

## 分析师商业性动机与盈余预测偏差： 来自融资融券的证据\*

胡凡,夏翊

(上海财经大学金融学院,上海 200433)

**摘要:** 证券分析师是否会为了商业性目的而牺牲专业性? 文章利用融资融券制度检验了鼓励交易动机是否会导致分析师有意提供偏颇的股票分析报告。卖空交易使股票在下跌过程中也能增加交易佣金,促使证券分析师给出更加客观的盈余预测。文章采用经过股票价格调整的盈余预测误差绝对值,作为分析师盈余预测偏差的度量指标,发现相对于存在卖空限制的股票,分析师对融资融券标的股票的短期盈余预测偏差降低了约0.014,长期盈余预测偏差降低了约0.019,但平均月度换手率上升了约10.9%。公司业绩和盈余预测难度的变化不能解释这一现象。文章研究表明,鼓励交易动机会使分析师发布更加乐观的盈余预测报告,而允许卖空有助于矫正这种商业性动机,增强分析师的专业性。

**关键词:** 卖空限制;鼓励交易动机;盈余预测偏差;证券分析师

**中图分类号:** F832.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2017)07-0045-12

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2017.07.004

### 一、引言

2017年2月10日,在全国证券期货监管工作会上,中国证监会主席刘士余怒斥股市黑嘴“语不惊人死不休”。为什么存在股市黑嘴?一个重要因素是经济动机的驱使。无论是在国内还是国外,为了能够带来更多的交易,证券公司通常将证券分析师的报酬与佣金收入联系起来(Cowen等,2006)。鼓励交易(*Trading Incentives*)是否会导致分析师有意提供偏颇的盈余预测报告,一直是争论的学术焦点。一方面,提供无偏和精确的盈余预测报告会给分析师带来更高的声誉,拥有更高声誉的分析师能给所在券商带来更多的交易(Jackson, 2005),因此分析师不应有意提供偏颇的盈余预测报告(Hong和Kubik,2003);另一方面,由于投资者不能有效识别分析师的盈余预测偏差(Rajan和Servaes,1997;Dechow等,2000),分析师提供乐观的盈余预测报告会增加投资者的交易(Irvine,2004),Eames等(2002)及Cowen等(2006)认为鼓励交易会导分析师乐观的盈余预测偏差。如果鼓励交易动机会使分析师提供更加乐观的盈余预测,而融资融券制度使券商既可以通过收取买入交易佣金获利,又可以通过收取卖空交易佣金获利,那么分析师会对融资融券标的股票提供更加客观的盈余预测。本文研究融资融券制度能否减弱鼓励交易动机,使分析师提供更加客观的股票分析报告。

**收稿日期:** 2017-02-19

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(71302074)

**作者简介:** 胡凡(1992—),男,江西南昌人,上海财经大学金融学院博士研究生;

夏翊(1991—)(通讯作者),女,安徽安庆人,上海财经大学金融学院博士研究生。

鼓励交易会 导致分析师 盈余预测 偏差的 因果关系 非常符合 经济直觉,而在 实证中 提供相关 证据比较 困难。虽然 国内外 大量研究 表明分析 师盈余预 测普遍偏 向乐观 (De Bondt 和 Thaler, 1990; Chopra, 1998; Easterwood 和 Nutt, 1999; 伍燕然等, 2012), 但这并不 能直接说 明盈余预 测普遍乐 观是由鼓 励交易动 机造成的。 投行业务 (Dugar 和 Nathan, 1995; Lin 和 McNichols, 1998; Dechow 等, 2000; 原红旗 和黄倩茹, 2007)、维 护管理 层关系 (Francis 和 Phibrick, 1993; Das 等, 1998, Lim, 2001) 以及认知 偏差 (Abarbanell 和 Bernard, 1992; Downen, 1996; Sedor, 2002) 等因素都 可能造成 分析师盈 余预测的 系统性偏 差。如何 将鼓励交 易动机从 众多影响 因素中分 离出来, 解决内生 性问题的 干扰成为 研究这一 问题的关 键。

本文利用 融资融券 制度,检验 鼓励交易 动机是否 导致分析 师有意提 供偏颇的 股票分析 报告。融 资融券制 度使股票 价格下跌 过程中也 能增加交 易佣金, 那么融资 融券制度 实施后, 分析师的 盈余预测 偏差应显 著减少。 为了解决 内生性问 题,本文 选取每一 期加入融 资融券标 的股票作 为研究样 本,并将 此次未加 入融资融 券标的、 但是下次 加入了融 资融券标 的股票作 为控制组, 使用双重 差分模型 研究卖空 限制对分 析师盈余 预测偏差 的影响。 同为融资 融券标的, 尽可能地 控制了 两组股票 的基本面 差异,对 于这些融 资融券标 的名单中 的股票, 融资融券 业务的开 启和扩容 事件具有 外生性。 本文采用 经过股票 价格调整 的盈余预 测误差绝 对值作为 分析师盈 余预测偏 差的度量 指标,发 现相对于 未加入融 资融券标 的股票, 分析师对 融资融券 标的股票 的短期盈 余预测偏 差降低了 约 0.014, 长期盈余 预测偏差 降低了约 0.019。 同时,本 文还进行 了稳健性 检验,采 用子样本 数据进行 回归,用 真实盈余 调整的分 析师盈余 预测偏差 作为度量 指标,以 及为了进 一步控制 样本偏差 而采用 Heckman 两阶段 模型和 PSM(倾向 得分匹配) 方法,都 得到了一 致的结论。

若分析师 提供更加 客观的盈 余预测是 为了鼓励 交易,则 对于融资 融券标的 股票,在 盈余预测 偏差减小 的同时应 有更大的 交易量。 我们采用 换手率作 为刻画交 易情况的 变量,发 现加入融 资融券标 的后,股 票的月度 换手率增 加了 10.9%, 支持了鼓 励交易动 机的激励 机制。

