

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20210628.204

有限套利、投资者情绪与分析师盈利预测精度

张超, 伍燕然, 苏淞, 胡松明

(北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要: 本文基于行为金融学的视角, 研究了有限套利对分析师盈利预测精度的影响, 并考察了有限套利与投资者情绪的交互效应以及不同分析师群体受上述效应影响的差异。研究发现: 首先, 上市公司在市场中受到的套利限制会显著降低分析师的盈利预测精度, 而且这种影响并不能由理性因素(机构持股、佣金关系、声誉机制等利益冲突因素)和情绪因素所解释。其次, 分析师套利限制不仅独立地影响分析师的预测精度, 而且还会加剧情绪因素的影响, 进一步降低分析师盈利预测精度。最后, 无论是明星分析师、大券商分析师还是独立性较强的分析师均无法显著降低套利限制的影响, 但大券商分析师则可以降低套利限制对情绪因素的加剧效应。本文的研究结论有助于从有限理性和有限套利相结合的角度去解释分析师盈利预测偏差的形成过程, 拓宽了关于分析师盈利预测精度影响因素的认识。

关键词: 投资者情绪; 有限套利; 分析师; 预测精度; 行为金融

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2021)12-0118-17

一、引言

证券分析师是资本市场中重要的信息中介^①, 搭建起了市场投资者与上市公司沟通的桥梁。理论上, 分析师凭借其专业能力和信息优势, 是可以挖掘有价值的信息来缓解市场的信息不对称和提高资产配置效率的。然而, 在现实中, 分析师却可能发布有偏甚至虚假的研究报告误导投资者, 反而导致了更大的定价偏差和更低的市场配置效率。如2011年银河证券分析师对攀钢钒钛的“天价”预测事件, 众多明星分析师站台康美药业后曝出的“财务造假”事件等, 使无数听信这些分析师推荐的投资者遭受了“血本无归”的后果。

实际上, 自20世纪70年代以来, 国内外大量的研究表明, 分析师的盈利预测和股票推荐普遍存在乐观偏差(O'Brien, 1988; Womack, 1996; Easterwood和Nutt, 1999等), 而对于乐观偏差

收稿日期: 2021-02-07

基金项目: 国家自然科学基金(72073015); 北京师范大学博一学科交叉基金项目(BNUNIXJC1910)

作者简介: 张超(1992—), 男, 北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生;

伍燕然(1972—), 男, 北京师范大学经济与工商管理学院教授(通讯作者, bjfreelord@163.com);

苏淞(1971—), 男, 北京师范大学经济与工商管理学院教授;

胡松明(1968—), 男, 北京师范大学经济与工商管理学院教授。

^①本文中特指的是卖方的证券分析师, 后文简称分析师。

的成因以及影响分析师预测精度的因素则成为了学术研究的焦点。目前,最为普遍的观点认为,分析师所面临的利益冲突可能是导致分析师预测出现乐观偏差的重要原因,如佣金关系(Gu等,2013;Wu等,2018)、承销关系(Womack,1996)和个人声誉(Clement,1999;Xu等,2013)等。同时,大量文献也发现,信息不对称程度(如公司信息披露质量、公司透明度和会计稳健性等)和公司治理的水平也是影响分析师盈利预测精度的重要因素(Byard和Shaw,2003;郭杰等,2009;伍燕然等,2016)。而随着行为科学的发展,一些学者发现,即使是理性投资者代表的分析师也不是完全理性的,同样会受到认知失调、投资者情绪和决策疲劳等心理因素的影响(伍燕然等,2012;Hribar和McInnis,2012;Hirshleifer等,2019)。但总体来说,现有研究多基于利益冲突和信息不对称的理性视角研究分析师预测精度的影响因素,而鲜有从有限套利及有限理性的视角去解释和探索。

有限理性和有限套利是行为金融的两大基石。本文试图从行为金融学的视角,提出一个新的可能影响分析师盈利预测精度的重要因素,即有限套利,并考察套利限制与有限理性(如投资者情绪)之间可能的交互作用对分析师盈利预测精度的影响。有限套利或称套利限制是指由于风险、成本、信息不对称和制度性约束等因素的影响,使得套利者的套利行为受到限制。现有研究发现,套利限制会影响投资者的交易活动,使更多错误定价信息融入到交易中去,进而导致资产价格偏离其基本价值,加剧市场的错误定价和价格波动(Lam和Wei,2011;Gu等,2018)。股票市场是分析师预测时获取估测参数等重要信息的渠道。因而,当套利限制使更多脱离基本面的信息进入交易时,分析师需要依赖经验和私有信息对市场获取的信息进行判断,而这无疑增加了估测的难度和主观性,使其更容易受到启发式认知和证实偏差的影响,进而降低其盈利预测的精度。此外,基于Baker和Wurgler(2006)的研究,套利限制会增加投资者估值的主观性,加剧市场情绪对股价的影响。那么,本文还进一步推测,套利限制效应还可能会与市场情绪形成交互,强化市场情绪等认知偏差对分析师的不利影响,进一步降低分析师盈利预测的精度。

基于此,本文以2012年7月到2017年12月深交所的上市公司为研究样本,参照Gu等(2018)构建了一个综合衡量上市公司套利限制程度的指数,并尝试从行为金融学的视角,研究套利限制及其与市场情绪的交互效应对分析师预测精度的影响。本文发现:(1)在控制了利益冲突和信息治理等理性因素后,套利限制仍对分析师盈利预测精度产生影响,上市公司的套利限制越强,分析师的盈利预测精度越低。(2)套利限制还会与情绪因素交互,加剧市场情绪的不利影响,进一步降低分析师盈利预测精度,但情绪因素对套利限制效应的影响并不显著。(3)无论是研究能力更强的明星分析师,研究所规模更大、信息来源更广的大券商分析师,还是独立性更强的分析师,都不能降低套利限制因素的影响,而且研究能力更强的明星分析师受到套利限制的影响反而更大。(4)明星分析师和独立性较强的分析师,均不能降低套利限制对情绪因素的加剧效应,但大券商分析师则可以相对降低这种加剧效应。在与本文相近的研究中,李丹等(2016)、黄俊等(2018)和褚剑等(2019)等从信息治理和利益冲突的角度解释了融资融券制度实施后分析师预测精度的变化。但根据本文的结果,即使控制了信息因素和利益冲突因素,由于有限套利限制了信息供给并增加了分析师预测时的难度和主观性,也会使分析师更容易受到认知偏差的影响,降低其预测精度。该结果意味着,仅从信息理论和利益冲突的理性视角去解释套利限制对分析师的影响存在一定的局限。

本文的贡献和创新性体现在四个方面:第一,本文基于个体预测层面,创新性地构建了一个更能综合衡量公司套利限制程度的指数,并首次从认知偏差的角度来研究套利限制对分析师预测精度的影响,为解释分析师盈利预测精度问题提供了一个新的视角和分析范式。第二,

本文首次检验了套利限制与有限理性(情绪)之间的作用关系,并发现有限套利因素会加剧情绪因素对分析师的影响,进一步降低盈利预测精度,但情绪因素并不影响套利限制效应。第三,本文基于我国制度背景,构建了一个更能衡量套利限制程度的综合指数,增加了信息不对称维度和套利风险维度,使之更贴近于有限套利的含义和我国的现实背景。第四,本文为股票市场异象以及市场定价效率方面的研究提供了一个新的视角,即套利限制可以通过影响分析师的盈利预测作用于资本市场。

本文结构安排如下:第二部分是文献回顾与研究假说;第三部分是研究设计;第四部分是实证分析;第五部分是拓展研究;第六部分是本文结论。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

