

学校编码: 10384
学号: 32120151151399

分类号_____密级_____
UDC_____

厦 门 大 学

硕 士 学 位 论 文

证券分析师的市场择时行为研究

A Study on Forecast Timing Behavior of Security Analysts

陈 代 君

指导教师姓名: 刘杨树副教授
专 业 名 称: 财 务 学
论文提交日期: 2018 年 月
论文答辩时间: 2018 年 月
学位授予日期: 2018 年 月

答辩委员会主席: _____
评 阅 人: _____

2018 年 月

厦门大学学位论文原创性声明

本人呈交的学位论文是本人在导师指导下,独立完成的研究成果。本人在论文写作中参考其他个人或集体已经发表的研究成果,均在文中以适当方式明确标明,并符合法律规范和《厦门大学研究生学术活动规范(试行)》。

另外,该学位论文为()课题(组)的研究成果,获得()课题(组)经费或实验室的资助,在()实验室完成。(请在以上括号内填写课题或课题组负责人或实验室名称,未有此项声明内容的,可以不作特别声明。)

本人声明该学位论文不存在剽窃、抄袭等学术不端行为,并愿意承担因学术不端行为所带来的一切后果和法律责任。

声明人 (签名):

指导教师 (签名):

年 月 日

厦门大学学位论文著作权使用声明

本人同意厦门大学根据《中华人民共和国学位条例暂行实施办法》等规定保留和使用此学位论文，并向主管部门或其指定机构送交学位论文（包括纸质版和电子版），允许学位论文进入厦门大学图书馆及其数据库被查阅、借阅。本人同意厦门大学将学位论文加入全国博士、硕士学位论文共建单位数据库进行检索，将学位论文的标题和摘要汇编出版，采用影印、缩印或者其它方式合理复制学位论文。

本学位论文属于：

（ ） 1. 经厦门大学保密委员会审查核定的保密学位论文，
于 年 月 日解密，解密后适用上述授权。

（ ） 2. 不保密，适用上述授权。

（请在以上相应括号内打“√”或填上相应内容。保密学位论文应是已经厦门大学保密委员会审定过的学位论文，未经厦门大学保密委员会审定的学位论文均为公开学位论文。此声明栏不填写的，默认为公开学位论文，均适用上述授权。）

声明人（签名）：

年 月 日

摘 要

随着我国资本市场的发展以及对证券研究报告需求的不断增大,一方面证券分析师对资本市场的影响日益增强,另一方面证券分析师之间的竞争也越来越激烈。国内关于分析师的研究明显增加,大部分学者探讨证券分析师的信息处理能力、行为模式等,并已经取得了不少成果。

然而关于证券分析师择时发布分析报告的研究还较少。首先,从分析报告中所包含的信息出发:一方面,随着时间的推移,市场上可能产生更多的公开信息,削弱证券分析师的信息处理作用;另一方面,过早的发布报告则意味着要放弃未来可能加以利用的新信息,影响报告的预测质量。其次,从分析报告对于市场上投资者的吸引力出发,在公司吸引大量注意时发布分析报告和在公司默默无闻时发布分析报告的效果也不同。基于此,分析报告的发布时点应当是证券分析师在工作中需要慎重考虑的一个因素。

围绕这一主题,本文在借鉴国内外相关研究的基础上,利用中国 A 股市场的数据进行实证分析,回答了两个主要的问题:证券分析师是否就研究报告的发布进行择时?如果证券分析师的确存在择时行为,什么因素影响分析师群体的择时决策?文章利用 2009 至 2017 年中国证券分析师的公司深度研究报告样本,通过检验分析师评级报告发布时的投资者情绪,以及进一步的多元回归分析,发现分析师在发布深度研究报告时存在一定程度的择时行为,且这一行为主要是受分析师的信息提供能力,即报告信息含量的影响。此外,市场能够识别分析师的择时行为,表现为在报告发布后超额收益率的迅速消失。

本文在以往相关研究的基础上,丰富了分析师盈余预测和股票评级的相关文献,并为分析师报告的使用者和证券市场监管者提供了一定的理论依据。

关键词: 证券分析师; 择时行为

Abstract

With the development of China's capital market and the expansion of institutional investors, the demand for security research report is also increasing, as well as the impact of security analysts on the capital market. In this context, many academic researchers are paying attention to this group of people, mainly focusing on their information processing ability and behavior patterns and has made a lot of achievements.