理论上, 如果经营 业绩突然 好转,则 原本乐观 的分析师 盈余预测 偏差会减 少;同样, 经营风险 的减少也 会使分析 师的盈余 预测更加 精准,盈 余预测偏 差减小。 为了检验 这些因素 的影响, 我们对处 理组与控 制组股票 的经营业 绩和经营 风险进行 了双重差 分回归。 结果显示, 处理组的 经营业绩 并没有显 著改善, 经营风险 也没有显 著变化, 因此处理 组盈余预 测偏差减 小与公司 业绩增长、 经营风险 降低无关。

本文的研 究与分析 师盈余预 测偏差相 关。学术 界很早就 意识到分 析师盈余 预测偏差 具有倾向 性,McNichols 和 O'Brien(1997)、Chopra(1998) 以及伍燕 然(2012) 等都证实 分析师的 盈余预测 偏差显著 存在,且 普遍偏向 乐观。同 时,研究 发现分析 师对所属 证券公司 的投行业 务客户 (Dugar 和 Nathan, 1995; Lin 和 McNichols, 1998; Dechow 等, 2000; 原红旗 和黄倩茹, 2007) 和自营部 门所持股 票(曹胜 和朱红军, 2011) 的盈余预 测和投资 评级都更 加乐观。 针对分析 师盈余预 测偏差的 动机,有 文献提出 了鼓励交 易假说 (Hayes, 1998; Irvine, 2004)。 这种理论 认为,频 繁的股票 交易能够 使证券公 司获得更 多的交易 佣金,因 而为了鼓 励交易, 分析师会 提供乐观 盈余预测。 但这些研 究无法判 断盈余预 测偏差到 底是分析 师鼓励交 易动机产 生的,还 是受到分 析师自身 客观性幻 觉 (*Objectivity Illusion*) 的影响, 即分析 师在做出 投资评级 判断之后, 更加关注 能够支撑 自己判断 的相关证 据,使得 有偏差的 判断不断 自我加

强(McNichols 和 O'Brien,1997;Friesen 和 Weller,2006)。Cowen 等(2006)发现经纪业务研究部门的盈余预测比其他业务下的预测偏差更大,支持了分析师盈余预测的鼓励交易动机,但这一横截面研究受制于不同业务线下分析师的年龄、经验和能力(Mikhail 等,1997;Clement,1999;Jacob 等,1999;Brown,2001)等因素的影响,且难以克服分析师预测的内生性问题,因而得到的结论有颇多限制。

采用融资融券标的更新的外生性事件研究分析师的鼓励交易动机,能够克服实证研究中的难题。第一是剥离分析师客观性幻觉(*Objectivity Illusion*)的影响,即这种现象不能用分析师的心理偏差来解释;第二则是剥离分析师的经验、能力等因素的干扰,帮助我们找到分析师能力、经验都相当的两组盈余预测结果进行比较分析。利用融资融券事件构建的双重差分模型控制了两组股票的差异,也控制了调整事件前后同一分析师的经验能力和心理因素差异,使我们能够识别鼓励交易动机与分析师盈余预测偏差之间的因果关系。

本文主要有以下几点贡献:第一,对于鼓励交易动机是否会导致分析师提供乐观的盈余预测报告,本文利用中国融资融券制度创造的绝佳自然实验环境,识别了鼓励交易动机与盈余预测报告之间的因果关系。第二,本文进一步研究了融资融券制度减小分析师盈余预测偏差的作用机制,从分析师行为动机的角度为盈余预测偏差提供了解释。融资融券制度推出之后,证券公司既可以从投资者买入交易中获取佣金收入,又可以从投资者卖空交易中获取收入,融资融券标的交易量的增加减弱了鼓励交易动机,分析师提供了更客观的盈余预测。第三,本文的研究具有重要的现实意义。“股市黑嘴”是中国资本市场的顽疾,证监会主席刘士余怒斥这一行为并要求严厉打击。本文的研究表明,除了加强监管外,融资融券制度设计也能改变分析师的动机,进而提供更加客观的分析报告。因此,可通过资本市场制度设计,规范和建设更加健康的分析师行业,激励分析师向市场提供更加客观的信息。

## 二、数据、变量与模型

### (一)数据

本文的数据来源于国泰安 CSMAR 数据库。中国资本市场从 2010 年开始试点融资融券制度,并公布了融资融券标的股票名单。至今,共发生五次对融资融券标的股票的大规模调整,最早和最晚的调整时间分别是 2010 年 3 月和 2014 年 12 月。我们选取 2009—2015 年所有的分析师盈余预测数据作为研究样本。为了排除异常值的干扰,本文对所有连续变量进行了 1%和 99%的缩尾处理。

### (二)变量

1. 卖空限制与融资融券制度。本文研究股票分析师的盈余预测偏差是否受到卖空限制的影响。因此,本文要解决的首要问题是如何度量上市公司股票的卖空限制。融资融券制度为本文提供了清晰定义卖空限制的条件。2010 年 1 月 8 日,国务院原则上同意开设融资融券业务试点。在初始阶段,证监会发布《证券公司融资融券业务试点管理办法》,对融资融券交易的主体与客体、交易制度等均做出了严格规定,并选定了 90 只标的股票。之后,交易所于 2010 年 3 月、2011 年 12 月、2013 年 1 月、2013 年 9 月和 2014 年 12 月先后五次对融资融券标的股票进行大规模调整。表 1 给出了融资融券标的股票调整的详细信息。

表 1 融资融券标的股票调整情况

| 时间          | 上交所     |         |        | 深交所     |         |        | 两市标的股票总数 |
|-------------|---------|---------|--------|---------|---------|--------|----------|
|             | 加入标的股票数 | 剔除标的股票数 | 标的股票总数 | 加入标的股票数 | 剔除标的股票数 | 标的股票总数 |          |
| 2010 年 3 月  | 50      | 0       | 50     | 40      | 0       | 40     | 90       |
| 2011 年 12 月 | 130     | 0       | 180    | 59      | 1       | 98     | 278      |
| 2013 年 1 月  | 163     | 43      | 300    | 113     | 11      | 200    | 500      |
| 2013 年 9 月  | 104     | 0       | 400    | 102     | 0       | 300    | 700      |
| 2014 年 12 月 | 104     | 0       | 500    | 114     | 13      | 400    | 900      |

