

公司并购与分析师评级乐观性*

——基于声誉和利益关联的实证研究

张龙文¹ 魏明海²

(1. 中山大学管理学院, 广东 广州 510275;

2. 中山大学现代会计与财务研究中心, 广东 广州 510275)

内容提要:本文利用我国证券市场分析师层面的数据,研究了分析师在面对公司并购行为时的乐观倾向,以及声誉和利益关联在其中发挥的作用。研究发现:分析师对存在并购行为的公司发布更高的评级;代表个人声誉的明星分析师对存在并购的公司发布更高的评级,但代表机构声誉的规模大的券商没有对存在并购的公司发布更高的评级;当存在承销关联、自营关联和基金关联时,分析师也未对存在并购的公司发布更高的评级。进一步研究还发现:我国分析师的评级越来越倾向乐观,但利益关联对分析师乐观倾向的影响却有所降低;此外,分析师对存在并购行为的公司发布更高评级的现象仅存在于信息透明度低的公司。本文的研究表明监管约束和信息透明有助于降低分析师的乐观倾向。

关键词:分析师 并购 评级乐观性 声誉 利益关联

中图分类号:F270.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)03—0090—17

一、引言

分析师是重要的市场中介,他们通过信息发现和解释降低投资者与公司间的信息不对称,帮助投资者评估公司价值。因此,分析师的客观公正对资源的有效配置以及投资者利益的保护具有重要意义。但现有研究表明,分析师存在系统性的乐观倾向,这一倾向主要是由分析师的利益动机造成的。导致分析师发布乐观倾向研究报告的主要利益动机包括:取悦管理层以获取更多信息(Francis和Philbrick,1993)^[1],维护与券商的业务关系,产生更大交易量以获得更多的交易佣金(Cowen等,2006)^[2],机构投资者的压力(Firth等,2013)^[3]。

分析师可能发布具有乐观倾向的研究报告而误导投资者,因此,深入研究抑制分析师利益动机的机制就非常必要。抑制分析师利益动机的机制主要有两类:一类是市场声誉机制,包括分析师个人声誉和所在证券公司的声誉;另一类是信息环境,包括环境的透明度和市场监管质量。分析师最终是否发布客观公正的研究报告是利益动机、声誉机制和信息环境共同作用的结果。发布客观公正的分析报告是对分析师的职业道德要求,但分析师也是市场中的“经济人”,其行为受到信息环境和利益动机的影响。在理想的情况下,分析师间的竞争和市场的最终检验会促使分析师发布客观的报告来建立声誉。如果信息环境使得受到惩罚的风险比较低,分析师也可能发布扭曲的报告来实现其他利益动机。我国市场化进程一直在推进,各项制度建设越来越完善、监管要求也越来越

收稿日期:2018-10-24

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“盈余公告前漂移的形成机理研究”(71772181)。

作者简介:张龙文,男,博士研究生,研究领域是财务与投资,电子邮箱:zhlongw@mail2.sysu.edu.cn;魏明海,男,教授,博士生导师,研究领域是公司财务与公司治理等,电子邮箱:mnswmh@mail.sysu.edu.cn。通讯作者:魏明海。

严格。在这种情况下,声誉机制在抑制分析师乐观倾向上是否充分发挥了作用,利益关联对分析师扭曲评级有什么影响?这些问题的深入研究对于进一步完善资本市场中分析师功能有重要价值。

我国对分析师群体的监管包括行业自律管理和行政监管。《中国证券业协会证券分析师职业道德守则》要求分析师“恪守独立诚信、谨慎客观、勤勉尽职、公正公平的原则”。证监会在2001年发布《关于规范面向公众开展的证券投资咨询业务行为若干问题的通知》,要求证券投资咨询机构及其执业人员在与自身有利害冲突时应进行执业回避。2011年1月1日开始执行的《发布证券研究报告暂行规定》要求证券公司、证券投资咨询机构应采取有效措施,保证其发布证券研究报告不受利益相关者的干涉与影响。另外,还要求它们严格执行发布证券研究报告与其他证券业务之间的隔离墙制度。目前看来,这些监管制度实施的有效性也还有待检验。

公司并购是市场经济发展的必然现象,是资本扩张和优化资源配置的重要手段。近年来,随着我国传统产业转型升级加速,公司并购进入爆发期。合理的并购能够产生协同效应,增加企业的价值,但也存在上市公司利用我国资本市场发展不完善、股票价格易受投资者情绪驱动的特点,制造并购事件以拉抬股价,最终损害投资者的利益。公司并购无疑也是分析师关注和评估的重点对象。然而,我国的分析师却并未受到社会的普遍信任,媒体对分析师行业的“潜规则”有大量报道,而分析师利用发布的分析报告误导投资者的事件也时有发生。因此,有必要研究分析师在投资者对并购题材的非理性炒作中是否起到了推波助澜的作用。证监会对上市公司的并购有明确的监管和信息披露要求。并购行为也是受到媒体和各种市场主体广泛关注的事件。总体上,并购行为的信息环境是较为透明的。这为研究信息环境、声誉机制和利益动机在影响分析师评级时的互相作用提供了条件。

本文以我国2007—2015年分析师层面的数据,检验分析师评级在发生并购与未发生并购公司间的差异,以及分析师声誉、券商声誉和三种利益关联对分析师评级的影响。研究发现:(1)分析师对存在并购的公司给予了更高的评级,说明分析师总体上对公司并购行为具有系统的乐观倾向,对并购题材的炒作起到了推波助澜的作用;(2)对发生并购行为的公司给予更高评级的现象在明星分析师和非明星分析师中都存在,根据分析师所在证券公司规模分类时,仅规模小的证券公司的分析师会对发生并购行为的公司给予更高评级,说明明星分析师并没有起到抑制分析师乐观的作用,而证券公司的声誉则发挥了作用;(3)承销关系、证券公司自营、基金关系三种利益关联都会导致更高的分析师评级,但当存在这三种利益关联时分析师反而不会对公司的并购行为发布更高的评级,这是因为并购的透明度、监管层对并购的关注提高了分析师扭曲评级的风险,抑制了分析师的乐观倾向。

本文的研究有以下主要贡献:首先,加深了对分析师作用的认识。现有文献对分析师在资本市场上分别发挥的正面作用和负面作用有不同证据,尤其是对新兴市场分析师发挥作用的研究还不够深入;其次,深化了声誉机制影响分析师行为的研究,在中国这样的新兴市场国家,声誉机制仍是抑制分析师乐观倾向的重要机制;最后,强化了利益关联与分析师乐观倾向关系的研究。现有文献在研究利益关联导致分析师乐观倾向时没有充分关注到信息透明度和监管约束等制度环境的影响。

二、文献综述与研究假设

1. 文献综述

分析师制度是在进入21世纪后才逐渐在我国发展起来的,相关研究也多借鉴国际上已有的研究。最受关注的是分析师在我国资本市场中发挥的作用,但研究结论非常不一致。例如,岳衡和林小驰(2008)^[4]发现,分析师的盈余预测比基于年度历史数据的统计模型预测更有优势,但郭杰和洪洁瑛(2009)^[5]却认为,分析师的盈余预测是无效的。有研究认为,分析师的盈余预测具有投资价值(宋顺林和肖土盛,2014)^[6],但朱宝宪和王怡凯(2001)^[7]发现,证券媒体中期投资建议推荐的股票收益几乎都低于大盘。潘岳等(2011)^[8]发现,分析师关注降低了信息不透明度对个股涨跌幅

险的影响,但许年行等(2012)^[9]的研究表明,分析师的乐观偏差显著提高了上市公司的股价崩盘风险。因此,对于我国分析师是否发布客观公正的研究报告,从而发挥促进资本市场效率的作用,需要进一步地检验。