However, there is still little research on the timing pattern of the security analyst report releases. Over time, the market may generate more public information to weaken the information processing role of security analysts; on the other hand, making an early forecast means giving up the chance of using new information that might come out in the future, thus impacting the forecast quality. Obviously, the timing of report releases should be an important factor that security analysts need to consider carefully in their work.

This article mainly answered two important questions: do security analysts timing when they release their reports? if so, what factors will affect their timing decisions? Using the investment rating data of China security analyst in 2012-2016, this paper examined the cumulative excess earnings of different event windows before and after the release of ratings, along with some further multivariate regression analyses, and found that analysts more or less timing the releases of rating adjustment reports. This behavior is influenced by company information transparency, reporting time horizon, and the number of companies that the analysts cover. In addition, as an external incentive mechanism, analyst reputation has distorted the behavior of security analysts and intensified their timing tendency.

Keywords: Security Analyst; Timing Behavior

目 录

第一章 绪论	1
第一节 研究背景	1
第二节 研究内容与研究框架	3
第三节 研究贡献	4
第二章 相关理论研究综述	6
第一节 分析师盈余预测质量	6
1. 盈余预测准确性	6
2. 盈余预测的有效性	11
第二节 分析师行为模式分析	13
1. 分析师跟踪决策	14
2. 分析师时间决策	14
第三章 证券分析师择时行为的实证研究	17
第一节 理论分析与研究假设	17
第二节 样本与描述性统计	19
1. 样本选择	19
2. 关键变量的计算	22
3. 研究设计	25
第三节 实证研究过程	27
1. 分析师择时行为检验	27
2. 报告信息含量的检验	30
3. 市场对分析师的择时行为进行识别吗？	35
第四节 稳健性检验	36
1. 控制宏观经济变量	36
2. 使用不同方法计算超额收益	36
第四章 结论与建议	39
第一节 主要研究结论	39
第二节 相关启示与建议	40

第三节 研究局限与展望	41
参考文献.....	42

第一章 绪论

证券分析师在资本市场中扮演着重要的角色，通常而言，其基本工作包括收集和处理上市公司的各种相关信息，包括其经营数据、财务数据以及行业的重要数据，基于信息对公司的未来业绩和投资价值做出预测和判断，为投资者提供投资建议。

从其所供职的机构类型方面来看，证券分析师可分为就职于证券公司的“卖方分析师”和就职于基金公司、资产管理公司、保险公司等机构投资者的“买方分析师”。相比之下，前者的数量远远多于后者，且服务的对象广泛涵盖各类投资机构，是重要的资本市场信息加工者，其对资本市场效率和投资者的投资行为均有很大影响，因此成为了学术界的主要研究对象，也是本文主要关注的分析师群体。

在我国资本市场的发展与完善过程中，证券分析师是其中不可或缺的一环，因此，本文拟以此作为研究对象，考察证券分析师的行为模式，并为投资者等研究报告使用主体就分析师工作成果的使用提供一定程度上的参考。

本章主要将分为三个部分，首先阐述本文的研究背景和主要问题，其次是研究的思路、内容与框架结构，最后将指出本文的改进和主要创新之处。

第一节 研究背景

与国外的成熟资本市场相比，我国的证券分析师还属于一个比较年轻的职业，大约从 2001 年开始，国内的一些券商开始建立以基本面分析为主的研究部门，积极开展各类实地调研和投资者交流活动，发挥作为证券市场信息加工主体、信息传播主体的重要作用。