为了尽可能让控制组股票与处理组股票具有相似性,参照李科等(2014)以及肖浩和孔爱国(2014)的研究设计,本文未直接从截面上区分处理组和控制组,而是从时间上依据公司卖空限制的变化进行区分。本文以融资融券标的股票作为研究样本,以融资融券标的调整作为外生性事件,将当期加入融资融券标的的股票作为处理组股票,将当期非融资融券标的、但下期加入融资融券标的的股票作为控制组股票。

由于分析师对首次公开发行公司的关注和盈余预测偏差与其他上市公司显著不同(Michaely 和 Womack,1999;Das 等,2006),我们剔除了在样本期间首次公开发行股票的公司。另外,Crichfield 等(1978)发现分析师盈余预测偏差与盈余预测的时间长短有关。因此,我们参照 Hong 和 Kubik(2003)的处理方法,将样本期间定为距离事件发生期前后最近的 1 月份至 6 月份。这样能为事件发生期前后的样本提供统一的时间框架,也能避免年末部分公司业绩预告对分析师盈余预测的干扰。由于 2013 年 9 月第四次调整事件发生在 2013 年 1 月第三次调整的样本期间内,为了避免时间上的重合,我们选取 2014 年 12 月第五次调整时加入融资融券标的的名单的股票作为 2013 年 1 月第三次调整的控制组股票。样本信息见表 2。

表 2 样本期间和样本股票

| 事件发生期 | 调整时间        | 处理组股票数 | 控制组股票数 | 事件发生前样本期间    | 事件发生后样本期间    |
|-------|-------------|--------|--------|--------------|--------------|
| 第一次调整 | 2010 年 3 月  | 90     | 189    | 2009 年 1—6 月 | 2011 年 1—6 月 |
| 第二次调整 | 2011 年 12 月 | 189    | 272    | 2011 年 1—6 月 | 2012 年 1—6 月 |
| 第三次调整 | 2013 年 1 月  | 273    | 211    | 2012 年 1—6 月 | 2014 年 1—6 月 |
| 第四次调整 | 2013 年 9 月  | 204    | 211    | 2013 年 1—6 月 | 2014 年 1—6 月 |

2. 盈余预测偏差。本文研究了分析师的商业性动机与分析师盈余预测偏差之间的因果关系,一个重要变量是分析师盈余预测偏差。参照全怡等(2014)的设计方法,我们采用经过预测期末股价调整的预测偏差绝对值来度量分析师的盈余预测偏差。这样既考虑了股票价格对分析师预测的影响,也可以避免分析师乐观预测和悲观预测相互抵消。同时,参考 Quan 和 Liang(2015)的文章,预测结果是由第一署名的分析师进行最终把关,因此当一篇分析报告有多名分析师联合署名时,我们只采用第一署名的分析师进行识别。如式(1)所示, $t$  年分析师  $i$  对公司  $j$  的盈余预测偏差等于分析师  $i$  对公司  $j$  的盈余预测值  $F_{i,j,t}$  与公司  $j$  在  $t$  年末  $EPS_{j,t}$  真实值之差的绝对值除以预测期末的股票价格。

$$ForecastError_{i,j,t} = \frac{|F_{i,j,t} - EPS_{j,t}|}{P_t} \quad (1)$$

在这一基础上,我们将分析师  $i$  的盈余预测偏差定义为:

$$FE_{i,t} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n ForecastError_{i,j,t} \quad (2)$$

其中,  $n$  是分析师在  $t$  年发布报告的数量。依据分析师盈余预测期的长短,我们将一年内盈余预测计算所得偏差定义为短期盈余预测偏差( $FE\_ShortTerm$ ),而将预测期限为一年至两年的盈余预测计算所得偏差定义为长期盈余预测偏差( $FE\_LongTerm$ )。

3. 控制变量。大量研究表明,分析师的能力等个体层面特征以及分析师所在研究部门的规模等公司层面特征会显著影响分析师盈余预测偏差(Mikhail等,1997;Clement,1999;Jacob等,1999;Brown,2001)。分析师的学历可能影响其预测能力,我们将分析师的学历( $Degree$ )作为控制变量,如果分析师的学历在本科及以下,则  $Degree$  为 0,否则为 1。当同一预测信息由多名分析师做出时,我们采用第一署名分析师的学历进行研究。同时,上市证券公司更关注自身公信力,往往会要求分析师有更准确的预测结果,因此我们加入分析师所在证券公司是否上市( $List$ )的虚拟变量,如果证券公司为上市公司,则  $List$  等于 1,否则等于 0。此外,不同规模、估值水平上市公司的盈余预测准确性可能不同,我们还将上市公司的账面资产( $LnAsset$ )、托宾  $Q$ ( $Tobin\_Q$ )、资产收益率( $ROA$ )和资产负债率( $DebtRatio$ )作为控制变量加入模型中。

本文的控制变量和被解释变量还包括股票的月换手率( $Turnover$ )、权益收益率( $ROE$ )、资产收益率( $ROA$ )、每股收益( $EPS$ )和收益波动率( $EPS\_Volatility$ )。表 3 给出了变量定义。

