、江轩宇、伊志宏、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, (7): 127-140。
- [8] 游家兴、邱世远、刘淳, 2013, 证券分析师预测“变脸”行为研究——基于分析师声誉的博弈模型与实证检验, 管理科学学报, (6): 67-84。
- [9] 于静、陈工孟、孙彬, 2008, 最佳证券分析师能战胜市场吗, 财经科学, (5): 40-46。
- [10] 张屹山、方毅, 2007, 中国股市庄家交易操纵的模型与政策分析, 管理世界, (5): 40-48。
- [11] 郑方镛、吴超鹏, 2006, 证券分析师报告市场反应研究综述, 外国经济与管理, 28 (12): 40-47。
- [12] 周春生、杨云红、王亚平, 2005, 中国股票市场交易型的价格操纵研究, 经济研究, (10): 70-78。
- [13] 朱红军、何贤杰、陶林, 2007, 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据, 金融研究, (2): 110-121。
- [14] Aggarwal R. K., G. Wu, 2006, Stock Market Manipulation. *Journal of Business*, (79): 1915-1953.
- [15] Chang, Xin, S. Dasgupta, and G. Hilary, 2006, Analyst Coverage and Financing Decisions, *The Journal of Finance*, 61(6):3009-3048.
- [16] Christophe, S.E., M.G. Ferri, and J. Hsieh, 2010, Informed trading before analyst downgrades: Evidence from short sellers, *Journal of Financial Economics*, 95(1):85-106.
- [17] D'Avolio, G., 2002, The market for borrowing stock, *Journal of Financial Economics*, 66(2-3):271-306.
- [18] Diether, K., Lee, K., Werner, I., 2009. Short-sale strategies and return predictability. *Review of Financial Studies*, 22:575-607.
- [19] Fang, L., A. Yasuda, 2009, The Effectiveness of Reputation as a Disciplinary Mechanism in Sell-Side Research, *Review of Financial Studies*, 22(9):3735-3777.
- [20] Gu, Z.Y., Z. Li, and Y. G. Yang, 2013, Monitors or Predators: The Influence of Institutional Investors on Sell-Side Analysts, *The Accounting Review*, 88(1): 137-169.
- [21] Hong, H., and J.C. Stein, 2003, Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes, *Review of Financial Studies*, 16(2): 487-525.
- [22] Irvine, P., M. Lipson, A. Puckett, 2007, Tipping, *The Review of Financial Studies*, 20(3):741-768.
- [23] Jegadeesh, N., J. Kim, S. D. Krische, and C. Lee, 2004, Analyzing the Analysts: When Do Recommendations

Add Value, *The Journal of Finance*, 59(3):1083-1124.

- [24] Loh, R., R. Stulz, 2011, When Are Analyst Recommendation Changes Influential?, *Review of Financial Studies*, 24(2): 593-627.
- [25] Mola, S., and M. Guidolin, 2009, Affiliated Mutual Funds and Analyst Optimism, *Journal of Financial Economics*, 93(1): 108-137.
- [26] Stickel, S., 1992, Reputation and Performance among Security Analysts, *The Journal of Finance*, 47(5): 1811-1836.
- [27] Stickel, S. E., 1995, The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations, *Financial Analysts Journal*, 51(5):25-39.
- [28] Womack, K., 1996, Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?, *The Journal of Finance*, 51(1): 137-167.
- [29] Xu, N.H., K. Chan, X.Y. Jiang, Z.H. Yi, 2013, Do Star Analysts Know More Firm-specific Information? Evidence from China, *Journal of Banking & Finance*, 37 (1): 89-102.