证券分析师的信息收集和传播工作主要形成的成果即研究报告，包括对行业整体发展情况以及具体上市公司经营情况等方面的研究，其中又以上市公司的盈利预测和投资评级为研究报告的核心部分，也是投资者在使用报告时最为关注的

部分。盈余预测作为公司经营成果最直接的体现方式，影响着报告使用者对公司基本面情况的判断，盈余预测与实际盈余的差异形成的误差可能会影响股票价格走势，因此也激励公司管理层关注分析师盈余预测的变化并在一定程度上相应调整公司的经营，间接作为外部治理机制影响上市公司。

同时，我国的机构投资者规模也在不断扩大，股票投资基金、保险公司、QFII等机构投资者的投资金额在中国股市中的占比正不断提高，在资本市场中占据了主导地位。这些机构投资者作为证券分析师的主要客户，其发展壮大进一步提升了证券研究报告的需求。由于这些机构投资者均将卖方分析师报告作为重要的投资决策依据，因此证券分析师对资本市场所产生的影响也日益增强。

但是证券分析师也是投资决策者中的一员，也可能受到行为金融学上的各种判断和决策偏差的影响，从而削弱其所能达到的效率。另一方面，证券分析师是作为企业机构的证券公司券商中的一员，在工作中与各利益相关方有密切的彼此支持和制约关系，与上市公司管理层的联系、基金公司等机构客户和券商内部业务相关部门对分析师的评价对分析师无形声誉的建立和有形报酬的获得具有关键性的影响，因此，分析师在发布盈余预测和股票评级时，有可能因为这些利益关系行业治理因素而使得其报告的客观性受到扭曲，削弱分析师行业在资本市场所发挥的效率。

在这种背景下，国内学术界的相关研究明显逐年增加，与国外的研究主题类似，主要集中于探讨证券分析师的信息处理能力、行为模式等领域，为证券分析师的行业监管以及投资者如何更好地利用分析师的研究成果提供一定程度的指引，并已经取得了不少成果。总体来看，证券分析师的工作有利于促进股票市场的信息发现，提高了市场效率，对资本市场的健康发展有正面作用。但另一方面，分析师所面临的复杂利益关系也不可避免地影响了其工作质量，主要表现为在盈余预测上的乐观偏差和群体效应。

在众多文献中，国内还鲜有研究关心证券分析师发布报告的时间模式。但是，随着时间的推移，尤其是随着上市公司财务报告公布日的临近，市场上可能会产生更多的公开信息，削弱证券分析师的信息处理作用；另一方面，过早的发布报告则意味着要放弃未来可能加以利用的新信息，影响报告的预测质量。此外，大

量研究表明投资者的行为具有时变特征，而证券分析师的收益主要来源于机构投资者的佣金分仓。基于此，报告的发布时间应当是证券分析师在工作中需要慎重考虑的一个因素。

围绕这一主题，本文拟在借鉴国内外相关研究的基础上，利用中国 A 股市场的数据进行实证分析，回答几个主要的问题：证券分析师是否就研究报告的发布进行择时？如果证券分析师的确存在择时行为，是什么因素影响了分析师群体的择时决策？市场能够识别分析师的择时行为吗？以丰富分析师盈余预测和股票评级的相关文献，并为分析师研究报告的使用者、证券市场监管者提供一定的理论依据。

第二节 研究内容与研究框架

为了解答上述问题，本文拟按照以下步骤进行实证研究：

首先，从宏观和微观两个角度考察分析师群体是否存在基于投资者情绪的择时行为。当市场的综合投资者情绪高涨时，分析师是否发表的报告数量更多？当个股的投资者情绪较高时，分析师是否更倾向于在此时发布相关的深度研究报告？如果分析师存在针对投资者情绪的择时行为，则一方面在投资者情绪高涨时分析师应当发出更多的深度报告，另一方面个股投资者情绪可作为预测分析师的报告发布行为的一个变量。