表 3 变量定义

| 变量符号              | 变量名称      | 变量定义                           |
|-------------------|-----------|--------------------------------|
| $FE\_ShortTerm$   | 短期盈余预测偏差  | 1年内分析师盈余预测偏差                   |
| $FE\_LongTerm$    | 长期盈余预测偏差  | 1年以上2年以内分析师盈余预测偏差              |
| $Short$           | 卖空限制      | 股票被允许卖空时 $Short$ 取 1,否则取 0     |
| $After$           | 融资融券调整发生期 | 融资融券调整事件发生后 $After$ 取 1,发生前取 0 |
| $Degree$          | 分析师学历水平   | 本科以上, $Degree$ 取 1,本科及以下取 0    |
| $List$            | 证券公司是否上市  | 上市, $List$ 取 1,未上市取 0          |
| $LnAsset$         | 上市公司账面资产  | 年末账面资产的对数值                     |
| $Tobin\_Q$        | 托宾 $Q$    | 市值/账面总资产                       |
| $Turnover$        | 月换手率      | 月成交量/流通市值                      |
| $ROE$             | 权益收益率     | 净利润/账面所有者权益                    |
| $ROA$             | 资产收益率     | 净利润/账面总资产                      |
| $DebtRatio$       | 资产负债率     | 账面总负债/账面总资产                    |
| $EPS$             | 每股收益      | 净利润/发行在外的普通股数量                 |
| $EPS\_Volatility$ | 收益波动率     | 季度每股收益的标准差                     |

### (三)描述性统计

表 4 是变量的描述性统计。样本期间内处理组和控制组分析师的平均长期盈余预测偏差分别达到 0.051 和 0.051,是平均短期盈余预测偏差 0.024 和 0.025 的两倍之多。这与 Crichfield 等(1978)以及 De Bondt 和 Thaler(1990)的结论一致,说明盈余预测的期限越长,累积偏差就越大。 $Short$  变量在样本期间每年的均值几乎都在 0.5 附近,表明每一期控制组和处理组的样本数量较为均衡。

对于控制变量,处理组和控制组的统计特征非常接近。处理组和控制组的分析师个体特征与分析师所在证券公司特征基本相同,上市公司的财务特征也比较类似,从而更好地控制了样本差异。

表 4 变量描述性统计

| 变量                    | 全样本    |       |       | 处理组    |       |       | 控制组    |       |       |
|-----------------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
|                       | 均值     | 标准差   | 观测数   | 均值     | 标准差   | 观测数   | 均值     | 标准差   | 观测数   |
| <i>FE_ShortTerm</i>   | 0.025  | 0.033 | 7 896 | 0.024  | 0.033 | 4 006 | 0.025  | 0.032 | 3 890 |
| <i>FE_LongTerm</i>    | 0.051  | 0.060 | 7 716 | 0.051  | 0.061 | 3 912 | 0.051  | 0.059 | 3 804 |
| <i>Short</i>          | 0.507  | 0.500 | 7 896 | 1.000  | 0.000 | 4 006 | 0.000  | 0.000 | 3 890 |
| <i>After</i>          | 0.510  | 0.500 | 7 896 | 0.503  | 0.500 | 4 006 | 0.518  | 0.499 | 3 890 |
| <i>Degree</i>         | 0.878  | 0.327 | 4 617 | 0.880  | 0.325 | 2 332 | 0.876  | 0.329 | 2 285 |
| <i>List</i>           | 0.371  | 0.483 | 6 817 | 0.369  | 0.483 | 3 465 | 0.373  | 0.484 | 3 352 |
| <i>LnAsset</i>        | 23.210 | 1.330 | 7 896 | 23.572 | 1.441 | 4 006 | 22.837 | 1.085 | 3 890 |
| <i>Tobin_Q</i>        | 1.955  | 1.545 | 7 896 | 1.929  | 1.587 | 4 006 | 1.982  | 1.500 | 3 890 |
| <i>Turnover</i>       | 0.419  | 0.423 | 7 862 | 0.414  | 0.364 | 3 996 | 0.423  | 0.476 | 3 866 |
| <i>ROE</i>            | 0.152  | 0.094 | 7 896 | 0.160  | 0.096 | 4 006 | 0.143  | 0.092 | 3 890 |
| <i>ROA</i>            | 0.072  | 0.049 | 7 896 | 0.074  | 0.050 | 4 006 | 0.071  | 0.048 | 3 890 |
| <i>DebtRatio</i>      | 0.486  | 0.177 | 7 896 | 0.500  | 0.177 | 4 006 | 0.472  | 0.175 | 3 890 |
| <i>EPS</i>            | 0.764  | 0.603 | 7 896 | 0.811  | 0.669 | 4 006 | 0.715  | 0.523 | 3 890 |
| <i>EPS_Volatility</i> | 0.271  | 0.174 | 7 896 | 0.287  | 0.187 | 4 006 | 0.255  | 0.157 | 3 890 |

(四) 计量方法

我们使用双重差分模型来研究分析师对加入融资融券标的的名单和未加入融资融券标的的名单的股票在政策调整前后, 盈余预测偏差变化是否存在显著差异, 如式(3)所示。

$$Y_{i,t} = a Short_{i,t} \times After_{i,t} + b Control_{i,t} + Industry_{i,t} + Analyst_i + Year_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, 下标  $i$  表示分析师,  $t$  表示时间。  $Y$  是被解释变量, 包括短期盈余预测偏差 ( $FE\_ShortTerm$ )、长期盈余预测偏差 ( $FE\_LongTerm$ ) 和分析师发布盈余预测后一个月内的股票换手率 ( $Turnover$ )。解释变量  $Short$  和  $After$  都是虚拟变量。  $Short$  等于 1 代表股票在当期属于融资融券标的,  $Short$  等于 0 代表股票在当期不属于融资融券标的。  $After$  等于 1 表示融资融券标的的名单调整事件发生后的样本期间,  $After$  等于 0 表示融资融券标的的名单调整事件发生前的样本期间。  $Control$  是控制变量, 包括上市公司账面资产 ( $LnAsset$ )、托宾  $Q$  ( $Tobin\_Q$ )、资产收益率 ( $ROA$ )、资产负债率 ( $DebtRatio$ )、分析师的学历 ( $Degree$ )、分析师所在券商是否为上市公司 ( $List$ )。  $Industry$ 、 $Analyst$  和  $Year$  分别用来控制未观测到的行业固定效应、分析师固定效应和年份固定效应。