随着分析师在资本市场中扮演着日益重要的角色,分析师行为的影响因素及其行为产生的经济后果逐渐成为学术界讨论的重点(如Francis和Philbrick,1993;Jegadeesh等,2004;Ljungqvist等,2006;朱红军等,2007;Mola和Guidolin,2009;许年行等,2012;Eric,2013),而本文就属于对分析师预测行为影响因素的研究。

实际上,大量的研究发现,分析师的盈利预测存在普遍的乐观偏差(O'Brien,1988;Easterwood和Nutt,1999等),而对于其乐观偏差的成因,或者说影响分析师预测精度的因素,则主要有理性和有限理性两种视角。理性视角认为,分析师是理性的,但由于信息不对称因素的普遍存在,分析师很难完全掌握上市公司所有的信息,同时各上市公司之间,财务会计准则的实施情况、信息披露的质量、公司治理水平以及私有信息的获取情况也具有较大差异,使分析师所掌握的信息可能出现偏误,最终导致分析师做出有偏的盈利预测(Byard和Shaw,2003;郭杰等,2009;伍燕然等,2016;Aharoni等,2017;Han等,2018)。同时,理性视角还认为,分析师的主观动机也可能导致分析师的预测偏差。分析师的预测行为与所在券商的利益、上市公司利益和投资者利益密切相关,会受到多种利益冲突的影响,如基金公司与其券商之间的佣金关系(Mola和Guidolin,2009;Gu等,2013),上市公司与其券商之间的承销关系(Michaely和Womack,1999;Ljungqvist等,2006),分析师和券商的声誉(Xu等,2013;Kerl和Ohlert,2015),机构持股压力(Ljungqvist等,2006),分析师与公司管理层私人关系(刘青青和陈宋生,2019),券商自营利益(曹胜和朱红军,2011)等。在对这些利益的权衡中,分析师的自利性动机会使其盈利预测的精度大幅降低,并倾向于发布有偏特别是乐观的盈利预测。

而随着行为金融学的发展,使一些学者开始从有限理性的视角对分析师盈利预测偏差进行解释。该观点认为,分析师在认知和行为上存在偏差,也会受到一厢情愿(Shiller,2002)、过度自信(De Bondt和Thaler,1990)、投资者情绪(Baker和Wurgler,2006)、框架依赖(Tversky和Kahneman,1986)、羊群效应(Scharfstei和Stein,1990)和决策疲劳(Baumeister等,1998)等心理因素的影响。因而,分析师的盈利预测偏差还可能源于市场情绪等有限理性因素的影响。Mendal和Shleifer(2012)的理论模型就显示出即使是理性投资者也会受情绪因素的驱动而追逐噪音交易的情况。而Easterwood和Nutt(1999)、Sedor等(2002)、伍燕然等(2012,2016)、Hribar和McInnis(2012)、Wu等(2018)等学者的研究也验证了有限理性因素特别是情绪因素对分析师盈利预测精度的不利影响。

而本文将尝试从行为金融的视角出发,研究套利限制及其与有限理性因素的交互作用是否对分析师盈利预测精度产生影响。与本文比较相关的一类文献是,借助融资融券的实施作为准自然实验,研究卖空机制对分析师盈利预测精度的影响。如李丹等(2016)、黄俊等(2018)的

研究发现,卖空机制的引入有助于降低分析师盈余预测偏度,提高其预测准确性,而褚剑等(2019)却发现,由于买多卖空规模的非对称性反而最终加剧了分析师的乐观偏差。但是,这些文献主要从信息治理和利益冲突的角度考察融资融券制度实施后,信息环境和利益冲突的变化对分析师预测精度的影响,而并未考察其他可能导致套利限制的因素(如涨跌停限制、深港通等)对分析师预测行为的综合影响,而且也并未从认知偏差的角度考察套利限制与有限理性因素可能的交互作用对分析师预测行为产生的影响。为此,本文将进行尝试,从行为金融的视角探索套利限制对分析师预测精度的影响,并探讨套利限制与投资者情绪之间可能的交互作用,以及这些作用对不同特质分析师的影响差异。

(二)理论分析与研究假设

早期研究中,DeLong等(1990)、Shleifer和Summers(1990)、Shleifer和Vishny(1997)等通过理论建模,证明了套利限制会使资产价格偏离其基本价值。而大量的实证研究则验证了套利限制会使投资者将错误定价信息纳入到投资决策,促使资产价格偏离其基本价值,加剧错误定价和价格波动(Lam和Wei,2011;叶建华和周铭山,2013;Gu等,2018;尹玉刚等,2018)。而Baker和Wurgler(2006)则发现,套利限制较高的股票,受到市场情绪的影响也更大。分析师的主要功能之一就是发布股票的盈利预测和投资评级从而发挥信息中介的作用,而市场交易信息是分析师在预测和评级时所参考的重要信息。那么,当套利限制使估值难度增加,并使更多脱离基本面的信息进入交易时,即使是分析师这类通过信息挖掘和解读来促进市场信息流动的信息中介,也可能受此影响而做出较大偏差的预测。

具体来讲,我们认为,分析师对套利限制较高的公司进行预测时会受到两个方面因素影响:第一,就是套利限制影响了信息的获取范围和准确性。比如,当股票被纳入到融资融券或深港通标的时,卖空交易者和境外交易者就会通过交易活动将更多信息传递到市场中,而这些信息与股票的基本面、市场预期收益和股票的均衡价格有关,有助于分析师利用这些信息来提高预测精度。而对于套利限制较高的股票,不仅会缺少这些重要的信息,而且由于其他投资者也很难掌握充分的信息对这类公司的市场价值和盈利预测进行判断,分析师很难从市场和其他渠道挖掘和获取准确性高的信息。Guo等(2020)就发现,分析师在评级和目标价格预测时,难以识别市场中的错误定价信息,而有能力的分析师则可以做出一定的反应。因此,对于套利限制程度高的公司,分析师很难对其搜集的信息进行判断,而这会使分析师更加依赖于经验和私有信息,那么预测的主观性会增加,而这会降低其预测精度。

第二,则是套利限制影响了分析师信息处理和估测的难度。当股票的套利限制较低时,套利者可以根据股票的基本价值进行套利,使股票回归基本价值,分析师则可以直接利用该股票的市场均衡价格来估计市场预期的利率、市盈率、每股盈利及业绩增长率等重要参数,这些均降低了分析师进行估值和预测的难度,有助于提升预测精度。而套利限制较高时,股票的价格可能长期偏离其基本价值,此时分析师进行预测时,就需要分析师基于经验和私有信息对股票的高估和低估程度进行判断和调整,得到较为精准的信息。而这一方面会增加分析师估测和预测的难度,另一方面又会增加信息处理的主观性,使分析师更容易受到启发式认知偏差(Tversky和Kahneman,1974)和证实偏差(Nickerson,1998)的影响。启发式认知偏差(heuristic cognitive bias)是指人们在形成认知和分析问题过程中往往会依据某些“经验法则”,而这会导致一些不自觉的偏误和心理偏差。而证实偏差则是指人们一旦先验地确立了某种信念,就会产生一种有意识地寻找各种证实自身信念信息的倾向。由此分析,当分析师基于更加有限的信息,并更多地依赖自身经验和私有信息时,就更容易受到启发式认知和证实偏差的影响,倾向于依赖经验和寻找证实自己先验信念的信息,而忽略其他信息,从而导致其预测精度的下降。