其次，如果分析师的确就报告的发布进行了基于投资者情绪的择时行为，有哪些因素促使其做出这些决策？分析师进行择时的目的是利用有利的市场条件，以更好的验证其评级结论，进而获得更好的声誉。从报告质量的角度来看，分析师如果能够向市场提供足够的新信息，则其能从新信息中获益，关注投资者情绪的动力减弱，而分析师并未提供足够的新信息时，则更有动机利用有利的外部市场条件。但另一方面，当分析师给出中性投资评级时，往往被视为无投资方向的评级，也即信息含量原本就较低；而“新财富”最佳分析师在过去的工作成果被认可的基础上，也有研究证明他们的能力具有持续性，因此需要剔除这些因素的影响。

无论分析师是否能够提供足够的新信息,更重要的一个层次是市场对于分析师发布的报告究竟如何看待,对分析师的择时行为又是否能够予以识别并给出正确的反应。因此,本文进一步探讨了声誉机制是否对分析师的择时行为存在影响及其具体的影响方向。

在结构上,本文共分为四章,各章的主要内容安排如下:

第一章为绪论,主要对本文的研究背景与研究问题、研究框架以及研究的创新之处进行了简要的介绍。

第二章为文献综述,主要分为分析师盈余预测质量和分析师行为模式分析两个部分,对国内外的相关研究进行了梳理。具体来说,包括盈余预测准确性的影响因素,盈余预测的投资价值及对市场的影响,以及分析师跟踪行为和分析师择时行为等内容。

第三章是论文研究的主体部分,包括理论分析、研究设计、实证过程及稳健性分析等内容。本文在前文文献梳理的基础上,针对分析师的择时行为和有关影响因素提出了假说,拟分别采用多元回归分析、Logit 模型及 t 检验对提出的假说进行验证。在稳健性检验部分,本文参考该领域的已有相关研究方法对结论进行了稳健性检验,显示研究结论是稳健的。

第四章是结论与建议,主要对本文的研究结果进行了进一步的总结,据此提出了一些启示和建议,包括未来可能的进一步研究方向。

第三节 研究贡献

本文的主要创新点在于,尽管国内外已经有很多关于证券分析师的文献,但大多集中于探讨分析师盈余预测质量、行为偏差以及对市场的影响等问题,关于证券分析师行为时间模式的文献还不是很多,本文在以往研究的基础上提供了一个新的研究视角,一定程度上弥补了这一空白。

其次,以往基于证券分析师作用研究往往主要考察股价同步性的绝对水平,而本文在变量的选择上有所创新,以报告发布前后同步性的变化作为切入点,结合事件窗口分析了证券分析师的择时倾向。

总体来说, 本文的实证研究发现为证券分析师行为模式的相关研究提供了新的证据, 能够帮助证券分析师报告的使用者和证券行业的监管者作为一定的参考。随着金融行业的继续发展, 证券分析师作为市场信息的处理者和提供者, 在促进资本市场的完善与发展、提高资本市场效率上有着举足轻重的作用。更好的理解证券分析师的行为, 有助于投资者更好的依据其研究报告做出投资决策, 并有利于相关监管机构规范行业秩序, 进行更有效的监督。

第二章 相关理论研究综述

由于证券分析师这一行业在国外已有数十年的发展历史，早期的相关文献主要也是来自于欧美等资本市场比较发达的国家和地区，直到 2000 年以后，国内才逐渐开始出现针对分析师预测行为的研究。从研究角度来说，对证券分析师的研究基本是围绕着盈余预测而展开的，最初的文献主要关注证券分析师预测相比统计模型的优越性，并且在这一问题上基本已经得到了统一的肯定结论。

接下来，大量文献将目光集中于讨论预测准确性的影响因素，并逐渐过渡至更加动态的角度，考察分析师预测修正对收益率的解释能力以及盈余预测和投资评级的相互作用等。随着行为金融理论的兴起，形成了第二条研究主题发展路径——即从理性向非理性的转变。除了信息环境、利益冲突和分析师特征等因素，羊群行为、投资者情绪从非理性角度解释了证券分析师预测出现系统性偏差的成因。