声誉是促进分析师发挥积极作用的一项重要机制,包括分析师个人声誉和所在券商的声誉。成熟市场的研究倾向于认为声誉能够发挥正面作用。国内对分析师个人声誉作用的研究还很少,原因主要是难于衡量分析师的个人声誉,而《新财富》杂志评选的明星分析师的公信力还没得到学术界认可。国内研究证券公司声誉作用的文献结论存在分歧。郭泓等(2006)^[10]发现,券商声誉能够提高IPO公司的长期回报。柳建华等(2017)^[11]发现,券商声誉越高,其所承销IPO公司的盈余管理程度也越高,但这种关系仅存在于投资者法律保护较差的地区。因此,进一步研究分析师是利用已有声誉进行机会主义行为还是通过发挥自身专业能力塑造和维护声誉,对我国分析师评价体系的完善具有重要意义。

分析师负面作用的一个重要体现是分析师的盈余预测和评级具有系统性的乐观倾向,这表明,分析师可能违背谨慎客观原则而发布有失偏颇的报告。目前国际和国内的研究都主要从分析师的各种利益动机来解释分析师的乐观倾向。国内研究识别出了下面几种导致分析师乐观倾向的利益动机:第一,讨好公司管理层以获取私人信息。赵良玉等(2013)^[12]发现,分析师会配合上市公司增发、配股、大股东减持而发布乐观评级报告。第二,讨好上市公司以维护投行业务。研究发现,承销商分析师比非承销商分析师发布的盈余预测和投资评级都显著更乐观(冯旭南,2012)^[13]。第三,推升证券公司自营业务重仓股的股价。曹胜和朱红军(2011)^[14]发现,分析师对所属证券公司重仓持有的股票的评级更乐观。第四,机构投资者的压力。Gu等(2012)^[15]发现,分析师对有基金仓位关联的股票发布更乐观的评级。第五,社会网络关系的影响。研究发现,同事、同学等社会网络关联会导致分析师发布更乐观的盈余预测和投资评级(Gu等,2013)^[16]。这些研究都是就分析师的单一动机进行探讨,缺乏对分析师不同动机的比较分析。本文在研究关联关系对分析师动机的影响时,指出分析师同时面临关联方利益压力的动机,但在信息透明度高和监管约束强的环境下,分析师也面临更高的风险,而此时规避风险的动机会替代关联方利益压力的动机。

总体而言,现有对分析师乐观性的研究存在以下不足:一是缺乏对分析师乐观倾向所针对的具体对象的研究,即分析师会对自己接收的哪些信息表现出乐观倾向;二是在研究利益动机导致分析师乐观倾向时没有考虑相应的制约机制;三是缺乏对政策监管对分析师行为影响的研究。

2. 研究假设

Bruner(2002)^[17]总结出大多数的研究都认为并购并不显著增加主并企业的价值。国内研究也发现,并购并没有实质性改善公司绩效(李善民等,2004)^[18]。并购行为没能增加企业价值和改善企业业绩的主要原因有:第一,企业管理者具有盲目自大的倾向,乐于进行扩张,发起的并购项目并不是最大化企业价值的项目;第二,并购后的整合存在困难,尤其是多元化的并购项目;第三,不排除企业通过并购输送利益,在我国很多高溢价的关联并购项目可能存在这一动机。既然并购行为不会显著增加发起并购企业的价值,如果分析师是客观公正的话,就不会因为存在并购行为而给予企业更高的评级,因此并购事件可以作为检验分析师公正性的一个合适的场景。分析师的乐观倾向不管是出于什么原因,如果现实环境缺乏制约或提供了便利,那么分析师的乐观倾向将更容易表现出来。在我国,分析师基于以下条件很可能对公司的并购行为发布更乐观的评级:首先,我国目前整体监管环境对分析师的约束不强,虽然分析师发表扭曲评级的事件经常出现,但却很少有分析师受到监管处罚;其次,分析师的评级是需要以研究报告为载体的,并购行为的发生使得分析师可以在研究报告中为自己的评级结论找到更多借口;最后,分析师的评级是比较主观的,很难判断分析师是否故意发表了扭曲的评级,这也使得分析师面临的惩罚风险并不高。因此,本文提出如下假设:

H_1 :其他条件一定,分析师对发生并购行为的公司的评级显著高于未发生并购行为的公司。

经济主体对声誉的维护一方面出于道德自律,另一方面出于长远的利益权衡。高声誉者在做有损声誉的事情时所面对的机会成本更高,而与此同时,因为受到更广泛的关注,被发现的风险却不低。另外,高声誉者利用自身的声誉即可获得合理的回报,做坏事的动力就比较小。在我国,《新财富》杂志每年会评选明星分析师,但评选是由机构投资者等利益相关者投票决定的,并不确定分析师是因为提供高质量的研究报告而获得选票还是因为发布偏颇的评级与机构投资者合谋而获得选票。Gu等(2013)^[16]就发现,我国分析师的社会关系网络有助于其当选明星分析师。具体到公司并购事件中,如果《新财富》评选的明星分析师不能代表分析师的真实声誉,明星分析师和非明星分析师在乐观倾向上可能就不会有太大的差异。分析师的行为还受到所在证券公司的约束,证券公司规模常被认为是其声誉的标志。监管部门的监管主要落实到证券公司层面,大证券公司一旦受到惩罚声誉受损会更严重,这促使大证券公司在约束公司的分析师以及对分析师研究报告的把关审核方面会更加严格。并购事件往往导致股价的大幅波动,从而造成一些投资者的巨额损失,这很可能使证券公司受到监管处罚。因此,可以预期大证券公司的分析师对并购事件会将更加理性客观。因此,本文提出如下假设:

H_{2a} :假设 H_1 中的关系在明星分析师和非明星分析师中都存在。

H_{2b} :假设 H_1 中的关系仅存在于小规模证券公司的分析师中。

利益动机是影响分析师乐观倾向的一个重要原因。利益动机中有一类是因利益关联而产生的,如分析师所在证券公司承担被评级公司的承销业务(以下简称承销关联);分析师所在的证券公司自营重仓被评级公司股票(以下简称自营关联);在分析师所在证券公司有交易分仓的基金重仓被评级股票(以下简称基金关联)。现有研究表明,利益关联会产生利益动机,从而导致分析师评级乐观。在并购这一场景下,这几种利益关联所导致的利益动机是否会诱发分析师乐观倾向,还需要看具体的制约因素。在并购事件中这些利益关联有以下特点:第一,关联关系较容易被识别;第二,受到市场和媒体的普遍关注;第三,监管层对其监管更加严格,例如,2011年1月1日开始执行的《证券公司信息隔离墙制度指引》明确规定了证券公司应实现利益冲突部门的信息和人员隔离;第四,公司并购行为本身也是受证监会严格监管的事件,有详细及时的信息披露要求。因此,并购行为可能有助于增强公司的信息透明度,而信息透明度提高也增加了分析师发布偏颇评级的风险。这些因素使得分析师若因这些利益关联而发表扭曲的评级报告,被发现并受惩处的风险增大。因此,当存在这些利益关联时,分析师避嫌的动机很可能超过利益动机,更可能发布审慎客观而非更乐观的评级。因此,本文提出如下假设:

H_{3a} :假设 H_1 中的关系仅存在于没有承销关联的分析师中。

H_{3b} :假设 H_1 中的关系仅存在于没有自营关联的分析师中。

H_{3c} :假设 H_1 中的关系仅存在于没有基金关联的分析师中。

三、研究设计

1. 样本选择和数据来源

本文的研究样本为2007—2015年分析师发布的公司投资评级。由于本文关注的是分析师对公司本年度最终价值的评估,而分析师会根据公开的和私人的信息不断修正对公司的价值判断,在年终的评级才最接近分析师对公司本年度价值的最后判断,因此,本文只保留每位分析师在该年度对公司发布的最后一次评级。剔除金融公司和被ST处理的公司样本,数据缺失的样本也被剔除出去,最终本文得到39835条样本数据。为了排除异常值的影响,本文对所有连续变量进行了上下5%的Winsorize处理。

本文中机构投资者持股数据来自 Wind 数据库,在匹配基金关联关系时也用了 Wind 数据库中的基金交易佣金分仓数据。本文中的其他数据均来自 CSMAR 数据库。