此外,李丹等(2016)、黄俊等(2018)和褚剑等(2019)等还从信息治理和分析师商业利益的角度解释了融资融券制度实施后分析师预测精度的变化。而根据上文的分析,我们认为,除了这些理性的解释之外,由于套利限制的增加给分析师带来的信息局限及估测难度的增加,也会使分析师在信息处理中更具主观性,更容易受到认知偏差的影响,从而降低预测精度。基于此,我们提出假说1:

假说1:套利限制会显著降低分析师的盈利预测精度,上市公司的套利限制越强,分析师的盈利预测精度越低,而且在控制了利益冲突和信息治理等理性因素后仍然成立。

伍燕然等(2012)、Hribar和McInnis(2012)的研究发现,即使是分析师这类并不直接参与市场交易的专业投资者也可能受到市场情绪的影响。一方面,分析师在进行盈利预测时会受到“情绪框架”的影响而导致“框架偏差”效应。另一方面,分析师与机构投资者和管理层的密切接触也容易使分析师受到情绪的传染而导致判断失误(Wu等,2018)。Baker和Wurgler(2006)等基于股票市场的证据发现,套利限制较高的股票,由于估值时具有较大的主观性,股价更容易受到市场情绪因素的影响。而结合假说1的分析,不难推测,套利限制因素可能会与情绪因素形成交互,进一步影响分析师预测的准确性。一方面,套利限制可能会加剧情绪因素的影响。因为,对于套利限制强的公司,由于信息的局限以及预测难度和主观性更大,分析师更容易受到认知偏差的影响,因而分析师受市场情绪的影响更大、预测精度也更低。而套利限制较低的公司,由于信息更加充分,预测难度和主观性较小,分析师受到认知偏差的影响较弱,因而分析师受市场情绪的影响也较小。另一方面,情绪因素可能对套利限制效应的影响不大。这是因为,在情绪波动较大的时候,虽然可能会加剧套利限制因素中认知偏差的影响,增加估测的难度,但由于市场整体交易活跃,交易信息增加,反而可能会抵消认知偏差的影响。因此,综合以上的分析,我们提出假说2a和假说2b:

假说2a:套利限制不仅直接地降低分析师盈利预测精度,而且还会加剧市场情绪的不利影响,进一步降低分析师预测的精度。

假说2b:套利限制可以显著降低分析师预测精度,但市场情绪并不能加剧套利限制的影响。

三、研究设计

(一)样本选取和数据说明

本文以2012年7月到2017年12月分析师对深圳主板上市的非ST类和非金融类(依据申万一级行业分类)的A股公司的盈利预测数据为研究样本,匹配相关变量,得到16907条观测数据,剔除缺失数据后,最终得到12222条观测数据。本文数据来源:(1)分析师盈利预测数据和上市公司的行情数据分别来源于国泰安数据库(CSMAR)和锐思数据库(RESET);(2)公司财务数据、券商基本资料来源于Wind数据库;(3)投资者情绪指数和上市公司的有限套利指数由作者分别参照Wu等(2018)和Gu等(2018)自行构建^①。

(二)变量构建与描述性统计

1. 有限套利指数的构建

一般认为,具有较高制度性约束(Gu等,2018)、高特质性波动风险(Barroso和Detzel,2021)、高信息不对称程度(叶建华和周铭山,2013)、交易量较小(Mashruwala等,2006)以及流动性较差(Lam和Wei,2011)等特征的公司具有较高的套利限制。本文基于有限套利的基本含义,从制度性约束、交易成本和风险以及信息不对称程度三个维度,选取非流动性指标、月交易量指标、是否深港通、是否融资融券、是否沪深300、公司治理情况、信息披露质量指标、是否涨

^①限于篇幅,投资者情绪指数和有限套利指数的具体构建方法可联系作者索取。

跌停和特异质风险等九个指标构建了指标体系,并参照Gu等(2018)的方法,构建了有限套利指数(LA_index)。有限套利指数从1到5分别代表了股票的套利限制从最低到最高。表1报告了被分析师预测的上市公司的套利限制指数的分布情况。

表1 有限套利指数变量的描述性统计

变量	观测数	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值	数值范围
LA_index	16907	2.705	1.251	3	1	5	4
变量值	频数		频率		累积频率		
1	3343		19.77		19.77		
2	5066		29.96		49.74		
3	3091		18.28		68.02		
4	4042		23.91		91.93		
5	1365		8.07		100		
合计	16907		100				

2. 投资者情绪指数的构建

本文基于Baker和Wurgler(2006)、伍燕然等(2012,2016)和Wu等(2018)关于投资者情绪的研究,选取新增投资者数量、主板市场换手率、投资者活跃度、市场融资余额和市场银证转账净流入5个指标变量合成投资者情绪指数,并使用国家统计局构建的宏观经济景气先行指数控制宏观经济中的基本面因素,剔除理性预期的影响,得到最终的投资者情绪指数($sentiment_t$)。具体构建方法详见Wu等(2018)。同时,考虑到本文研究的是分析师预测精度,包括上偏和下偏,为避免情绪指数为负值造成的含义模糊,以及保证预测精度与情绪之间一致的线性关系,我们对投资者情绪指数也同样取了偏离度的绝对值,使得二者都是偏度的概念。具体方法是:首先,我们将合成的投资者情绪指数($sentiment_t$)减去样本区间内情绪指数的中位数($sentiment_median$),然后再取其绝对值,得到投资者情绪指数的偏离度($sentiment1_t$)。处理前后,投资者情绪指数的描述性统计如表2所示。

表2 投资者情绪描述性统计

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
$sentiment$	16,907	0.444	2.021	-3.123	6.501
$sentiment1$	16,907	1.595	1.282	0.0220	5.738

注:描述性统计呈现的是样本期间内分析师对上市公司进行预测时情绪指数的分布情况。

3. 分析师盈利预测精度

分析师的盈利预测精度,一般采用分析师预测的每股收益($Feps_{i,j,T,t}$)相对于实际每股收益($Eps_{j,T}$)的相对偏离进行测度。但考虑到从分析师发布预测到年末这段时期,可能出现股本变更的情况,因此我们借鉴了伍燕然等(2016)的方法,首先构建一个股本调整系数 $\lambda_{j,T+1}$ 。 $\lambda_{j,T+1} = N_{j,T}/N_{j,T,t}$,其中, $N_{j,T,t}$ 是T年j公司被预测时t月的总股本数, $N_{j,T}$ 是j公司在T年末的总股本数。然后,用j公司在T年扣除了非经常损益并用期末股本摊薄后的实际每股收益 $Eps_{j,T}$ 进行系数调整,得到真实每股收益 $Eps_{j,T}^*$,即 $Eps_{j,T}^* = Eps_{j,T} \times \lambda_{j,T+1}$ 。再后,本文用分析师i在T年t月对j公司在T年末的每股收益预测值 $Feps_{i,j,T,t}$ 减去系数调整后的真实盈利预测值 $Eps_{j,T}^*$ 的绝对值,得到盈利预测的偏离度 $Faccuracy'_{i,j,T,t}$,即 $Faccuracy'_{i,j,T,t} = |Feps_{i,j,T,t} - Eps_{j,T}^*|$ 。最后,为了让不同股票的预测精度更具可比性,本文用j公司在T年t月的每股净资产 $Bps_{i,T,t}$ 对 $Faccuracy'_{i,j,T,t}$ 进行标准化,得到最终的盈利预测精度:

$$Faccuracy_{i,j,T,t} = \frac{|Feps_{i,j,T,t} - Eps_{j,T}^*|}{Bps_{i,T,t}} \quad (1)$$