在静态视角向动态视角、理性视角向非理性视角的转变之后，学者的目光开始从盈余预测行为的结果回溯至行为本身，目前已形成一定规模的两个主题是针对分析师跟踪决策和分析师研究时间模式的研究，前者主要集中于讨论分析师跟踪的偏好，后者则是讨论分析师如何就报告发布时间进行决策，也即本文的研究方向。

综合考虑证券分析师相关研究的三条发展脉络，接下来本文将从分析师预测质量和分析师行为模式两大方面对相关文献进行梳理。

第一节 分析师盈余预测质量

一般认为，分析师个体盈余预测的质量可以从两个角度来衡量——准确性和有效性，前者即分析师做出的盈余预测与公司披露的盈余数据之间的差异，后者则是从投资价值的角度，以市场反应和信息含量等因素评价分析师的研究绩效。

1. 盈余预测准确性

在分析师预测偏差上，国内外研究基本上达成了分析师预测普遍存在乐观偏差的共识（Basi 等，1976^[1]；O'Brien，1988^[2]；Butler 和 Lang，1991^[3]），经过对

相关文献的梳理，导致分析师预测出现偏差的因素主要包括信息披露环境、利益冲突机制、分析师特征（经验）以及非理性因素：

1) 信息披露环境的影响

证券分析师的预测是对其已获得的公开信息和私有信息上再次加工的成果，而上市公司所披露的信息自然地成为了分析师使用的一个主要信息来源。但是，一方面公司在披露信息时拥有一定的自由度，即使是强制性披露的内容，公司在做出会计估计时也有操作的余地，从而影响了分析师可获得的信息集。为此，Lang 和 Lundholm（1996）^[4]的研究以 FAF Report^①评分来度量美国上市公司信息披露中的信息含量，这个评分直观反映了分析师对上市公司信息披露质量的看法，他们的实证研究发现，上市公司信息披露质量的评级越高，分析师预测的准确性越好，同时预测的分歧度也越小。

FAF 是由分析师对公司进行打分。分析师的预测准确度和这个打分存在内生性问题。也就是说，分析师预测的越准（准确度可能由其他因素决定），越倾向于给公司的披露打高分。而不是反向的因果（打分越高，预测越准）

这一现象在英国、法国、德国、日本、荷兰和瑞士等发达国家资本市场的上市公司中也存在（Higgins，1998^[5]），另外一些学者以不同的变量度量公司的信息披露状况，例如公司财务报告中的管理层讨论部分的质量和上市公司新闻发布会的召开，均能显著提高分析师预测的准确性，减少他们的分歧（Barron 等，1999^[6]；Bowen 等，2002^[7]）。随后，Byard 和 Shaw（2003）^[8]进一步区分公司公开信息披露和非公开沟通的信息质量，发现预测准确性的提高主要是源于高质量的公开信息披露能够改善分析师拥有的公共信息和私有信息的精度。

在我国的相关研究中也发现了类似的结论。方军雄（2007）^[9]使用深交所自 2001 年开始的上市公司信息披露考核结果衡量信息披露质量，发现信息透明度越高，则证券分析师的预测准确性越高，其预测结果和公司每股盈余的相关性越低。进一步地，谭跃等（2013）^[10]利用 2006 年深交所发布的“上市公司公平信息披露指引”作为自然实验，结合利益冲突的视角，发现该指引发布后，利益冲突不同的群体间预测偏差差异减小，但由于指引对私人信息供给的限制影响了分析师预测的信息集，导致了整体偏差扩大。