2. 研究模型和变量定义

为检验前述假设,本文建立模型(1)作为基本模型。因为分析师的评级只有五个有序的整数取值,我们使用的是有序逻辑回归模型。为检验假设 H_1 ,即分析师是否对存在并购的公司发布了更高的评级,直接根据模型(1)进行回归分析,看系数 α_1 是否显著为正。为检验假设 H_2 和假设 H_3 ,根据模型(1)进行分组回归,比较 $M\&A$ 的系数在不同组别的差异。

$$\begin{aligned} \text{ologit}(\text{Rank}) = & \alpha_0 + \alpha_1 M\&A + \alpha_2 M\&A_LstYear + \alpha_3 Star + \alpha_4 InstitutionS + \alpha_5 SponsorR \\ & + \alpha_6 InstitutionR + \alpha_7 FundR + \alpha_8 LnAnalystE + \alpha_9 LnFollowCN + \alpha_{10} Size \\ & + \alpha_{11} PB + \alpha_{12} ChROA + \alpha_{13} ChIA + \alpha_{14} Volume + \alpha_{15} InsiderOwn + \alpha_{16} InstOwn \\ & + \alpha_{17} SOE + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中,因变量 $Rank$ 为分析师在当年度对某一公司的最后一次评级。本文将分析师投资评级进行 1~5 档的标准化,给予最高 5 分、最低 1 分的标准分值(5 分相当于买入、4 分相当于增持、3 分相当于中性、2 分相当于减持、1 分相当于卖出)。现有研究常根据分析师评级与解释变量间的相关关系来衡量分析师的乐观性,例如曹胜和朱红军(2011)^[14]根据分析师对所在券商自营持股的股票发布更高的评级得出分析师乐观的结论,Gu 等(2012)^[15]根据分析师对有基金分仓关联的股票发布更高的投资评级得出分析师乐观的结论。分析师评级虽然不是对乐观性的绝对衡量,但相比直接用盈余预测乐观性来衡量分析师乐观性有以下优势:第一,分析师评级是对公司投资价值的判断,是对公司方方面面综合考虑的结果,除了考虑公司未来盈利能力外,还要考虑股票在市场上的未来获利性;第二,投资评级由于缺乏客观的可比标准,分析师发布偏颇的评级受到惩罚的风险降低,因此更可能表现出乐观倾向,而盈余预测由于要受到实际盈余的验证,分析师可能更会谨慎小心;第三,盈余预测乐观性的衡量使用实际盈余或公司股价来标准化,这在计量上存在一定的可比性问题。需要说明的是,在后面的稳健性检验中本文也会用盈余预测来衡量分析师乐观倾向。

解释变量 $M\&A$ 表示分析师所评级的公司当年度是否存在已完成的并购事件,如果存在就取 1,否则为 0。 $M\&A_LstYear$ 表示上一年度是否存在已完成的并购事件,存在取 1,否则为 0。控制变量主要包括分析师声誉 ($Star$)、券商声誉 ($InstitutionS$)、承销关联 ($SponsorR$)、自营关联 ($InstitutionR$)、基金关联 ($FundR$)、分析师经验 ($LnAnalystE$)、分析师跟踪公司数量 ($LnFollowCN$)、公司规模 ($Size$)、公司市净率 (PB)、公司业绩变动 ($ChROA$)、公司无形资产变动 ($ChIA$)、公司股票流动性 ($Volume$)、公司内部人持股比例 ($InsiderOwn$)、机构投资者持股比例 ($InstOwn$)、公司产权性质 (SOE) 以及年度和行业变量。本文主要变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义与衡量

变量符号	变量定义与衡量
因变量	
$Rank$	分析师对公司的评级。将分析师的投资评级进行 1~5 档标准化,给予最高 5 分最低 1 分的标准分值(5 分相当于买入、4 分相当于增持、3 分相当于中性、2 分相当于减持、1 分相当于卖出)
$FReturn$	计算公式:分析师的预期收益率。分析师预测股价/公司年初股价 - 1
$FcstOpt$	分析师盈余预测乐观性。计算公式:(分析师预测每股盈余 - 公司实际每股盈余)/公司实际每股盈余的绝对值

续表 1

变量符号	变量定义与衡量
自变量	
<i>M&A</i>	公司当年度并购行为哑变量。如果本年度存在已完成的并购行为则取 1, 否则为 0。
<i>M&A_LstYear</i>	公司上年度并购行为哑变量。如果上年度存在已完成的并购行为则取 1, 否则为 0。
<i>Star</i>	分析师声誉哑变量。如果分析师是该年度《新财富》杂志评选的明星分析师则取 1, 否则为 0。
<i>InstitutionS</i>	证券公司声誉哑变量。如果分析师所在证券公司本年度的分析师数排名前四则取 1, 否则为 0
<i>SponsorR</i>	承销关联哑变量。如果分析师所在证券公司在五年内做过被评级公司的承销商则取 1, 否则为 0
<i>InstitutionR</i>	自营关联哑变量。如果被评级公司股票是分析师所在证券公司自营业务当年第三季度重仓持有股票则取 1, 否则为 0
<i>FundR</i>	基金关联哑变量。如果被评级公司股票是该年度前半年在本证券公司有交易佣金的基金重仓持有股票则取 1, 否则为 0
<i>LnAnalystE</i>	分析师经验。截止本年底, 分析师做出第一个盈利预测以来的季度数 + 1 后的自然对数
<i>LnFollowCN</i>	分析师工作强度。当年分析师跟踪的上市公司数量的自然对数
<i>Size</i>	公司规模。公司期末总资产的自然对数
<i>PB</i>	市净率。公司本期末股价除以每股净资产, 衡量公司的成长性
<i>ChROA</i>	利润变动。公司本期 ROA 减去上期 ROA
<i>ChIA</i>	研发水平。计算公式: (本期末无形资产额 - 上期末无形资产额) / 上期末总资产额
<i>Volume</i>	股票流动性。公司日平均交易额的自然对数
<i>InsiderOwn</i>	内部人持股比例
<i>InstOwn</i>	机构投资者持股比例
<i>SOE</i>	公司产权性质。国有企业取 1, 否则为 0
<i>Year</i>	年度控制变量
<i>Industry</i>	行业控制变量

资料来源: 本文整理

3. 描述性统计

表 2 列示了分析师评级的类型和年度分布情况。从评级均值看, 除了 2007 年和 2012 年, 分析师的评级总体越来越趋于乐观。2007 年评级较高可能是受牛市气氛影响, 而 2012 年则是受熊市气氛影响出现了短暂下降。从中性及以下评级类型占比看, 分析师也越来越少发布偏于负面的评级(包括“卖出”“减持”和“中性”), 偏于负面评级占比从 2008 年最高 24.9% 下滑到 2015 年的 3.5%。分析师发布最高评级“增持”的比例越来越高, 从 2008 年最低 20.7% 增长到 2015 年的 53.1%。可见, 分析师评级存在越来越乐观的倾向。

表 2 分析师评级分布情况

年度	数量						百分比 (%)			评级均值
	1	2	3	4	5	合计	< = 3	4	5	
2007	5	7	208	945	564	1729	12.7	54.7	32.6	4.189
2008	25	24	853	1972	751	3625	24.9	54.4	20.7	3.938
2009	25	8	871	2672	1146	4722	19.1	56.6	24.3	4.039
2010	15	1	655	3193	1756	5620	11.9	56.8	31.2	4.188
2011	8	0	466	2568	1539	4581	10.3	56.1	33.6	4.229

续表 2

年度	数量						百分比(%)			评级均值
	1	2	3	4	5	合计	< = 3	4	5	
2012	14	5	551	2306	1324	4200	13.6	54.9	31.5	4.172
2013	8	4	341	2265	1461	4079	8.7	55.5	35.8	4.268
2014	7	5	299	2790	2061	5162	6.0	54.0	39.9	4.335
2015	9	2	202	2655	3249	6117	3.5	43.4	53.1	4.493
合计	116	56	4446	21366	13851	39835	11.6	53.6	34.8	4.225