此外,考虑到 $Faccuracy_{i,j,T,t}$ 生成中由于标准化而带来异常值。在回归时,本文首先剔除 $Bps_j < 0.5$ 的公司。然后,为进一步消除极端值,本文对 $Faccuracy_{i,j,T,t}$ 上下1%的数据进行了截尾处理,得到最终的 $Faccuracy_{i,j,T,t}$ 数据。表3报告了对分析师预测精度分年描述性统计的结果。从表3可知,在2012—2017年期间,分析师的盈利预测平均有4.52%的偏离度。特别是在2014—2015年股市经历暴涨、暴跌,市场情绪波动较大的时期,分析师盈利预测的平均偏离度最高,分别为4.8%和5.67%。

表3 按年份对分析师预测精度进行描述性统计

年份	观测数	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值	数值范围
2012	1 159	0.0355	0.0386	0.0250	0.000541	0.307	0.306
2013	2 908	0.0409	0.0446	0.0237	0.000528	0.304	0.303
2014	3 012	0.0480	0.0494	0.0342	0.000505	0.307	0.306
2015	2 606	0.0567	0.0534	0.0402	0.000505	0.306	0.306
2016	3 067	0.0425	0.0460	0.0268	0.000552	0.286	0.285
2017	3 785	0.0435	0.0424	0.0294	0.000546	0.278	0.278
合计	16 537	0.0452	0.0468	0.0301	0.000505	0.307	0.306

而在表4中,本文分别按照有限套利指数和情绪指数偏度对分析师预测精度进行分组描述性统计。其中,表4左侧中,本文直接依据套利限制指数分组,然后求得组内的平均预测精度,从结果可知:随着套利限制指数的增加,分析师的平均预测精度从4.1%上升到了6.0%,平均预测精度下降了44%,且在1%的水平下显著。这说明,随着上市公司套利限制的增加,分析师的平均预测精度大幅下降,初步验证了假说1。在表4右侧中,本文依据情绪指数偏度从低到高的分位数划分了五组,然后分别求得各组内的平均预测精度,从结果可知:随着投资者情绪的增加,分析师的平均预测精度总体上呈现出下降趋势。而且,相比于情绪指数波动最小的时期,情绪指数波动最大的时期,分析师的平均预测精度会下降5%,且在10%的水平下显著。这也验证了投资者情绪对分析师预测精度的不利影响。

表4 按有限套利指数和情绪指数分别进行分组描述性统计

变量	LA index					sentiment1						
	G1	G2	G3	G4	G5	G5-G1	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1
Faccuracy	0.041	0.042	0.040	0.051	0.060	0.018	0.043	0.041	0.048	0.048	0.046	0.002
t-test						10.07***						1.86*

注:t-test为t检验且假定组间存在不同方差。***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著,下同。

此外,在表5中,本文还同时根据有限套利指数和情绪指数偏度,对分析师预测数据进行二维分组,计算每个组合中的平均预测精度。从表5结果可知,在有限套利水平一定的情况下,随着情绪波动的增加(由P1到P5),分析师的平均预测精度基本呈现出下降趋势(P5-P1三个为正),并且随着套利限制的增加,情绪导致的精度下降效应(P5-P1)明显增强,特别是LA_index取值为5时,情绪导致的精度下降效应是LA_index取值为1时的25倍,这验证了假说2a。而另一方面,情绪偏度水平一定的情况下,随着套利限制的增加,分析师的平均预测精度也呈现下降趋势(G5-G1均为正),并且随着情绪偏度的增加,套利限制导致的精度下降效应(G5-G1)有所增强,但相比之下,情绪偏度最高时(P5),套利限制导致的精度下降效应仅比最低时(P1)增加了36%,而这验证了假说2b。

表 5 按有限套利指数和情绪指数进行二维分组描述性统计

变量	SentimentI						t-test
	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1	
LA_index							
G1	0.0406	0.0397	0.0382	0.0484	0.0404	-0.0002	-0.089
G2	0.0414	0.0320	0.0424	0.0475	0.0455	0.0041	2.012**
G3	0.0415	0.0371	0.0435	0.0396	0.0373	-0.0042	-1.735*
G4	0.0475	0.0506	0.0610	0.0459	0.0488	0.0013	0.529
G5	0.0545	0.0497	0.0648	0.0777	0.0593	0.0049	0.864
G5-G1	0.0139	0.0100	0.0265	0.0294	0.0189	0.005	
t-test	3.3489***	3.2704***	6.9061***	5.0524***	4.4557***		

4. 控制变量

控制变量方面,本文基于现有研究,主要从公司、分析师、券商三个层面来控制理性因素的影响:(1)公司层面,基于Ljungqvist等(2006)、Gu等(2013)和伍燕然等(2016)的研究成果,选取公司规模(*lmv*)、盈利能力(*roa*)、审计质量(*big4_audit*)、分析师关注度(*lanaattention*)和机构持股比例(*insti_holding*)控制信息治理因素的影响。(2)分析师层面,基于Xu等(2013)和Cheng等(2016)的研究,选取明星分析师(*teamstar*)和预测间隔(*lhorizon*)来控制个人能力和预测间隔的影响。(3)券商层面,基于Ljungqvist等(2006)以及Malmendier和Shanthikumar(2014)的研究,选取券商规模(*lnetcapital*)控制分析师研究所的规模和实力,选取券商成立年限(*lbrokermaturity*)控制券商声誉的影响,基于Gu等(2013)的研究,选取佣金比例(*commission_ratio*)控制利益冲突(佣金压力)对分析师预测精度的影响。各变量的定义、具体含义及描述性统计分别见表6和表7。

表 6 控制变量的定义及含义

变量代码	变量名称	变量含义
<i>lmv</i>	总流通市值	被预测上市公司t-1期流通市值的对数(单位:元)
<i>roa</i>	总资产收益率	被预测公司t-1期的总资产收益率
<i>big4_audit</i>	四大审计	是否被四大会计师事务所审计,是为1,否则为0
<i>insti_holding</i>	机构持股比例	在t-1期被预测的上市公司j中机构所持有的流通股占公司全部流通股的比例
<i>lanaattention</i>	分析师关注	一年中对上市公司j进行过跟踪分析的分析师团队数取对数
<i>teamstar</i>	明星分析师	分析师团队内是否有分析师在t-1期被评为明星分析师,有为1,否则为0
<i>lhorizon</i>	预测时间间隔	分析师i对公司j做出T年盈利预测的时间与公司j在次年发布年报之间的时间间隔(天)取对数
<i>lnetcapital</i>	券商净资本	券商净资本的对数(单位:元)
<i>lbrokermaturity</i>	券商经验	券商成立日至分析师盈利预测发布日之间间隔(天)的对数
<i>commission_ratio</i>	佣金占比	券商在t-1期从机构投资者收到的佣金占市场佣金总和的比重

(三)模型设计

1. 有限套利因素对分析师预测精度的影响

为检验有限套利对分析师盈利预测精度的影响,本文构建了如下模型:

$$Faccuracy_{i,j,T,t} = \alpha_i + \beta_0 sentimentI_{t-1} + \beta_1 LA_index_{j,t-1} + \beta_2 controls + \beta_3 Industry_control + \varepsilon \quad (2)$$

其中,在该回归模型中,本文加入控制了公司层面、分析师层面、券商层面、行业因素和投资者情绪偏度变量来控制理性因素和非理性因素对分析师预测的影响。

表7 控制变量描述性统计

变量	观测值数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lmv</i>	16 907	23.34	1.025	20.09	26.50
<i>roa</i>	16 879	0.0424	0.0473	-0.148	0.517
<i>big4_audit</i>	16 907	0.180	0.384	0	1
<i>insti_holding</i>	16 907	0.533	0.181	0	1.127
<i>lanaattention</i>	16 907	2.770	0.766	0	4.043
<i>teamstar</i>	16 907	0.371	0.483	0	1
<i>lhorizon</i>	16 907	5.516	0.403	3.091	6.174
<i>lnetcapital</i>	12 375	23.63	1.070	18.88	25.26
<i>lbrokermaturity</i>	16 265	8.733	0.466	0.693	9.337
<i>commission_ratio</i>	16 215	0.0311	0.0147	1.36e-05	0.0622