深交所所有上市公司信息披露考核

近年来的研究基本思路仍然是研究信息环境与准确性之间的关系，但是开始挖掘一些新的信息透明度代理变量，例如蒋德权，徐巍（2016）^[11]从企业集团的

^① 在 FAF 报告中，分析师从年度报告、其他公开披露信息（包括季度报告、新闻发布和代理人声明等）和投资者关系三个角度对上市公司信息披露进行评估并打分。

角度，发现企业集团成员公司进行内部资本市场关联交易，提高了分析师对交易行为的解读成本；高瑜彬等（2017）^[12]以异常审计费用测度财务报告信息环境，也得到了相同的结论。

2) 利益冲突机制的影响

梳理已有文献，学界的目光主要集中于来自于上市公司管理层、分析师所任职的证券公司以及其自身的声誉或职业考虑的利益冲突，一个比较普遍的发现是，为了维持与各利益相关方的关系，分析师给出的预测和评级往往更加乐观，并对公司的负面消息反应不足。

首先，由于分析师依赖上市公司作为其重要的信息来源，导致分析师发布更加乐观的预测来迎合上市公司管理层：为了维持与上市公司管理层的关系以获得更多公司经营信息，分析师往往避免发布卖出评级或推迟投资评级的下调，通过发布偏乐观的盈余预测和投资评级，证券分析师可以讨好上市公司（Francis 和 Philbrick, 1993^[13], McNichols 和 O'Brien, 1997^[14]），但来自中国的数据发现证券分析师在发布负面的投资评级时，并没有利用更加乐观的盈余预测来维护与上市公司管理层的关系（吴超鹏等，2013）^[15]。

其次，如果分析师较难基于公开信息进行盈余预测，则分析师对来自管理层的非公开信息需求提高，发布更加乐观的预测可能有利于分析师获得想要的信息（Das 等，1998^[16]）。但这样做并非没有好处，Chen 和 Matsumoto（2006）^[17]的实证研究表明，尽管分析师存在迎合上市公司管理层的行为，但其获得更多的信息后能显著提高后续预测的准确性，并且这一现象在公平披露指引发布后有所减弱，进一步证实了来自管理层的私人信息对分析师预测的正面作用。

从证券公司的角度来说，分析师所任职的机构往往一并开展投行业务和经纪业务，一方面分析师会配合投资银行部门的需求提高股票评级，另一方面更高的股票评级则能帮助证券公司获得更多来自机构投资者的交易佣金，但事实上，投资者对于这种利益冲突导致的乐观偏差有所预期并予以定价，市场对来自承销商分析师的推荐反应更加负面，无论是短期还是长期，非承销商分析师的推荐都能获得更高的收益率。

许多研究对比了承销商分析师与非承销商分析师研究结果的差异，发现承销

商分析师给出的盈余预测与非承销商分析师相比没有显著差异,而其给出的股票评级却显著地更加乐观,如果承销商不再参与公司后续的资本市场活动,承销商分析师在评级上表现出的乐观偏差也随之逐渐消失(Lin 和 McNichols, 1998^[18]; Michaely 和 Womack, 1999)^[19]。

但 Cowen 等(2006)^[20]将分析师所任职的机构分成了投资银行和经纪商两大类,前者在证券研究之外还开展证券承销和自营交易等业务,后者主要收取交易佣金,在规模较大的投资银行中,出于对公司声誉的考虑分析师的乐观程度反而得到了控制,经纪商分析师给出的预测往往是最乐观的。对此 Firth 等(2013)^[21]以及 Gu 等(2013)^[22]给出的解释是,经纪商的一些机构投资者客户通过佣金分仓向这些分析师施加压力,要求其为投资者所持有的股票发布更加乐观的预测,市场对这些分析师给出的买入评级反应也较弱。

此外,孔东民,王琪瑶(2017)^[23]也发现机构投资者作为重要公司治理主体之一对分析师的预测行为具有监督效应,能够降低分析师预测乐观偏差。这一机制主要是通过声誉机制发挥的作用,预测准确的分析师可以获得良好的声誉,进而有利于分析师的职业发展,但对分析师的推荐行为依然存在扭曲效应。