资料来源:本文整理

表 3 列示了根据不同变量分类比较分析师评级均值的 t 检验结果。据此可得出初步结论:存在并购行为的公司获得的评级显著高于不存在并购行为的公司获得的评级;明星分析师发布的评级显著高于非明星分析师发布的评级;前四大证券公司的分析师发布的评级显著低于非前四大证券公司的分析师发布的评级;存在承销关联的分析师发布的评级显著高于不存在承销关联分析师发布的评级;存在自营关联的分析师发布的评级显著高于不存在自营关联分析师发布的评级;存在基金关联的分析师发布的评级显著高于不存在基金关联分析师发布的评级。t 检验结果表明,这些关系都在 1% 以下的水平上显著。

表 3 分析师评级分类 t 检验

变量	取值	样本量	平均评级	t 值
<i>M&A</i>	0	24306	4.203	-8.083
	1	15529	4.258	
<i>Star</i>	0	36873	4.220	-4.600
	1	2962	4.279	
<i>InstitutionS</i>	0	33443	4.246	14.915
	1	6392	4.111	
<i>SponsorR</i>	0	39546	4.223	-6.415
	1	289	4.474	
<i>InstitutionR</i>	0	39705	4.224	-5.005
	1	130	4.515	
<i>FundR</i>	0	37659	4.210	-18.692
	1	2176	4.482	

资料来源:本文整理

表 4 列示了本文主要变量的描述性统计。*M&A_i* 的均值为 0.390,说明分析师评级样本中 39% 都是针对存在并购行为的公司的评级。*InstitutionS* 的均值为 0.160,说明样本中前四大证券公司发布的评级占比为 16%。*SponsorR* 均值为 0.007,说明样本中有 0.7% 的评级是存在承销关联的分析师发布的。*InstitutionR* 均值为 0.003,说明样本中有 0.3% 的评级是存在自营关联的分析师发布的。*FundR* 均值为 0.055,说明样本中有 5.5% 的评级是存在基金关联的分析师发布的。

表 4 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	平均值	最小值	最大值	标准差	25% 分位值	中位数	75% 分位值
<i>Rank</i>	39835	4.225	1	5	0.664	4	4	5
<i>M&A</i>	39835	0.390	0	1	0.488	0	0	1

续表 4

变量名	样本量	平均值	最小值	最大值	标准差	25%分位值	中位数	75%分位值
<i>M&A_LstYear</i>	39835	0.376	0	1	0.484	0	0	1
<i>Star</i>	39835	0.074	0	1	0.262	0	0	0
<i>InstitutionS</i>	39835	0.160	0	1	0.367	0	0	0
<i>SponsorR</i>	39835	0.007	0	1	0.085	0	0	0
<i>InstitutionR</i>	39835	0.003	0	1	0.057	0	0	0
<i>FundR</i>	39835	0.055	0	1	0.227	0	0	0
<i>AnalystE</i>	39835	9.315	0	47.790	8.226	3.300	6.490	12.920
<i>FollowCN</i>	39835	17.230	1	225	17.540	8	13	21
<i>Size</i>	39835	22.720	20.210	26.10	1.296	21.760	22.550	23.480
<i>PB</i>	39835	3.849	0.678	15.35	2.771	1.902	3.085	4.859
<i>ChROA</i>	39835	-0.003	-0.142	0.115	0.035	-0.017	-0.001	0.011
<i>ChIA</i>	39835	0.011	-0.029	0.152	0.025	-0.000	0.002	0.012
<i>Volume</i>	39835	18.670	15.580	22.77	0.989	17.950	18.650	19.330
<i>InsiderOwn</i>	39835	0.043	0	0.490	0.107	0	0	0.002
<i>InstOwn</i>	39835	0.507	0.017	0.901	0.226	0.337	0.532	0.687
<i>SOE</i>	39835	0.574	0	1	0.495	0	1	1

资料来源:本文整理

四、实证结果及分析

1. 对假设 H_1 的检验

为检验假设 H_1 , 根据模型(1)进行了回归分析, 结果如表 5 第(1)列、第(2)列所示。表 5 第(1)列是没有加入声誉变量和利益关联变量的结果, 第(2)列是加入声誉变量和利益关联变量的结果。从第(1)列和第(2)列的结果看, 不管是 *M&A* 的系数还是 *M&A_LstYear* 的系数都在 1% 的显著性水平下显著为正, 说明分析师对存在并购行为的公司给予了更高的评级, 假设 H_1 得到回归结果的支持。从第(2)列还可看到: *Star* 的系数在 5% 的显著性水平下显著为正, 说明明星分析师的评级比非明星分析师乐观; *InstitutionS* 的系数在 10% 的显著性水平下显著为负, 说明证券公司的声誉一定程度上能够抑制分析师的乐观倾向; *SponsorR*、*InstitutionR* 和 *FundR* 的系数均在 1% 的显著性水平下显著为正, 说明利益关联促使分析师发布更高的评级。其他控制变量中, *LnAnalystE* 的系数为负但并不显著, 说明我国分析师的经验对分析师评级高低没有显著的关系; *LnFollowCN* 系数在 1% 水平下显著为负, 可能因为分析师跟踪公司越多在单支股票上受到的利益压力越小, 因此抑制了分析师的乐观性; *PB*、*ChROA* 和 *ChIA* 系数均在 1% 显著性水平下显著为正, 是因为公司的成长性和业绩表现越好分析师给予的评级越高; *Volume* 系数在 1% 显著性水平下显著为正, 说明促进交易量动机是分析师乐观的重要原因; *InsiderOwn* 和 *InstOwn* 系数在 1% 显著性水平下显著为正, 可以作为管理层和机构投资者压力导致分析师乐观的证据。另外, *Size* 系数在 10% 显著性水平下显著为正, *SOE* 系数在 1% 显著性水平下显著为负, 前者可能由于分析师对规模大的公司评级面临的风险较低, 后者则表明分析师对民营企业给予更高评级。

2. 对假设 H_2 的检验

为检验假设 H_2 , 分别根据分析师是否为明星分析师和分析师所在的证券公司是否排名行业前四对模型(1)进行分类回归, 结果如表 5 第(3)列~第(6)列所示。第(3)列、第(4)列是对分析师个人声誉的分类回归结果, 其中明星分析师组和非明星分析师组 *M&A* 的系数都显著为正,

这说明,《新财富》评选的明星分析师同样对存在并购行为的公司发布了更高的评级,结果支持假设 H_{2a} 。明星分析师并没能起到抑制分析师乐观倾向的作用,这与表 5 中 *Star* 的系数显著为正是一致的。第(5)列、第(6)列是对分析师所在券商声誉的分类回归结果,*M&A* 的系数仅在低声誉组显著为正(显著性水平为 1%),支持假设 H_{2b} ,说明券商声誉抑制了分析师对公司并购行为的乐观倾向。在按券商声誉分组回归中,*Star* 的系数仅在低声誉组显著,说明证券公司的声誉能够抑制明星分析师的乐观倾向。