2. 情绪因素和有限套利的交互作用对分析师预测精度的影响

首先,考察情绪因素对套利限制效应的影响。当 LA_index 取值为1时为低套利限制组($LA_index_low_{j,t}$),取值为5时为高套利限制组($LA_index_high_{j,t}$),其余为中等套利限制组($LA_index_median_{j,t}$)。然后分别与情绪变量($sentiment1$)交互(相乘)得到 $sent_lowLA$ 、 $sent_medianLA$ 和 $sent_highLA$,构建如下回归模型:

$$Faccuracy_{i,j,T,t} = \alpha_i + \beta_0 sentiment1_{t-1} + \beta_1 sent_medianLA_{j,t-1} + \beta_2 sent_highLA_{j,t-1} + \beta_3 controls + \beta_4 Industry_control + \varepsilon \quad (3)$$

$$Faccuracy_{i,j,T,t} = \alpha_i + \beta_0 sent_lowLA_{j,t-1} + \beta_1 sent_medianLA_{j,t-1} + \beta_2 sent_highLA_{j,t-1} + \beta_3 controls + \beta_4 Industry_control + \varepsilon \quad (4)$$

接下来,考察情绪因素对套利限制效应的影响。首先,当 $sentiment1$ 处于样本时间段内最高的五分位时为最高组($sent_high_{j,t-1}$),处于最低的五分位时为最低组($sent_low_{j,t-1}$),其余为中间组($sent_median_{j,t-1}$)。然后分别设置虚拟变量,并与套利限制指数进行交互(相乘)得到 LA_sent_low 、 LA_sent_median 和 LA_sent_high ,构建如下回归模型:

$$Faccuracy_{i,j,T,t} = \alpha_i + \beta_0 LA_index_{t-1} + \beta_1 LA_sent_median_{j,t-1} + \beta_2 LA_sent_high_{j,t-1} + \beta_3 controls + \beta_4 Industry_control + \varepsilon \quad (5)$$

$$Faccuracy_{i,j,T,t} = \alpha_i + \beta_0 LA_sent_low_{j,t-1} + \beta_1 LA_sent_median_{j,t-1} + \beta_2 LA_sent_high_{j,t-1} + \beta_3 controls + \beta_4 Industry_control + \varepsilon \quad (6)$$

四、实证分析

(一)基准回归的结果

为了避免异方差和自相关对回归结果产生的影响,本文采用FGLS回归进行实证分析。在对标准误的预期分布进行建模时,本文采用包含所有解释变量、控制变量和行业固定效应的指数分布函数。此外,考虑到撰写报告的时间发生在预测公布之前,本文采用预测前一个月的投资者情绪偏度($sentiment1_{t-1}$)和有限套利指数(LA_index_{t-1})进行回归分析。结果见表8和表9所示。

(二)基准回归结果分析

1. 有限套利因素的影响

表8列示了有限套利因素对分析师盈利预测精度的直接影响。其中,第(1)列结果显示,在不考虑其他因素的影响下, LA_index 的影响系数为0.00333,且在1%的水平上显著。而在第(2)

表8 有限套利因素对分析师预测精度的影响

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Faccuracy</i>	<i>Faccuracy</i>	<i>Faccuracy</i>	<i>Faccuracy</i>	<i>Faccuracy</i>	<i>Faccuracy</i>
<i>LA_index</i>	0.00333*** (11.33)	0.00425*** (15.80)	0.00245*** (5.73)	0.00260*** (6.88)	0.00138*** (4.18)	0.000584** (2.20)
<i>sentiment1</i>					0.00262*** (6.10)	0.00259*** (6.82)
<i>controls</i>	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry_control</i>	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
<i>N</i>	16 537	16 537	11 964	11 964	11 964	11 964
<i>R-sq</i>	0.008	0.143	0.080	0.182	0.081	0.183

注:括号内为t检验值,***、**、*分别表示统计量在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

表9 非理性因素(投资者情绪)与有限套利因素的交互影响

Variables	(1)	(2)	Variables	(3)	(4)
	<i>Faccuracy</i>	<i>Faccuracy</i>		<i>Faccuracy</i>	<i>Faccuracy</i>
<i>sentiment1</i>	0.0000955 (0.24)		<i>LA_index</i>	0.00243*** (6.04)	
<i>sentiment_lowLA</i>		0.0000955 (0.24)	<i>LA_sentiment_low</i>		0.00243*** (6.04)
<i>sentiment_medianLA</i>	0.000547 (1.27)	0.000643** (2.24)	<i>LA_sentiment_median</i>	0.000117 (0.46)	0.00255*** (6.34)
<i>sentiment_highLA</i>	0.00490*** (4.69)	0.00499*** (5.11)	<i>LA_sentiment_high</i>	0.000223 (0.62)	0.00265*** (5.74)
<i>controls/Industry_control</i>	控制	控制	<i>controls/Industry_control</i>	控制	控制
<i>N</i>	11 964	11 964	<i>N</i>	11 964	11 964
<i>R-sq</i>	0.183	0.183	<i>R-sq</i>	0.183	0.183

至(4)列中,本文进一步控制了公司层面、券商层面、分析师层面等理性因素和行业特征因素的影响。而第(4)列结果显示,*LA_index*的影响系数为0.00260,且在1%的水平上显著为正。这说明,随着套利限制的增强,分析师盈利预测的偏差越大,而且这种偏离并不能由公司层面因素、分析师的利益冲突、分析师的个人特征、分析师所在券商的研究实力和行业特征所解释。而第(5)列和(6)列中,本文进一步加入情绪波动变量,同时控制了情绪因素、理性因素和行业因素的影响后,*LA_index*的影响系数分别为0.00138和0.000584,且仍然在5%的水平下显著为正。这说明,在控制了投资者情绪因素、上述理性因素和行业不可观测的特征因素的影响后,套利限制程度每增加1个标准误,仍会使分析师盈利预测精度下降0.02个标准误。此外,值得注意的是,相较于表8中第(1)至(4)列的结果,在控制了情绪因素后,有限套利因素的影响大幅减小,这说明套利限制因素的影响有一部分被情绪波动等非理性因素所吸收。这也意味着,套利限制对分析师的影响部分地来源于分析师的认知偏差,与本文的理论分析相符。综上,假说1得到验证。

2. 投资者情绪和有限套利因素的交互作用

表9的第(1)和(2)列检验了有限套利对情绪效应的影响。从表9的第(1)列的结果来看,相比于低套利限制组,投资者情绪波动对分析师盈利预测精度的影响在中、高套利限制组合中分别增加了0.000547和0.00490,特别是在高套利限制时,这种加剧效应在1%的水平下显著。而表9的第(2)列中,我们进一步给出了情绪波动分别在低、中、高三组套利限制组合中的影响。该结果更为清晰地显示,从低套利限制组合到高套利限制组合,情绪效应的影响从最初的不显著到5%和1%水平下显著。而且在影响幅度上,随着套利限制的增强,情绪波动每增加1个标准