双重差分模型在运用时可能产生序列相关问题, 直接进行回归会高估估计参数的统计显著性。因此, 我们使用聚类稳健标准差的方法, 对标准差在分析师层面进行聚类处理, 以降低序列相关性对模型参数估计的不利影响。

三、实证结果分析

(一) 卖空限制对盈余预测偏差的影响

本文研究鼓励交易动机是否会影响分析师的盈余预测偏差。依据鼓励交易动机假说, 对于存在卖空限制的股票, 分析师只能鼓励买入交易; 而对于不存在卖空限制的股票, 即使提供更低的盈余预测, 投资者也能通过卖空进行交易。因此, 分析师对存在卖空限制股票的盈余预测偏差要高于不存在卖空限制的股票。对此, 我们构造双重差分模型, 在融资融券标的的调整前后, 检验分析师对不存在卖空限制股票的盈余预测偏差是否显著低于存在卖空限制的股票。

1. 短期盈余预测偏差。如果鼓励交易动机成立,则股票被纳入融资融券标的名单后,短期盈余预测偏差会减小,双重差分模型的交乘项  $Short \times After$  系数应显著为负。表 5 给出了短期盈余预测偏差作为被解释变量的双重差分模型回归结果。从列(1)中可看到,单独加入解释变量并控制行业固定效应、分析师固定效应和年份固定效应后, $Short \times After$  的系数为-0.011,在 1%的水平上显著为负,表明卖空限制的解除能够使分析师的短期盈余预测偏差显著降低 0.011。列(2)和列(3)分别加入了被预测公司的特征变量以及分析师的个体特征。数据显示公司的账面资产价值和托宾 Q 对盈余预测偏差没有显著影响,这一结果与以往研究结论(曹胜和朱红军,2011)存在差异。同时,分析师的学历水平变量并不能有效解释短期盈余预测偏差的变化,这可能是分析师行业充分竞争的结果,使得市场上能够继续发布盈余预测的分析师业务水平相当。列(4)在同时控制了分析师个体差异和被预测公司个体差异之后, $Short \times After$  的系数为-0.014,同期全样本平均短期盈余预测偏差为 0.025,即纳入融资融券标的事件使分析师盈余预测偏差降低了约 1/2,这在经济意义上和统计意义上均显著。

表 5 卖空限制与短期盈余预测偏差

|                       | FE_ShortTerm         |                      |                      |                      |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                       | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| $Short \times After$  | -0.011***<br>(0.002) | -0.013***<br>(0.002) | -0.013***<br>(0.003) | -0.014***<br>(0.003) |
| LnAsset               |                      | -0.002<br>(0.002)    |                      | -0.002<br>(0.002)    |
| Tobin_Q               |                      | 0.001<br>(0.001)     |                      | 0.000<br>(0.001)     |
| ROA                   |                      | -0.211***<br>(0.033) |                      | -0.225***<br>(0.046) |
| DebtRatio             |                      | 0.012<br>(0.008)     |                      | 0.010<br>(0.010)     |
| Degree                |                      |                      | -0.004<br>(0.009)    | -0.003<br>(0.010)    |
| List                  |                      |                      | 0.005<br>(0.004)     | 0.008*<br>(0.004)    |
| Industry Fixed Effect | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| Analyst Fixed Effect  | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| Year Fixed Effect     | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| Adj. R <sup>2</sup>   | 0.151                | 0.206                | 0.168                | 0.237                |
| Observations          | 7 896                | 7 870                | 4 147                | 4 134                |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为估计参数的标准差。下表同。

短期盈余预测偏差作为被解释变量的双重差分模型结果显示,股票被纳入融资融券标的后,分析师对不存在卖空限制股票的短期盈余预测偏差显著降低。这一证据支持了鼓励交易假说,表明在鼓励交易动机下,分析师对存在卖空限制的股票倾向发布更加乐观的报告;而对于不存在卖空限制的股票,由于卖空也能够增加交易,分析师倾向提供更加客观的盈余预测报告。

2. 长期盈余预测偏差。分析师在发布盈余预测报告时通常会对未来两个会计年度的每股盈余进行预测,我们可以计算长期盈余预测偏差。这一部分我们将检验分析师对处理组和控制组股票的长期盈余预测偏差是否呈现与短期盈余预测偏差相似的特征。

表 6 给出了长期盈余预测偏差作为被解释变量的双重差分模型回归结果。与短期盈余

预测偏差作为被解释变量时的结果类似,列(1)加入  $Short \times After$  并只控制行业固定效应、分析师固定效应和年份固定效应,  $Short \times After$  的系数为  $-0.023$ , 在 1% 的水平上显著, 表明融资融券制度的推出能够使分析师的长期盈余预测偏差降低 0.023。在加入所有控制变量后, 列(4)中  $Short \times After$  的系数为  $-0.019$ 。这意味着相对于存在卖空限制的股票, 分析师对融资融券标的股票的长期盈余预测偏差降低了 0.019, 全样本中平均长期盈余预测偏差达到 0.051, 事件后长期盈余预测偏差显著降低了约 1/3。上述结果与短期盈余预测偏差的结果基本一致, 表明股票被纳入融资融券标的的名单后, 分析师提供了更加客观的盈余预测报告。