表 5 并购行为与分析师评级的关系以及声誉对并购行为与分析师评级关系的影响

因变量:Rank	是否加入声誉和动机变量		按 <i>Star</i> 分组回归		按 <i>InstitutionS</i> 分组回归	
	否	是	<i>Star</i> = 1	<i>Star</i> = 0	<i>InstitutionS</i> = 1	<i>InstitutionS</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>M&A</i>	0.0832 *** (3.918)	0.0842 *** (3.998)	0.127 * (1.676)	0.0805 *** (3.696)	0.0896 (1.447)	0.0810 *** (3.732)
<i>M&A_LstYear</i>	0.0676 *** (3.501)	0.0692 *** (3.558)	0.141 * (1.925)	0.0631 *** (2.933)	0.0586 (0.947)	0.0730 *** (3.626)
<i>Star</i>		0.264 ** (2.332)			0.208 (1.090)	0.280 ** (2.213)
<i>InstitutionS</i>		-0.204 * (-1.688)	-0.391 * (-1.671)	-0.187 (-1.571)		
<i>SponsorR</i>		0.571 *** (4.175)	0.562 (1.057)	0.577 *** (3.712)	0.893 *** (3.517)	0.486 *** (3.083)
<i>InstitutionR</i>		0.849 *** (5.031)	1.563 ** (2.007)	0.818 *** (4.855)	0.815 *** (2.612)	0.909 *** (4.308)
<i>FundR</i>		0.514 *** (7.064)	0.347 * (1.877)	0.530 *** (6.593)	0.442 *** (4.628)	0.546 *** (6.040)
<i>LnAnalystE</i>	-0.0291 (-0.692)	-0.0355 (-0.865)	-0.213 ** (-1.980)	-0.0261 (-0.623)	0.0147 (0.173)	-0.0469 (-0.975)
<i>LnFollowCN</i>	-0.144 *** (-5.938)	-0.159 *** (-6.820)	-0.629 *** (-4.206)	-0.145 *** (-6.846)	-0.140 * (-1.902)	-0.162 *** (-6.345)
<i>Size</i>	0.0410 ** (1.974)	0.0359 * (1.684)	0.156 ** (2.217)	0.0281 (1.385)	-0.0310 (-0.775)	0.0435 * (1.758)
<i>PB</i>	0.0414 *** (6.265)	0.0379 *** (5.939)	0.0921 *** (3.216)	0.0333 *** (5.196)	0.0360 ** (2.473)	0.0377 *** (5.319)
<i>ChROA</i>	4.603 *** (12.49)	4.575 *** (12.70)	5.932 *** (3.979)	4.507 *** (12.80)	3.573 *** (3.513)	4.728 *** (12.99)
<i>ChIA</i>	1.468 *** (3.033)	1.491 *** (3.033)	0.669 ** (2.239)	0.806 *** (11.90)	1.133 *** (6.934)	0.749 *** (11.66)
<i>Volume</i>	0.179 *** (6.316)	0.164 *** (5.901)	0.859 (0.490)	1.591 *** (3.379)	1.084 (0.798)	1.571 *** (2.913)
<i>InsiderOwn</i>	0.824 *** (6.477)	0.749 *** (5.973)	0.129 (1.418)	0.166 *** (5.835)	0.327 *** (5.802)	0.145 *** (4.906)
<i>InstOwn</i>	0.834 *** (13.38)	0.789 *** (12.85)	0.837 (1.461)	0.747 *** (5.762)	1.548 *** (4.408)	0.637 *** (5.181)

续表 5

因变量:Rank	是否加入声誉和动机变量		按 Star 分组回归		按 InstitutionS 分组回归	
	否	是	Star = 1	Star = 0	InstitutionS = 1	InstitutionS = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Soe	-0.280 *** (-10.78)	-0.273 *** (-10.59)	-0.175 (-1.606)	-0.281 *** (-10.40)	-0.238 *** (-3.315)	-0.277 *** (-9.640)
Constant cut1	-1.119 ** (-2.258)	-1.584 *** (-3.271)	-2.933 (-1.577)	-1.594 *** (-3.431)	-0.543 (-0.454)	-1.757 *** (-3.645)
Constant cut2	-0.722 (-1.380)	-1.188 ** (-2.323)	-2.527 (-1.374)	-1.197 ** (-2.408)	4.370 *** (4.105)	-1.348 *** (-2.615)
Constant cut3	2.764 *** (5.835)	2.298 *** (4.922)	2.053 (1.165)	2.254 *** (4.999)	8.167 *** (7.280)	2.066 *** (4.410)
Constant cut4	5.648 *** (12.09)	5.194 *** (11.07)	5.531 *** (3.083)	5.121 *** (11.12)		4.835 *** (10.52)
Year、Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	39835	39835	2962	36873	6166	33669
Adjusted R ²	0.054	0.057	0.1258	0.0549	0.0810	0.0564

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著;括号中为经过异方差修正的 Z 统计量;回归模型根据分析师进行了聚类

资料来源:本文整理

3. 对假设 H₃ 的检验

为检验假设 H₃,分别按是否存在承销关联、自营关联和基金关联进行了分类回归,结果如表 6 所示。第(1)列、第(2)列是按是否存在承销关联的分类回归结果,M&A 的系数仅在不存在承销关联的组显著为正(显著性水平为 1%),支持假设 H_{3a},说明承销关联关系的存在抑制了分析师对并购行为评级的乐观倾向。第(3)列、第(4)列是按是否存在自营关联的分类回归结果,M&A 的系数仅在不存在自营关联的组显著为正(显著性水平为 1%),支持假设 H_{3b},说明自营关联关系的存在抑制了分析师对并购行为评级的乐观倾向。第(5)列、第(6)列是按是否存在基金关联的分类回归结果,M&A 的系数仅在不存在基金关联的组显著为正,支持假设 H_{3c},说明基金关联关系的存在抑制了分析师对并购行为评级的乐观倾向。

表 6 利益关联对并购行为与分析师评级的影响

因变量:Rank	按 SponsorR 分组回归		按 InstitutionR 分组回归		按 FundR 分组回归	
	SponsorR = 1	SponsorR = 0	InstitutionR = 1	InstitutionR = 0	FundR = 1	FundR = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
M&A	0.416 (1.353)	0.0826 *** (4.031)	0.534 (1.055)	0.0829 *** (3.940)	-0.0116 (-0.137)	0.0886 *** (4.125)
M&A_LstYear	-0.313 (-0.839)	0.0708 *** (3.716)	-0.717 * (-1.673)	0.0698 *** (3.592)	0.0382 (0.427)	0.0719 *** (3.650)
Star	0.237 (0.358)	0.265 ** (2.270)	0.851 (1.125)	0.262 ** (2.351)	0.123 (0.457)	0.273 ** (2.515)
InstitutionS	0.136 (0.430)	-0.206 * (-1.709)	-0.784 (-1.233)	-0.203 * (-1.679)	-0.361 * (-1.689)	-0.191 (-1.616)

续表 6

因变量:Rank	按 SponsorR 分组回归		按 InstitutionR 分组回归		按 FundR 分组回归	
	SponsorR = 1	SponsorR = 0	InstitutionR = 1	InstitutionR = 0	FundR = 1	FundR = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SponsorR			13.74*** (9.927)	0.566*** (4.129)	0.873 (1.458)	0.552*** (4.107)
InstitutionR	15.68*** (16.16)	0.837*** (4.923)			-0.777 (-1.000)	0.915*** (5.164)
FundR	0.604 (0.898)	0.514*** (7.078)	-0.318 (-0.323)	0.517*** (6.981)		
LnAnalystE	-0.250 (-1.340)	-0.0336 (-0.824)	-0.590** (-2.363)	-0.0348 (-0.850)	-0.0417 (-0.482)	-0.0355 (-0.891)
LnFollowCN	-0.0751 (-0.488)	-0.160*** (-6.795)	-0.358 (-1.136)	-0.158*** (-6.804)	-0.118* (-1.701)	-0.161*** (-6.923)
Size	0.347 (1.532)	0.0347 (1.638)	-0.0261 (-0.116)	0.0356* (1.653)	0.167** (2.325)	0.0316 (1.499)
PB	0.359*** (3.268)	0.0367*** (5.721)	0.0695 (0.883)	0.0379*** (5.932)	0.0246 (1.221)	0.0405*** (6.477)
ChROA	-4.631 (-1.050)	4.622*** (12.69)	10.44 (1.397)	4.574*** (12.45)	4.872*** (3.451)	4.576*** (12.59)
ChIA	-0.397 (-0.384)	0.798*** (13.17)	0.755 (0.705)	0.791*** (12.89)	0.711* (1.952)	0.785*** (12.62)
Volume	2.556 (0.648)	1.514*** (3.078)	19.31 (1.389)	1.463*** (2.988)	0.710 (0.296)	1.570*** (3.129)
InsiderOwn	-0.198 (-0.529)	0.164*** (5.983)	-0.356 (-0.982)	0.165*** (5.952)	-0.0176 (-0.198)	0.168*** (5.707)
InstOwn	-1.522 (-0.941)	0.774*** (6.166)	-0.171 (-0.0689)	0.755*** (6.027)	0.742 (1.356)	0.730*** (5.675)
Soe	-0.667 (-1.155)	-0.272*** (-10.53)	-0.547 (-1.377)	-0.272*** (-10.50)	0.0114 (0.109)	-0.287*** (-10.76)
Constant cut1	5.676 (0.932)	-1.606*** (-3.305)	-11.30* (-1.870)	-1.548*** (-3.214)	-2.441* (-1.694)	-1.613*** (-3.218)
Constant cut2	8.907 (1.470)	-1.210** (-2.361)	-7.892 (-1.310)	-1.151** (-2.265)	-2.189* (-1.656)	-1.208** (-2.279)
Constant cut3		2.272*** (4.869)		2.334*** (5.012)	0.124 (0.0972)	2.318*** (4.748)
Constant cut4		5.169*** (11.06)		5.229*** (11.12)	3.356*** (2.598)	5.207*** (10.71)
Year、Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	289	39546	130	39705	2176	37659
Adjusted R ²	0.2371	0.0564	0.1265	0.0569	0.0466	0.0537