误,分别会使分析师预测精度下降0.002、0.02和0.14个标准误,情绪效应明显增强,预测精度的下降幅度明显增加。

在表9的第(3)和(4)列检验了情绪因素对有限套利效应的影响。表9的第(3)列结果显示,相比于情绪波动较低,套利限制对分析师盈利预测精度的影响在中等情绪波动和较高情绪波动时,分别增加了0.000117和0.000223,但该差异并不显著。这说明,随着情绪波动的增加,套利限制对分析师的影响并未发生明显差异。而表9的第(4)列中,我们进一步给出了较低情绪波动、中等情绪波动和较高情绪波动时,套利限制对分析师预测精度的影响效应,其影响系数说明,随着情绪波动的增加,套利限制每增加1个标准误,分别会使分析师预测精度下降0.066、0.07和0.073个标准误,有限套利带来的预测精度下降效应仅变化了9%。综合表9第(1)至(4)列的结果,我们可以得出结论:有限套利因素会与情绪因素交互,加剧情绪因素对分析师不利影响,但情绪因素对套利限制效应的影响并不显著。该结果验证了我们假说2a和假说2b中分析的结论。

(三)稳健性检验^①

1. 样本选择偏差的问题

由于本文只能计算分析师关注公司的盈利预测精度,所以上述结果可能存在样本选择偏差的问题。为了避免样本选择偏差的影响,本文参照Ljungqvist等(2006)、Firth等(2013)和Hameed等(2015),选择券商行业关注度(*broker_cov*)和公司行业收入占有率(*mkshare*)作为排他性变量,采用Heckman(1979)两步法处理样本选择偏差问题。从检验结果来看,在修正了可能存在的样本选择偏差后,结果与基准回归基本一致,说明结果稳健。

2. 替换有限套利指数的衡量方法

为了检验回归结果对有限套利指数衡量方法的敏感性,本文进行如下检验:(1)变化赋值方法,将套利限制指数的取值区间变为1至10,使其更为连续,然后进行检验。(2)考虑到“信息不对称”因素本身就是影响分析师预测精度的因素。为了区分套利限制与信息不对称本身对分析师预测精度的影响,本文剔除“信息不对称”维度后进行检验。结果依旧稳健。

3. 替换分析师精度变量的衡量方法

为了检验回归结果对被解释变量衡量方法的敏感性,我们参照Malloy(2005),采用相对精度(*Faccuracy1*)的度量方法进行稳健性检验: $Faccuracy1 = |Faccuracy_{i,j,T,t} - \overline{Faccuracy_{i,j,T,t}}|$ 。其中, $\overline{Faccuracy_{i,j,T,t}}$ 代表t期所有分析师i对上市公司j做出的T年盈利预测精度的平均值^②。检验结果与基准回归基本一致。

4. 其他稳健性检验

此外,本文还进行了以下两个方面的稳健性检验:(1)考虑到尾端数据对结果的影响,本文分别采用全样本数据和变化缩尾方式(将*Faccuracy*上下1%的数据替换成1%和99%时的值)的数据进行了稳健性检验。(2)变化了估计模型,采用在行业层面的固定效应模型进行了稳健性检验。从检验的结果来看,我们的主要结果依旧稳健。

五、拓展研究

在理论分析中,本文认为,套利限制对分析师预测精度的影响主要源于信息局限、估测难度和认知偏差,因此,当分析师的信息资源和个人能力不同时,其受套利限制的影响也会存在差异。本文主要探讨分析师的研究能力、所在研究所的规模以及所在券商的独立性是否会导致

^①限于篇幅限制,稳健性检验的结果未列式,有需要的读者请联系作者索取。

^②考虑到一致预测的代表性问题,在计算平均预测精度时,考察至少有2个分析师对某上市公司j做出盈利预测的情况。

分析师受到套利限制影响的程度呈现差异?一般来说,分析师的研究水平越高,所在研究所的规模越大,所在券商的独立性越强,分析师掌握的信息也就越充分和越准确,同时也较少受到信息不对称和利益冲突的影响,因而,这些分析师应该更有能力应对套利限制中信息局限的影响,做出相对准确的判断和预测。但是,随着套利限制的提升,股票价格、历史收益等信息的公允性会下降,而这会增加分析师利用这些信息进行估测的难度和主观性。此时,研究水平越高,所在研究所的规模越大,所在券商的独立性越强的分析师反而更加依赖于经验和私有信息进行判断,这使他们更容易受到启发式认知和证实偏差等心理因素的影响。如谭松涛等(2017)就发现实地调研后分析师的预测精度反而下降了。因此,在本节中,我们进一步探讨套利限制的影响差异。

(一)明星分析师与非明星分析师

表10中,我们首先以是否为明星分析师(*teamstar*)进行分组。其中,从表10第(1)列结果可知,无论是非明星分析师组(*LA_nstar*)还是明星分析师组(*LA_star*),套利限制对分析师预测精度的影响均在1%水平下显著为正,影响系数分别为0.00231和0.00299,而且明星分析师受到的影响比非明星分析师大0.000674,该差异在1%的水平下显著(即*Difference in Star & Non-Star*的结果显著,下同)。这意味着,相比于非明星分析师,尽管明星分析师拥有更多的资源优势和分析能力,但同样不能抑制情绪和套利限制因素的影响而做出更为准确的预测。而且,明星分析师受到套利限制的影响更大。而从表10的第(2)列结果可知,无论明星分析师还是非明星分析师,随着套利限制的提高,情绪因素的影响均呈现上升趋势,套利限制对情绪的影响存在明显的加剧效应,即*sentiment1*、*sentiment2*和*sentiment3*均在1%的显著水平下为正。同时,*Difference in Star & Non-Star*的结果显示,这种加剧效应在明星和非明星分析师之间不存在显著差异。这意味着,套利限制对情绪因素影响的加剧效应同样作用于明星分析师,明星分析师的个人能力不能降低这种效应的不利影响。

表 10 明星分析师与非明星分析师的表现差异

Variables	(1)		(2)	
	系数	t值	系数	t值
<i>LA_nstar</i>	0.00231***	(5.99)		
<i>LA_star</i>	0.00299***	(7.21)		
<i>sentiment1</i>	0.000608**	(2.30)		
<i>sentiment2</i>			0.000603	(1.19)
<i>sentiment3</i>			2.59e-09	(0.00)
<i>sentiment4</i>			0.00448***	(4.14)
<i>sentiment5</i>			-0.000939	(-1.54)
<i>sentiment6</i>			0.00168***	(3.46)
<i>sentiment7</i>			0.00488***	(3.14)
<i>controls/Industry_control</i>	控制		控制	
<i>N</i>	11 964		11 964	
<i>R-sq</i>	0.182		0.184	
<i>Difference in Star & Non-Star</i>	0.000674***		0.000403	
<i>t-test</i>	(2.73)		(0.22)	

注:*LA_star*和*LA_nstar*分别表示*LA_index*与虚拟变量(明星分析师、非明星分析师)的交互项。*sentiment1*、*sentiment2*、*sentiment3*和*sentiment4*分别表示在明星分析师中,低、中、高套利限制组与情绪变量的交互项。*sentiment5*、*sentiment6*和*sentiment7*分别表示在非明星分析师组中,低、中、高套利限制组与情绪变量的交互项。