表 6 卖空限制与长期盈余预测偏差

|                       | FE_LongTerm               |                           |                               |                                |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------------|--------------------------------|
|                       | (1)                       | (2)                       | (3)                           | (4)                            |
| $Short \times After$  | $-0.023^{***}$<br>(0.003) | $-0.021^{***}$<br>(0.003) | $-0.021^{***}$<br>(0.004)     | $-0.019^{***}$<br>(0.004)      |
| LnAsset               |                           | $-0.006^{**}$<br>(0.003)  |                               | $-0.005$<br>(0.004)            |
| Tobin_Q               |                           | $-0.001$<br>(0.002)       |                               | $-0.004^*$<br>(0.002)          |
| ROA                   |                           | $-0.554^{***}$<br>(0.073) |                               | $-0.346^{***}$<br>(0.062)      |
| DebtRatio             |                           | $-0.009$<br>(0.017)       |                               | $-0.014$<br>(0.020)            |
| Degree                |                           |                           | 0.015<br>(0.022)              | 0.010<br>(0.020)               |
| List                  |                           |                           | 0.025 <sup>*</sup><br>(0.015) | 0.032 <sup>**</sup><br>(0.014) |
| Industry Fixed Effect | 控制                        | 控制                        | 控制                            | 控制                             |
| Analyst Fixed Effect  | 控制                        | 控制                        | 控制                            | 控制                             |
| Year Fixed Effect     | 控制                        | 控制                        | 控制                            | 控制                             |
| Adj. R <sup>2</sup>   | 0.174                     | 0.282                     | 0.184                         | 0.248                          |
| Observations          | 7 716                     | 7 671                     | 5 243                         | 5 210                          |

3. 稳健性检验。为了检验个别事件对于结果的贡献, 我们分别利用四次调整的子样本数据检验上述结论是否仍然成立。分期回归结果大体支持了我们的实证结果, 说明相对于存在卖空限制的股票, 股票被纳入融资融券标的的名单后, 分析师盈余预测偏差显著降低。

同时, 分析师盈余预测偏差的度量还可以通过真实盈余进行调整, 即用分析师盈余预测扣除真实盈余后再除以真实盈余来计算盈余预测偏差, 也可以采用分析师盈余预测扣除真实盈余直接作为盈余预测偏差的度量指标。为了避免度量方法导致的研究偏差, 我们采用以上两种盈余预测偏差再次进行双重差分检验, 得到了与上文一致的结论。

最后, 融资融券标的的股票具有高市值、高流动性和低风险的特征, 上述特征可能导致先后进入融资融券标的的股票有所差异, 使得研究具有选择性偏差。为了检验和控制这种选择性偏差, 我们进行了 Heckman 两阶段检验和 PSM(倾向得分匹配)比较, 调整后的结果与之前基本一致, 支持了本文的因果逻辑, 论证了分析师盈余预测偏差的商业性动机。

(二) 卖空限制与股票交易换手率

上文实证结果显示, 允许卖空后分析师对股票的盈余预测偏差减小。如果盈余预测偏差减小是分析师鼓励交易动机导致的, 那么相应股票的交易可能会增加。本文检验在盈余预测发布前后允许卖空的股票和控制组在换手率上的变化。换手率代表了投资者的交易, 对于纳入融资融券标的的名单的股票, 如果分析师发布盈余预测偏差更小的报告, 股票换手率



反而上升,那么分析师可以在股票卖空过程中增加交易佣金,因而提供更加客观的盈余预测报告是更理性的选择。

表7的Panel A给出了换手率作为被解释变量的双重差分模型回归结果。列(1)仅控制了行业固定效应、分析师固定效应和年度固定效应, $Short \times After$ 的系数为0.112,在1%的水平上显著,表明在分析师盈余预测偏差降低后,股票交易量显著提升了11.2%。加入所有控制变量后,列(4)中 $Short \times After$ 的系数为0.109,说明相对于控制组股票,处理组股票的换手率上升了10.9%,全样本股票的换手率均值为0.419,这一数值变化达到了1/4,在统计意义上和经济意义上均显著。表7的Panel B给出的是历次调整下换手率的双重差分,其中第一次和第四次超过了0.1,且在1%的水平上显著,第三次为0.029,在10%的水平上显著。上述结果说明,相对于控制组股票,分析师对处理组股票发布更低的盈余预测确实提高了股票的交易量,支持了鼓励交易动机的推论。

表7 卖空限制与股票交易换手率

| Panel A: 全样本下换手率回归结果  |     |                     |                      |                                |                          |
|-----------------------|-----|---------------------|----------------------|--------------------------------|--------------------------|
|                       |     | (1)                 | (2)                  | (3)                            | (4)                      |
| $Short \times After$  |     | 0.112***<br>(0.028) | 0.101***<br>(0.031)  | 0.121***<br>(0.033)            | 0.109***<br>(0.034)      |
| LnAsset               |     |                     | -0.067***<br>(0.024) |                                | -0.065<br>(0.054)        |
| Tobin_Q               |     |                     | 0.004<br>(0.024)     |                                | 0.076**<br>(0.035)       |
| ROA                   |     |                     | -1.456***<br>(0.454) |                                | -2.653***<br>(0.745)     |
| DebtRatio             |     |                     | -0.257*<br>(0.133)   |                                | -0.356<br>(0.254)        |
| Degree                |     |                     |                      | -0.167***<br>(0.061)           | -0.185***<br>(0.066)     |
| List                  |     |                     |                      | 0.156<br>(0.097)               | 0.096<br>(0.068)         |
| Industry Fixed Effect |     | 控制                  | 控制                   | 控制                             | 控制                       |
| Analyst Fixed Effect  |     | 控制                  | 控制                   | 控制                             | 控制                       |
| Year Fixed Effect     |     | 控制                  | 控制                   | 控制                             | 控制                       |
| Adj. R <sup>2</sup>   |     | 0.086               | 0.112                | 0.132                          | 0.154                    |
| Observations          |     | 7 862               | 7 837                | 4 122                          | 4 110                    |
| Panel B: 历次调整换手率及其变动  |     |                     |                      |                                |                          |
|                       |     | 调整后                 | 调整前                  | Difference<br>(after - before) | DID<br>(treat - control) |
| 第一次调整                 | 控制组 | 0.315               | 0.657                | -0.342                         | 0.111***                 |
|                       | 处理组 | 0.279               | 0.509                | -0.230                         |                          |
| 第二次调整                 | 控制组 | 0.476               | 0.424                | 0.052                          | 0.001                    |
|                       | 处理组 | 0.374               | 0.321                | 0.054                          |                          |
| 第三次调整                 | 控制组 | 0.370               | 0.378                | -0.008                         | 0.029*                   |
|                       | 处理组 | 0.435               | 0.415                | 0.021                          |                          |
| 第四次调整                 | 控制组 | 0.350               | 0.417                | -0.067                         | 0.164***                 |
|                       | 处理组 | 0.576               | 0.479                | 0.098                          |                          |