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著;括号中为经过异方差修正的 Z 统计量;回归模型根据分析师进行了聚类

资料来源:本文整理

4. 拓展研究:公司信息透明度对并购与分析师评级乐观性的影响

公司信息披露质量会影响分析师的行为以及发挥的作用,例如曹新伟等(2015)^[19]发现,对于信息披露质量较差、研发投入较大的上市公司,分析师实地调研提高资本市场信息效率的作用更大;王珊(2017)^[20]发现,分析师实地调研对盈余管理的抑制作用在信息环境较差的公司中更明显。前文的研究发现,当存在承销关联、自营关联和基金关联时分析师并未对公司的并购行为发布更高的评级。在解释这一现象时,本文只是在理论上做出分析,认为并购事件本身的透明度较高,加之关联关系增加了分析师的违规风险,从而抑制了分析师评级的乐观倾向。如果能有直接的证据表明公司信息透明度高时,分析师对公司并购的乐观倾向受到抑制,本文的理论分析将更具有说服力。在本文的样本期间,深圳证券交易所会对在本所交易的上市公司进行年度信息披露考核,考核结果从高到低分为 A、B、C、D 四级。若将信息披露考核结果为“A”的公司分为高信息透明度组,其他公司作为相对低信息透明度组,预计分析师对公司并购行为发布更高评级的现象仅存在于信息透明度相对低的组中。实证结果如表 7 所示,与预期一致,M&A 的系数仅在相对低透明度组中显著为正。

表 7 公司信息披露透明度对并购与分析师评级乐观倾向的影响

因变量:Rank	高透明度组	相对低透明度组
M&A	0.0855 (1.628)	0.0640** (2.019)
M&A_LstYear	0.00321 (0.0615)	0.0643 (1.583)
Star	0.385*** (3.153)	0.304*** (2.863)
InstitutionS	-0.261 (-1.555)	-0.189 (-1.448)
SponsorR	0.555* (1.862)	0.734*** (4.863)
InstitutionR	0.968** (2.162)	0.464 (1.431)
FundR	0.432*** (3.908)	0.446*** (4.624)
其他控制变量	略	略
Constant	控制	控制
Year、Industry	控制	控制
Observations	6697	13077
Adjusted R ²	0.066	0.074

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著;括号中为经过异方差修正的 Z 统计量;回归模型根据分析师进行了聚类。本表中使用的其他控制变量与表 5 相同,为了节省空间,未报告其他控制变量的结果

资料来源:本文整理

五、稳健性检验

前面对分析师的评级按其类型分为五类并用有序逻辑回归模型进行实证检验,为稳健起见,本文将分析师的评级重新分为两组,当评级为 5(买入)和 4(增持)时,作为高评级组,其他评级作为低评级

组。在此基础上,分别再利用 Logit 模型和 Probit 模型重新进行实证回归,本文中的结果不变。

与分析师评级密切相关的是分析师的价格预测,本文利用分析师的预测价格算出分析师的预期收益率(分析师的预测股价/公司股票年初股价-1),分析师的预期收益率也能衡量分析师对公司估值的乐观倾向。以分析师的预期收益率作为因变量用线性回归模型来检验本文的假设,结果如表 8、表 9 所示,同样验证了本文的假设。

表 8 利用分析师预期收益率作为因变量检验假设 H_1 和假设 H_2

因变量: <i>FReturn</i>	是否加入声誉和动机变量		按 <i>Star</i> 分组回归		按 <i>InstitutionS</i> 分组回归	
	否	是	<i>Star</i> = 1	<i>Star</i> = 0	<i>InstitutionS</i> = 1	<i>InstitutionS</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>M&A</i>	0.0256 *** (5.958)	0.0255 *** (5.965)	0.0301 * (1.755)	0.0248 *** (5.639)	0.00148 (0.127)	0.0293 *** (6.690)
<i>M&A_LstYear</i>	-0.00885 ** (-2.258)	-0.00882 ** (-2.250)	0.0178 (1.185)	-0.0110 *** (-2.622)	0.0135 (1.133)	-0.0128 *** (-2.934)
<i>Star</i>		0.0186 (1.632)			0.0225 (1.033)	0.0189 (1.421)
<i>InstitutionS</i>		-0.0115 (-1.111)	-0.00932 (-0.372)	-0.0111 (-1.044)		
<i>SponsorR</i>		0.0119 (0.511)	-0.0414 (-0.499)	0.0186 (0.731)	-0.0861 * (-1.943)	0.0402 (1.322)
<i>InstitutionR</i>		0.00729 (0.214)	-0.175 (-0.770)	0.0207 (0.607)	-0.0481 (-0.960)	0.0346 (0.727)
<i>FundR</i>		0.00561 (0.555)	-0.0168 (-0.469)	0.00878 (0.851)	0.0383 (1.337)	-0.00247 (-0.230)
其他控制变量	略	略	略	略	略	略
<i>Year_Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	32952	32952	2453	30499	5057	27895
R-squared	0.441	0.441	0.512	0.436	0.449	0.441

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著;括号中为经过异方差修正的 t 统计量;回归模型根据分析师进行了聚类;表中使用的其他控制变量与表 5 相同,限于篇幅未报告其他控制变量的结果

资料来源:本文整理

表 9 利用分析师预期收益率作为因变量检验假设 H_3

因变量: <i>FReturn</i>	按 <i>SponsorR</i> 分组回归		按 <i>InstitutionR</i> 分组回归		按 <i>FundR</i> 分组回归	
	<i>SponsorR</i> = 1	<i>SponsorR</i> = 0	<i>InstitutionR</i> = 1	<i>InstitutionR</i> = 0	<i>FundR</i> = 1	<i>FundR</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>M&A</i>	-0.0219 (-0.323)	0.0258 *** (5.980)	0.0115 (0.0958)	0.0257 *** (5.955)	0.0161 (0.747)	0.0252 *** (5.903)
<i>M&A_LstYear</i>	-0.138 * (-1.926)	-0.00788 ** (-1.963)	0.125 (1.240)	-0.00934 ** (-2.376)	-0.00901 (-0.377)	-0.00855 ** (-2.160)
<i>Star</i>	-0.0491 (-0.600)	0.0189 * (1.689)	-0.0223 (-0.107)	0.0191 * (1.682)	-0.0172 (-0.524)	0.0206 * (1.718)