(二)大券商分析师与小券商分析师

表11中,本文以当年券商净资产(*netcapital*)排名前25%的券商为大券商,其余为小券商进行分组。从表11的第(1)列结果可知,大券商分析师和小券商分析师受套利限制的影响系数(*LA_large*和*LA_small*的系数)分别为0.00257和0.00250,且均在1%的水平下显著。而差异性结果显示(即*Difference in Large & Small*,下同),大券商分析师受到套利限制因素的影响与小券商分析师相比并不存在显著差异。这也就意味着,在套利限制的影响下,大券商所属分析师并不能较小券商分析师提供更为精准的盈利预测。而由表11的第(2)列结果可知,无论大券商分析师还是小券商分析师,随着套利限制的增加,情绪因素的影响基本是递增的,但这种加剧效应仅在小券商分析师组中显著。同时,差异性检验结果显示,套利限制对情绪因素影响的加剧效应对大券商分析师的作用显著下降。综上可知,相比于小券商分析师,大券商分析师拥有更多的资源、信息优势和研究团队,可以抑制套利限制对于情绪因素影响的加剧效应,但其并不能降低套利限制因素的直接影响,提供更为准确的盈利预测。

表 11 大券商与小券商所属分析师的表现差异

Variables	(1)		(2)	
	系数	t值	系数	t值
<i>LA_small</i>	0.00250***	(6.27)		
<i>LA_large</i>	0.00257***	(6.56)		
<i>sentiment1</i>	0.000598**	(2.29)		
<i>sentilowLA_small</i>			-0.000465	(-0.92)
<i>sentimedianLA_small</i>			0.000443	(1.21)
<i>sentihighLA_small</i>			0.00803***	(5.35)
<i>sentilowLA_large</i>			0.000532	(0.95)
<i>sentimedianLA_large</i>			0.000600*	(1.79)
<i>sentihighLA_large</i>			0.00152	(1.51)
<i>controls/Industry_control</i>	控制		控制	
<i>N</i>	11 964		11 964	
<i>R-sq</i>	0.181		0.183	
<i>Difference in Large & Small</i>	0.0000649		-0.00651***	
<i>t-test</i>	(0.27)		(-3.71)	

注:*LA_small*和*LA_large*分别表示*LA_index*与虚拟变量(小券商分析师、大券商分析师)的交互项,*sentilowLA_small*、*sentimedianLA_small*和*sentihighLA_small*分别表示在小券商分析师中,低、中、高套利限制与情绪变量的交互项。*sentilowLA_large*、*sentimedianLA_large*和*sentihighLA_large*分别表示在大券商分析师组中,低、中、高套利限制与情绪变量的交互项。

(三)独立性较强的分析师与独立性较弱的分析师

表12中,本文以佣金收入占比(*commission_ratio*)排名前25%的券商的分析师为独立性较强组,其余为独立性较弱组。当券商佣金占比较高时,分析师增加佣金收入的动机和压力较小,因而独立性较强。反之则反是。从表12的第(1)列结果可知,独立性较弱组和独立性较强组的分析师受套利限制因素影响的系数(*LA_lcommission*和*LA_hcommission*的系数)分别为0.00249和0.00271,且均在1%水平下显著。而差异性检验显示(即*Difference in High & Low*,下同),独立性较强的分析师受到套利限制的影响与独立性较弱的分析师并无差异。这说明,尽管佣金收入靠前的券商分析师受到的佣金压力较小,预测的独立性较强,但其受到套利限制因素的影响程度无异于独立性较弱的分析师。同时,表12的第(2)列结果显示,无论独立性程度如何,随着套利限制的增加,情绪因素对分析师预测精度的影响基本是递增的,而且这种加剧效应均在

1%的水平下显著。而差异性检验显示,独立性较强的分析师,尽管可以较小地抑制套利限制对情绪因素影响的加剧效应,但这种影响并不显著。

表 12 券商佣金收入占比高/低与分析师表现差异

Variables	(1)		(2)	
	系数	t值	系数	t值
<i>LA_lcommission</i>	0.00249***	(6.28)		
<i>LA_hcommission</i>	0.00271***	(6.74)		
<i>sentiment1</i>	0.000594**	(2.23)		
<i>sent_i_lowLA_lcommission</i>			0.000668	(1.24)
<i>sent_i_medianLA_lcommission</i>			0.000539	(1.56)
<i>sent_i_highLA_lcommission</i>			0.00536***	(4.10)
<i>sent_i_lowLA_hcommission</i>			-0.000501	(-1.00)
<i>sent_i_medianLA_hcommission</i>			0.000736**	(1.99)
<i>sent_i_highLA_hcommission</i>			0.00434***	(3.23)
<i>controls/Industry_control</i>		控制		控制
<i>N</i>		11 964		11 964
<i>R-sq</i>		0.182		0.182
<i>Difference in High & Low</i>		0.000219		-0.00102
<i>t-test</i>		(0.89)		(-0.56)

注:*LA_lcommission*和*LA_hcommission*分别表示套利限制与虚拟变量(低佣金占比、高佣金占比)券商分析师的交互项,*sent_i_lowLA_lcommission*、*sent_i_medianLA_lcommission*和*sent_i_highLA_lcommission*分别表示在低佣金占比分析师中,低、中、高套利限制与情绪变量的交互项。*sent_i_lowLA_hcommission*、*sent_i_medianLA_hcommission*和*sent_i_highLA_hcommission*分别表示在高佣金占比分析师中,低、中、高套利限制与情绪变量的交互项。

六、主要结论

本文基于行为金融学视角,研究了有限套利及其与情绪因素之间的相互作用对分析师盈利预测精度的影响,并探讨了不同特质的分析师受到套利限制影响的表现差异。本文结论如下:(1)套利限制的增加会显著降低分析师的盈利预测,而且这种效应不能由理性因素(机构持股、佣金关系、声誉机制等信息治理和利益冲突因素)、情绪因素以及行业因素所解释。(2)本文发现,套利限制因素不仅独立地影响分析师的盈利预测精度,而且还会与情绪因素交互,进一步降低预测精度,而且这种交互作用主要是通过套利限制加剧情绪效应实现的,而情绪对套利限制效应的影响不显著。(3)无论是研究能力更强的明星分析师,研究所规模更大、信息来源更广的大券商分析师,还是独立性更强的分析师,都不能显著降低套利限制对其盈利预测精度的直接影响,而且研究能力更强的明星分析师受到套利限制的影响还更大。不仅如此,明星分析师以及独立性较强的分析师也不能相对降低套利限制对情绪效应的加剧作用,而大券商分析师则可以相对降低这种加剧效应。

本文的管理启示如下:(1)套利限制对分析师盈利预测的影响不仅来源于信息和利益冲突的因素,还来源于分析师的认知偏差。特别是在套利限制的影响下,分析师受到情绪因素的影响显著增加,进一步降低了分析师的预测精度。(2)分析师并不是完全理性的,在情绪偏度波动较大时,人们的投资决策更应谨慎地参考分析师对于套利限制较高公司的盈利预测。(3)套利限制不仅直接影响了投资者的交易行为,作用于价格的形成过程,还会影响以分析师为代表的专业投资者的行为,间接影响投资者预期,并对资产价格产生影响。

本文的不足与展望之处在于:(1)在套利限制指标构建上,本文采用了9个指标等权重法赋

权,未来可以优化指标体系和赋权方法,更为全面地衡量套利限制。(2)本文只讨论了套利限制与情绪因素的影响,还可以进一步拓展套利限制与其他认知偏差的相互作用。(3)本文主要以深交所上市公司数据为样本,存在一定局限,未来可以进一步扩充样本进行检验。