### (三) 卖空限制与公司业绩和风险

本文现有的证据表明,鼓励交易动机导致分析师给出更加乐观的盈余预测报告,允许卖空能够减弱分析师鼓励交易动机,提供更加客观的盈余预测报告。但另一种可能的解释是,公司基本价值在股票纳入融资融券标的后突然向好,或者公司业绩波动减小使公司盈余预测的难度降低,从而也可以减小分析师盈余预测偏差。

我们用资产收益率(*ROA*)、权益收益率(*ROE*)和每股收益(*EPS*)衡量公司的经营业绩,作为被解释变量。如果业绩改善导致盈余预测偏差减小,则 *Short* × *After* 的系数应显著为正。从表 8 的双重差分模型回归结果可知,公司经营业绩指标的回归系数或者显著为负,或者不显著,即融资融券事件后,公司基本面并没有显著改善。因此,公司经营业绩的变化不能解释盈余预测偏差的变化。同样,我们用每股收益的波动率(*EPS\_Volatility*)来衡量公司盈余预测的难度,如果上述可能性成立,则 *Short* × *After* 的系数应为负。表 8 中列(7)和列(8)的回归结果显示, *Short* × *After* 并不显著。因此,公司基本价值和盈余预测难度的变化无法解释分析师盈余预测偏差的减小。

表 8 处理组和控制组股票的公司经营业绩变化

|                              | ROA                  |                      | ROE                  |                     | EPS               |                      | EPS_Volatility   |                     |
|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-------------------|----------------------|------------------|---------------------|
|                              | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                 | (5)               | (6)                  | (7)              | (8)                 |
| <i>Short</i> × <i>After</i>  | -0.008***<br>(0.003) | -0.007***<br>(0.003) | -0.025***<br>(0.006) | -0.018**<br>(0.007) | -0.007<br>(0.028) | -0.034<br>(0.045)    | 0.004<br>(0.013) | -0.001<br>(0.014)   |
| <i>LnAsset</i>               |                      | 0.009***<br>(0.003)  |                      | 0.019***<br>(0.004) |                   | 0.143***<br>(0.043)  |                  | 0.027***<br>(0.009) |
| <i>Tobin_Q</i>               |                      | 0.015***<br>(0.003)  |                      | 0.033***<br>(0.004) |                   | 0.116***<br>(0.026)  |                  | 0.021***<br>(0.007) |
| <i>DebtRatio</i>             |                      | -0.132***<br>(0.016) |                      | 0.008<br>(0.034)    |                   | -0.512***<br>(0.198) |                  | -0.043<br>(0.064)   |
| <i>Degree</i>                |                      | -0.018<br>(0.015)    |                      | -0.056<br>(0.078)   |                   | -0.211*<br>(0.123)   |                  | 0.043<br>(0.035)    |
| <i>List</i>                  |                      | -0.002<br>(0.004)    |                      | -0.004<br>(0.014)   |                   | -0.164**<br>(0.068)  |                  | -0.056<br>(0.034)   |
| <i>Industry Fixed Effect</i> | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                | 控制                   | 控制               | 控制                  |
| <i>Analyst Fixed Effect</i>  | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                | 控制                   | 控制               | 控制                  |
| <i>Year Fixed Effect</i>     | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                | 控制                   | 控制               | 控制                  |
| <i>Adj. R<sup>2</sup></i>    | 0.075                | 0.575                | 0.113                | 0.345               | 0.064             | 0.123                | 0.042            | 0.125               |
| <i>Observations</i>          | 7 896                | 4 132                | 7 896                | 4 132               | 7 896             | 4 132                | 7 896            | 4 132               |

#### 四、结 论

本文论证了鼓励交易动机与分析师盈余预测偏差之间的因果关系。由于内生性问题,这一因果关系在以往的学术研究中较难识别。本文利用融资融券标的名单调整事件进行双重差分,能够有效控制股票基本面差异以及分析师的心理、能力、经验等内生性因素的影响。在股票存在卖空限制时,分析师仅能通过鼓励市场买入来促使投资者交易;而股票被允许卖空之后,证券公司能够通过投资者卖出行为来增加交易佣金,因而分析师倾向提供客观的盈余预测。采用经过股票价格调整的盈余预测误差绝对值作为分析师盈余预测偏差的度量指标,我们发现对于能够卖空的股票,分析师的短期(一年内)盈余预测偏差降低了约 0.014,而长期(两年内)盈余预测偏差降低了约 0.019,同时没有卖空限制的股票换手率上升了约 10.9%。

本文的研究结果具有重要现实意义。融资融券制度推出后,分析师对融资融券标的股票的盈余预测更加客观,说明融资融券制度的推出有利于提高分析师盈余预测报告的质量,从而在制度上为抑制“股市黑嘴”提供了可行路径。除了严厉打击发表有严重倾向性言论的分析师行为外,证券监管部门可以进行更多的制度设计,改变分析师的利益动机,为市场营造公开、公平、公正的交易环境和信息环境,从利益根源上消除“股市黑嘴”,推动证券分析师行业向专业化方向发展。

\* 文章还得到上海财经大学创新团队支持计划的资助。

主要参考文献:

- [1]曹胜,朱红军,王婆贩瓜:券商自营业务与分析师乐观性[J].管理世界,2011,(7):20—30.
- [2]李科,徐龙炳,朱伟骅.卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据[J].经济研究,2014,(10):165—178.
- [3]全怡,陈冬华,李真.独立董事身份提高了分析师的预测质量吗?[J].财经研究,2014,(11):97—107.
- [4]肖浩,孔爱国.融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验[J].管理世界,2014,(1):30—43.
- [5]原红旗,黄倩茹.承销商分析师与非承销商分析师预测评级比较研究[J].中国会计评论,2007,(3):285—304.
- [6]伍燕然,潘可,胡松明,等.行业分析师盈利预测偏差的新解释[J].经济研究,2012,(4):149—160.
- [7]Abarbanell J S, Bernard V L. Tests of analysts' overreaction: Underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior[J]. Journal of Finance, 1992, 47(3): 1181—1207.
- [8]Brown L D. How important is past analyst forecast accuracy? [J]. Financial Analysts Journal, 2001, 57(6): 44—49.
- [9]Chopra V K. Why so much error in analysts' earnings forecasts? [J]. Financial Analysts Journal, 1998, 54(6): 35—42.
- [10]Clement M B. Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter? [J]. Journal of Accounting and Economics, 1999, 27(3): 285—303.
- [11]Cowen A, Groyberg B, Healy P. Which types of analyst firms are more optimistic? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 41(1—2): 119—146.
- [12]Crichfield T, Dyckman T, Lakonishok J. An evaluation of security analysts' forecasts[J]. The Accounting Review, 1978, 53(3): 651—668.
- [13]Das S, Guo R J, Zhang H. Analysts' selective coverage and subsequent performance of newly public firms[J]. Journal of Finance, 2006, 61(3): 1159—1185.
- [14]Das S, Levine C B, Sivaramkrishnan K. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts [J]. The Accounting Review, 1998, 73(2): 277—294.
- [15]De Bondt W F M, Thaler R H. Do security analysts overreact? [J]. American Economic Review, 1990, 80(2): 52—57.
- [16]Dechow P M, Hutton A P, Sloan R G. The relation between analysts' forecasts of long-term earnings growth and stock price performance following equity offerings[J]. Contemporary Accounting Research, 2000, 17(1): 1—32.
- [17]Downen R J. Analyst reaction to negative earnings for large well-known firms: Systematic differences for negative and non-negative earnings firms[J]. Journal of Portfolio Management, 1996, 23(1): 49—55.
- [18]Dugar A, Nathan S. The effect of investment banking relationships on financial analysts' earnings forecasts and investment recommendations[J]. Contemporary Accounting Research, 1995, 12(1): 131—160.
- [19]Easterwood J C, Nutt S R. Inefficiency in analysts' earnings forecasts: Systematic misreaction or systematic optimism? [J]. Journal of Finance, 1999, 54(5): 1777—1797.
- [20]Friesen G, Weller P A. Quantifying cognitive biases in analyst earnings forecasts[J]. Journal of Financial Markets, 2006, 9(4): 333—365.
- [21]Hayes R M. The impact of trading commission incentives on analysts' stock coverage decisions and earnings forecasts[J]. Journal of Accounting Research, 1998, 36(2): 299—320.
- [22]Hong H, Kubik J D. Analyzing the analysts: Career concerns and biased earnings forecasts[J]. Journal of Finance, 2003, 58(1): 313—351.
- [23]Irvine P J. Analysts' forecasts and brokerage-firm trading[J]. The Accounting Review, 2004, 79(1): 125—149.

- [24] Jackson A R. Trade generation, reputation, and sell-side analysts[J]. *Journal of Finance*, 2005, 60(2): 673–717.
- [25] Jacob J, Lys T Z, Neale M A. Expertise in forecasting performance of security analysts[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1999, 28(1): 51–82.
- [26] Lim T. Rationality and analysts' forecast bias[J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(1): 369–385.
- [27] Lin H, McNichols M F. Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1998, 25(1): 101–127.
- [28] McNichols M, O'Brien P C. Self-selection and analyst coverage[J]. *Journal of Accounting Research*, 1997, 35(3): 167–199.
- [29] Michaely R, Womack K L. Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations [J]. *Review of Financial Studies*, 1999, 12(4): 653–686.
- [30] Mikhail M B, Walther B R, Willis R H. Do security analysts improve their performance with experience? [J]. *Journal of Accounting Research*, 1997, 35: 131–157.
- [31] Quan Y, Liang S. Is forecast capability important? Evidence from the selection of best analysts in China [J]. *China Accounting and Finance Review*, 2015, 17(4): 10–42.
- [32] Rajan R, Servaes H. Analyst following of initial public offerings[J]. *Journal of Finance*, 1997, 52(2): 507–529.
- [33] Sedor L M. An explanation for unintentional optimism in analysts' earnings forecasts[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(4): 731–753.

## Analysts' Commercial Motivations and Earnings Forecast Bias: Evidence from Margin Transactions

Hu Fan, Xia Yi

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** Will the securities analysts sacrifice professionalism for commercial purpose? This paper uses the margin transactions institution to test whether the analysts intentionally provide biased stock analysis reports for the purpose of encouraging stock transactions. Short selling can increase trading commissions in the process of stock price falling and lead to more objective earnings forecasts by securities analysts. This paper uses the absolute value of earnings forecast error divided by stock prices to evaluate earnings forecast bias, and suggests that compared with stocks with short-sale constraint, short-term earnings forecast bias of margin trading stocks reduces by about 0.014 and long-term earnings forecast bias by about 0.019, but the average monthly turnover rate increases by about 10.9%. The changes in corporate performance and earnings forecast difficulty cannot explain this phenomenon. It shows that trading incentives have led analysts to provide more optimistic earnings forecast reports, and margin transactions institution can help correct analysts' commercial motivation and enhance their professionalism.

**Key words:** short-sale constraint; trading incentive; earnings forecast bias; securities analyst

(责任编辑 康健)