续表 9

因变量: <i>FReturn</i>	按 <i>SponsorR</i> 分组回归		按 <i>InstitutionR</i> 分组回归		按 <i>FundR</i> 分组回归	
	<i>SponsorR</i> = 1	<i>SponsorR</i> = 0	<i>InstitutionR</i> = 1	<i>InstitutionR</i> = 0	<i>FundR</i> = 1	<i>FundR</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>InstitutionS</i>	-0.123 (-1.622)	-0.0103 (-1.012)	-0.200 (-1.631)	-0.0110 (-1.071)	0.0273 (0.956)	-0.0141 (-1.326)
<i>SponsorR</i>			0.620*** (3.020)	0.0103 (0.440)	0.0766 (0.628)	0.00818 (0.351)
<i>InstitutionR</i>	0.490*** (5.327)	0.00333 (0.0975)			0.153 (0.530)	0.00157 (0.0428)
<i>FundR</i>	0.0927 (0.892)	0.00463 (0.438)	0.355 (1.137)	0.00518 (0.512)		
其他控制变量	略	略	略	略	略	略
<i>Year, industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	243	32709	103	32849	1833	31119
R-squared	0.414	0.442	0.579	0.441	0.415	0.444

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著;括号中为经过异方差修正的 t 统计量;回归模型根据分析师进行了聚类;表中使用的其他控制变量与表 5 相同,限于篇幅未报告其他控制变量的结果

资料来源:本文整理

本文主要研究分析师评级的乐观性,为了使研究进一步完善,本文也考虑分析师对公司并购行为的乐观倾向是否在盈余预测中也有所体现。本文利用分析师盈余预测乐观倾向((分析师预测每股盈余 - 公司实际每股盈余)/公司实际每股盈余的绝对值)作为因变量进行回归分析,结果如表 10 和表 11 所示。表 10 第(1)列、第(2)列中,当期并购 *M&A* 的系数显著为负,未表现出乐观性,但滞后一期并购 *M&A_LstYear* 的系数显著为正,表现出乐观倾向(与使用评级作为因变量结果一致)。本文认为,对分析师的盈余预测来说,并购发生当年度有充分的信息披露和市场关注,并购对象对公司业绩的影响也难于在当年体现出来。而并购事件发生的以后年度的盈余预测排除了上述干扰,更能体现分析师盈余预测的一般倾向,因此,应根据 *M&A_LstYear* 系数的显著性情况来判断分析师的盈余预测乐观倾向。表 10 中,*M&A_LstYear* 的系数在按 *Star* 分组时都显著为正,按 *InstitutionS* 分组时仅在取值为 0 的组中显著为正,与使用评级作为因变量结果一致,验证了假设 H_2 。在表 11 中,*M&A_LstYear* 的系数仅在存在承销关联、自营关联和基金关联的组中显著为正,在非关联组中不显著,与使用评级作为因变量结果也一致,验证了假设 H_3 。

表 10 利用分析师盈余预测乐观性作为因变量检验假设 H_1 和假设 H_2

因变量: <i>FcstOpt</i>	是否加入声誉和动机变量		按 <i>Star</i> 分组回归		按 <i>InstitutionS</i> 分组回归	
	否	是	<i>Star</i> = 1	<i>Star</i> = 0	<i>InstitutionS</i> = 1	<i>InstitutionS</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>M&A</i>	-0.000485** (-2.051)	-0.000495** (-2.087)	0.000706 (0.671)	-0.000586** (-2.439)	0.000246 (0.364)	-0.000657*** (-2.705)
<i>M&A_LstYear</i>	0.000994*** (3.862)	0.000996*** (3.859)	0.00218* (1.763)	0.000901*** (3.642)	0.000391 (0.549)	0.00110*** (4.452)
<i>Star</i>		0.000931 (1.199)			-0.000340 (-0.302)	0.00148 (1.487)
<i>InstitutionS</i>		-7.08e-05 (-0.157)	-0.00194 (-1.306)	0.000174 (0.351)		

续表 10

因变量: $FcstOpt$	是否加入声誉和动机变量		按 $Star$ 分组回归		按 $InstitutionS$ 分组回归	
	否	是	$Star = 1$	$Star = 0$	$InstitutionS = 1$	$InstitutionS = 0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SponsorR$		0.000757 (0.601)	-0.00104 (-0.348)	0.00107 (0.779)	-0.00407 (-1.497)	0.00237 (1.610)
$InstitutionR$		0.000779 (0.373)	0.000116 (0.0167)	0.000890 (0.416)	-0.00305 (-0.831)	0.00251 (0.850)
$FundR$		-0.00231 *** (-3.549)	-0.00572 *** (-3.259)	-0.00201 *** (-2.785)	-5.23e-06 (-0.00420)	-0.00294 *** (-3.594)
其他控制变量	略	略	略	略	略	略
$Year, Industry$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	34409	34409	2567	31842	5209	29200
R-squared	0.117	0.117	0.119	0.118	0.110	0.120

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著;括号中为经过异方差修正的 t 统计量;回归模型根据分析师进行了聚类;表中使用的其他控制变量与表 5 相同,限于篇幅未报告其他控制变量的结果

资料来源:本文整理

表 11 利用分析师盈余预测乐观性作为因变量检验假设 H_3

因变量: $FcstOpt$	按 $SponsorR$ 分组回归		按 $InstitutionR$ 分组回归		按 $FundR$ 分组回归	
	$SponsorR = 1$	$SponsorR = 0$	$InstitutionR = 1$	$InstitutionR = 0$	$FundR = 1$	$FundR = 0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M\&A$	-0.00202 (-0.705)	-0.00050 ** (-2.082)	-0.000855 (-0.152)	-0.000506 ** (-2.114)	-0.000212 (-0.224)	-0.000553 ** (-2.298)
$M\&A_LstYear$	-0.00120 (-0.399)	0.00101 *** (3.917)	-0.00794 (-1.512)	0.00101 *** (3.933)	0.000909 (0.949)	0.000969 *** (3.735)
$Star$	-0.00305 (-0.772)	0.000944 (1.209)	-0.00311 (-0.293)	0.000938 (1.197)	-0.00207 (-1.002)	0.00116 (1.483)
$InstitutionS$	-0.00595 (-1.539)	-3.53e-06 (-0.00781)	-0.00488 (-0.672)	-4.66e-05 (-0.102)	0.00206 (1.316)	-0.000287 (-0.596)
$SponsorR$			-0.0141 (-1.305)	0.000781 (0.619)	0.00446 (1.303)	0.000535 (0.509)
$InstitutionR$	-0.00192 (-0.380)	0.000843 (0.397)			-0.00636 (-1.319)	0.00112 (0.524)
$FundR$	0.00193 (0.404)	-0.0024 *** (-3.607)	-0.00855 (-1.290)	-0.00230 *** (-3.523)		
其他控制变量	略	略	略	略	略	略
$Year, Industry$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	244	34165	107	34302	1826	32583
R-squared	0.290	0.117	0.381	0.117	0.103	0.119

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著;括号中为经过异方差修正的 t 统计量;回归模型根据分析师进行了聚类;表中使用的其他控制变量与表 6 相同,限于篇幅未报告其他控制变量的结果

资料来源:本文整理

六、主要结论

本文利用 2007—2015 年分析师层面的数据,研究了分析师面对公司并购行为时的乐观倾向,

以及声誉和利益关联在其中发挥的作用。研究发现:分析师会对存在并购行为的公司发布更高的评级;代表个人声誉的明星分析师会对存在并购的公司发布更高的评级,但代表机构声誉的规模大的券商不会对存在并购的公司发布更高的评级;当存在承销关联、自营关联和基金关联时,分析师不会对存在并购的公司发布更高的评级。本文的研究结果显示,虽然分析师存在乐观倾向,但在公司并购行为这一特定情境下,监管约束和市场环境导致分析师面临的信息环境透明度增加、违法风险增大,分析师的乐观倾向相应受到一定的抑制。