主要参考文献

- [1]曹胜,朱红军. 券商自营业务与分析师乐观性[J]. 管理世界,2011,(7): 20-30.
- [2]褚剑,秦璇,方军雄. 中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差[J]. 管理世界,2019,35(1): 151-166,228.
- [3]黄俊,黄超,位豪强,等. 卖空机制提高了分析师盈余预测质量吗——基于融资融券制度的经验证据[J]. 南开管理评论,2018,21(2): 135-148.
- [4]李丹,袁淳,廖冠民. 卖空机制与分析师乐观性偏差——基于双重差分模型的检验[J]. 会计研究,2016,(9): 25-31.
- [5]伍燕然,江婕,谢楠,等. 公司治理、信息披露、投资者情绪与分析师盈利预测偏差[J]. 世界经济,2016,39(2): 100-119.
- [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,2012,47(4): 149-160.
- [7]许年行,江轩宇,伊志宏,等. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. 经济研究,2012,47(7): 127-140.
- [8]叶建华,周铭山. 有限套利能否解释A股市场资产增长异象[J]. 南开管理评论,2013,16(1): 41-48,63.
- [9]尹玉刚,谭滨,陈威. 套利非对称性、误定价与股票特质波动[J]. 经济学(季刊),2018,17(3): 1235-1258.
- [10]Aharoni G, Einhorn E, Zeng Q. Under weighting of private information by top analysts[J]. *Journal of Accounting Research*, 2017, 55(3): 551-590.
- [11]Ang A, Hodrick R J, Xing Y H, et al. The cross-section of volatility and expected returns[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(1): 259-299.
- [12]Baker M, Wurgler J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(4): 1645-1680.
- [13]Barroso P, Detzel A. Do limits to arbitrage explain the benefits of volatility-managed portfolios?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 140(3): 744-767.
- [14]Cheng Q, Du F, Wang X, et al. Seeing is believing: Analysts' corporate site visits[J]. *Review of Accounting Studies*, 2016, 21(4): 1245-1286.
- [15]Cuculiza C, Antoniou C, Kumar A, et al. Terrorist attacks, analyst sentiment, and earnings forecasts[J]. *Management Science*, 2021, 67(4): 2579-2608.
- [16]Dong R, Fisman R, Wang Y X, et al. Air pollution, affect, and forecasting bias: Evidence from Chinese financial analysts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3): 971-984.
- [17]Firth M, Lin C, Liu P, et al. The client is king: Do mutual fund relationships bias analyst recommendations?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2013, 51(1): 165-200.
- [18]Gu M, Kang W J, Xu B. Limits of arbitrage and idiosyncratic volatility: Evidence from China stock market[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 86: 240-258.
- [19]Guo L, Li F W, John Wei K C. Security analysts and capital market anomalies[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 137(1): 204-230.
- [20]Hameed A, Morck R, Shen J F, et al. Information, analysts, and stock return comovement[J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(11): 3153-3187.
- [21]Han B, Kong D M, Liu S S. Do analysts gain an informational advantage by visiting listed companies?[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(4): 1843-1867.
- [22]Hirshleifer D, Levi Y, Lourie B, et al. Decision fatigue and heuristic analyst forecasts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(1): 83-98.
- [23]Hribar P, McNinn J. Investor sentiment and analysts' earnings forecast errors[J]. *Management Science*, 2012, 58(2): 293-307.
- [24]Kerl A, Ohlert M. Star-analysts' forecast accuracy and the role of corporate governance[J]. *The Journal of Financial Research*, 2015, 38(1): 93-120.
- [25]Kong D M, Lin Z Y, Wang Y N, et al. Natural disasters and analysts' earnings forecasts[J]. *Journal of Corporate Finance*,

- 2021, 66: 101860.
- [26]Lam F Y E C, Wei K C J. Limits-to-arbitrage, investment frictions, and the asset growth anomaly[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 102(1): 127-149.
- [27]Li F F, Lin C, Lin T C. Salient anchor and analyst recommendation downgrade[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 69: 102033.
- [28]Ljungqvist A, Marston F, Wilhelm W J. Competing for securities underwriting mandates: Banking relationships and analyst recommendations[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(1): 301-340.
- [29]Malloy C J. The geography of equity analysis[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(2): 719-755.
- [30]Malmendier U, Shanthikumar D. Do security analysts speak in two tongues?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(5): 1287-1322.
- [31]Mashruwala C, Rajgopal S, Shevlin T. Why is the accrual anomaly not arbitrated away? The role of idiosyncratic risk and transaction costs[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(1-2): 3-33.
- [32]Mendel B, Shleifer A. Chasing noise[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(2): 303-320.
- [33]Mola S, Guidolin M. Affiliated mutual funds and analyst optimism[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93(1): 108-137.
- [34]Sedor L M. An explanation for unintentional optimism in analysts' earnings forecasts[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(4): 731-753.
- [35]So E C. A new approach to predicting analyst forecast errors: Do investors overweight analyst forecasts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108(3): 615-640.
- [36]Wu Y R, Liu T T, Han L Y, et al. Optimistic bias of analysts' earnings forecasts: Does investor sentiment matter in China?[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2018, 49: 147-163.
- [37]Xu N H, Chan K C, Jiang X Y, et al. Do star analysts know more firm-specific information? Evidence from China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(1): 89-102.

Limited Arbitrage, Investor Sentiment and Analyst Earnings Forecast Accuracy

Zhang Chao, Wu Yanran, Su Song, Hu Songming

(*Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China*)

Summary: Theoretically, analysts, as professional investors, are supposed to provide unbiased forecasts. However, existing research has generally found an optimistic bias in analyst earnings forecasts. Analysts are playing an increasingly important role in the capital market, and the research on the reasons of analyst forecast bias or the influencing factors of analyst forecast accuracy has gradually become a hot topic in the field of accounting and finance. Existing studies mainly discuss the influencing factors of analyst forecast accuracy from the rational perspective of interest conflict and information asymmetry, and from the irrational perspective of psychological bias, but seldom investigate the impact of limited arbitrage factor on analyst forecast accuracy. The discussion of this paper can help to analyze the formation process of analyst earnings forecast bias from the perspective of limited rationality and limited arbitrage, and enrich the related literature on the influencing factors of analyst forecast accuracy.

From the perspective of behavioral finance, this paper examines the impact of limited arbitrage factor on analyst earnings forecast accuracy, the interaction effect between limited arbitrage factor and

investor sentiment, and whether the above effects have differential impacts among analysts with different characteristics. The conclusions are as follows: (1) Limited arbitrage factor significantly affects analyst forecast accuracy. The stronger the arbitrage restriction on companies, the lower the analyst forecast accuracy; and this effect cannot be explained by rational factors (institution shareholding, commission pressure, analyst reputation, and other interest conflicts) and sentiment. (2) Limited arbitrage factor not only affects analyst forecast accuracy directly, but also interacts with investor sentiment to intensify the impact of sentiment on analysts, further reducing analyst forecast accuracy. (3) Neither star analysts, large brokerage analysts nor those with strong independence can significantly reduce the impact of limited arbitrage factor, but large brokerage analysts can reduce the intensifying effect of limited arbitrage factor on sentiment.

This paper contributes to the literature in several aspects: (1) Based on the analyst individual forecast, it initially constructs a more comprehensive index to estimate the limited arbitrage degree, and for the first time to examine the impact of limited arbitrage factor on analyst forecast accuracy from the perspective of cognitive biases, providing a new perspective and analytical paradigm for the research on analyst forecast accuracy. (2) For the first time, it examines the interaction effect between limited arbitrage factor and investor sentiment, and finds that limited arbitrage factor will intensify the impact of sentiment on analysts, and further reduce analyst forecast accuracy, but investor sentiment does not affect the effect of limited arbitrage factor. (3) Based on the background of China, it constructs a comprehensive index that can better measure the degree of arbitrage restriction. (4) It provides a new perspective for the study of stock market anomalies and market pricing efficiency. That is, limited arbitrage factor can act on the capital market by influencing analyst earnings forecasts.

Key words: investor sentiment; limited arbitrage; analysts; forecast accuracy; behavioral finance

(责任编辑:王 孜)