公司并购是资源整合的一种重要形式,分析师作为信息中介能否客观评判并购行为对公司价值的影响关系到资本市场资源配置的效率。本文研究发现,分析师整体上对公司并购行为存在乐观倾向,这可能对我国资本市场上的低效并购起到了推波助澜的作用。对监管层来说,研究如何加强对分析师群体的监管刻不容缓。本文研究还表明,市场上明星分析师的评选并不能有效地塑造分析师的声誉机制,监管层需要考虑如何建立更加客观独立的分析师考评机制。此外,监管层对关联关系的监管约束在抑制分析师对公司并购行为评级乐观性中发挥了积极作用,但总体上利益关联仍会导致分析师乐观,加强监管和提高市场透明度仍需继续深化。

参考文献

- [1] Francis, J., and D. Philbrick. Analysts' Decisions as Products of a Multi-task Environment [J]. *Journal of Accounting Research*, 1993, 31, (2): 216 - 230.
- [2] Cowen, A., B. Groyberg and P. Healy. Which Types of Analyst Firms are More Optimistic [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 41, (1 - 2): 119 - 146.
- [3] Firth, M., C. Lin, P. Liu, and Y. Xuan. The Client is King: Do Mutual Fund Relationships Bias Analyst Recommendations [J]. *Journal of Accounting Research*, 2013, 51, (1): 165 - 200.
- [4] 岳衡, 林小驰. 证券分析师 VS 统计模型: 证券分析师盈余预测的相对准确性及其决定因素 [J]. 北京: 会计研究, 2008, (8): 40 - 49.
- [5] 郭杰, 洪洁瑛. 中国证券分析师的盈余预测行为有效性研究 [J]. 北京: 经济研究, 2009, (1): 55 - 67.
- [6] 宋顺林, 肖土盛. 投资者该听从分析师的意见吗——基于新股定位的经验证据 [J]. 北京: 中国会计评论, 2014, (3 - 4): 313 - 336.
- [7] 朱宝宪, 王怡凯. 证券媒体选股建议效果的实证分析 [J]. 北京: 经济研究, 2001, (4): 51 - 57.
- [8] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险 [J]. 北京: 金融研究, 2011, (9): 138 - 151.
- [9] 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]. 北京: 经济研究, 2012, (7): 127 - 140.
- [10] 郭泓, 赵振宇. 承销商声誉对 IPO 公司定价、初始和长期回报影响实证研究 [J]. 北京: 管理世界, 2006, (3): 122 - 128.
- [11] 柳建华, 孙亮, 卢锐. 证券公司声誉、制度环境与 IPO 公司盈余管理 [J]. 天津: 管理科学学报, 2017, (7): 24 - 42.
- [12] 赵良玉, 李增泉, 刘军霞. 管理层偏好、投资评级乐观性与私有信息获取 [J]. 北京: 管理世界, 2013, (4): 33 - 47.
- [13] 冯旭南. 承销关系影响分析师行为吗? ——来自证券分析师荐股和预测活动的证据 [J]. 北京: 中国会计评论, 2012, (4): 395 - 410.
- [14] 曹胜, 朱红军. 王婆卖瓜: 证券公司自营业务与分析师乐观性 [J]. 北京: 管理世界, 2011, (7): 20 - 30.
- [15] Gu, Z., G. Li, Z. Li, and Y. Yang. Monitors or Predators: The Influence of Institutional Investors on Sell-side Analysts [J]. *The Accounting Review*, 2012, 88, (1): 137 - 169.
- [16] Gu, Z., Z. Li, and Y. Yang. Friends in Need are Friends Indeed: The Effects of Social Ties between Financial Analysts and Mutual Fund Managers [R]. Working Paper, Chinese University of Hong Kong and Shanghai University of Finance and Economics, 2013.
- [17] Bruner. Does M&A Pay? A Survey of Evidence for The Decision-Maker [J]. *Journal of Applied Finance*, 2002, (Spring/Summer): 48 - 68.
- [18] 李善民, 曾昭灶, 王彩萍等. 上市公司并购绩效及其影响因素研究 [J]. 北京: 世界经济, 2004, (9): 60 - 67.
- [19] 曹新伟, 洪剑峭, 贾婉婷. 分析师实地调研与资本市场信息效率——基于股价同步性的研究 [J]. 北京: 经济管理, 2015, (8): 141 - 150.
- [20] 王珊. 投资者实地调研发挥了治理功能吗? ——基于盈余管理视角的考察 [J]. 北京: 经济管理, 2017, (9): 180 - 194.

M&A and Analysts' Ratings Optimism: An Empirical Study Based on Reputation and Interest Ties

ZHANG Long-wen¹, WEI Ming-hai²

(1. Sun Yat-sen Business School, Sun Yat-sen University, Guangzhou, Guangdong, 510275, China;

2. Center for Accounting, Finance and Institutions, Sun Yat-sen University, Guangzhou, Guangdong, 510275, China)

Abstract: Analysts are important market intermediaries to reduce information asymmetries between investors and companies. They act roles of information discovery and information interpretation, assess company value and release ratings to help investors make “buy or sell” decisions. Therefore, analysts working in a just and objective manner counts for much to the allocation of resources and the protection of investors' interests. But many prior studies suggest a systemic optimism among analysts, largely driven by analysts' interest motives. The main motivations that led analysts to release biased ratings include: pleasing management to get more information; maintaining business relationships with investment banks; generating more trading volume to get more trading commission; and bearing pressure from institutional investor.

There are mainly two kinds of mechanisms to restrain analysts' interest motivation: one is market reputation mechanism, including analysts' personal reputation and the reputation of the securities company in which they work; the other is information environment, including environmental transparency and market supervision quality. Whether analysts will eventually issue objective and impartial research reports is the result of the interaction of interest motivation, reputation mechanism and information environment. China's market-oriented process has been advancing, and the regulatory requirements are becoming stricter and stricter. In this case, does the reputation mechanism play a full role in restraining analysts' optimistic tendencies, and what is the impact of interest ties on analysts' ratings? The in-depth study of these issues is of great value to further improve the functions of analysts in the capital market.

Using data on analysts' rating levels for the period 2007 – 2015 in China's securities market, this paper examines the impact of M&A on analyst rating optimism and the role of reputation and interest ties. Our results show that: analysts have higher ratings for companies with M&A. Star analysts who represent personal reputations have higher ratings for companies with M&A. But large brokerages representing the reputation of institutions do not issue higher ratings to companies with M&A. Analysts do not issue higher ratings to companies with M&A when there are underwriting ties, self-operating ties and fund ties. Further study also shows that the ratings of analysts are becoming more and more optimistic, but the impact of interest ties has declined. In addition, the phenomenon of analysts issuing higher ratings to companies with M & A only exists in companies with low information transparency.

M&A is an important form of resource integration for companies. This paper finds that the analysts as a whole tend to be optimistic about corporate M&A behavior, which may contribute to inefficient M&A in China's capital market. For the regulatory authorities, it is urgent to strengthen the supervision of the analysts. The study also shows that the selection of star analysts in the market cannot effectively shape the reputation of analysts, regulators need to consider how to establish a more objective and independent analyst appraisal mechanism. In addition, regulatory constraints play a positive role in analysts' rating of corporate mergers and acquisitions, and with the strengthening of regulation and transparency of the market, the role is becoming more and more obvious. But overall interest ties will still lead to optimism among analysts and deeper regulatory and market transparency are needed.

The main contributions of this paper are as follows: firstly, it deepens the understanding of the role of analysts. The existing literature has different evidences on the positive and negative roles of analysts in the capital market, especially the research on the role of emerging market analysts is not deep enough; secondly, it deepens the research how does the reputation mechanism influence the analyst behavior. In emerging market countries like China, the reputation mechanism remains an important deterrent to analysts' optimism. Furthermore, it deepens the research on the relationship between interest ties and analyst optimism. The existing literature has not paid sufficient attention to the institutional environment such as information transparency and regulatory constraints when they study the impact of interest ties on analysts' optimism. Finally, this paper makes it clear that it is of great policy significance to strengthen reputation restriction, supervision and punishment.

Key Words: analysts; M&A; rating optimism; reputation; interest ties

JEL Classification: G14, G24, G34, G18

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2019.03.006

(责任编辑:张任之)