这里的预测是否准确主要是与同行的表现相比,预测质量低于同行的分析师更容易被辞退或被迫辞职(Mikhail 等, 1999^[24]),而那些表现比同行更好的分析师则更可能跳槽到更好的公司,同时经纪商也偏好并且提拔那些观点比较乐观的分析师(Hong 和 Kubik, 2003^[25])。尽管分析师出于声誉的考虑避免做出过于乐观的盈余预测,却会为了维持与机构投资者的关系而给出更加正面的股票评级(吴超鹏等, 2013¹⁵)。

3) 分析师特征的影响

就分析师特征而言,目前主要的相关研究包括分析师行业经验和分析师天赋对准确性的影响,但结果说法不一,一些研究认为分析师的经验对预测质量有着显著的正面作用,且投资者能够识别分析师经验创造的价值,另一些研究则认为分析师天赋对准确性的作用更大。

前者的相关文献,例如 Mikhail 等(1997)^[26]首次发现随着分析师跟随某一上市公司的时间增加,其季度盈余预测的绝对误差逐渐降低,并且在市场预期盈

余水平中获得了更好的权重,也即意味着市场更加相信拥有丰富经验的分析师做出的盈余预测。事实上,分析师的择券能力具有一定的持续性,历史评级获得高收益的分析师在未来依然能获得优于同行的收益,并获得市场的认可(Mikhail 等, 2004^[27])。Kadan 等(2012)^[28]利用分析师的行业数据,同样发现随着分析师关于行业的经验积累,控制了动量效应后他们的推荐评级在短期和长期仍然能获得更高的超额收益。刘永泽,高嵩(2015)^[29]利用我国 A 股 2007 年至 2012 年的分析师预测数据也得到了相同的结论。

但是 Jacob 等(1999)^[30]把分析师的经验进一步细分为盈余预测经验、关于公司的特定经验以及依托于所任职机构的平台经验,但是并没有观测到经验对预测准确性的影响,分析师的其他特征例如天赋以及经纪商规模等环境因素对于准确性有更显著的作用。与其类似地,张宗新,姚佩怡(2017)^[31]对分析师经验作用于预测准确性地机理进行了挖掘,他们发现过去观测到的分析师经验能够提高预测的准确度并非是由于分析师研究能力的提高,而是因为分析师在长期的跟踪过程中与覆盖公司建立了良好的关系,能更有效的处理私有信息。

4) 行为金融角度的解释

自 Scharfstein 和 Stein(1990)将“羊群行为”与职业经理人的职业考虑联系起来,出现了不少以证券分析师羊群行为为主题的文献。Trueman(1994)^[32]发现,分析师总是倾向于给出接近于其他分析师先前预测水平的结果而不是提供自己拥有的新信息,即使这些新信息表明其他分析师的预测并不准确。Welch(2000)^[33]在分析师的评级调整行为上也发现了类似的倾向,他认为这是分析师基于评级调整包含了短效的新信息的判断做出的策略性选择。

至于哪些分析师更容易出现羊群行为,Hong 等(2000)^[34]发现,由于缺乏经验的分析师更易因为盈余预测不准确或大幅偏离一致预测而离职,出于职业生涯的考虑,他们相对一致预测的误差更小,更倾向于推迟发布预测,并且频繁更新他们的预测 Clement 和 Tse(2005)^[35]发现如果分析师历史预测准确性较高、任职于规模较大的经纪商并拥有丰富的经验时,其羊群行为的倾向减弱,并且能为市场提供更多的私人信息。但这些研究并没有对分析师使用相同的信息进行预测的情况加以考虑,Jegadeesh 和 Kim(2010)^[36]在控制信息集后发现了相反的

结论，即来自大规模券商、预测修正频率较低的分析师跟随倾向更明显。中国市场的实证证据则表明明星分析师的跟随倾向弱于非明星分析师(张玮倩, 方军雄, 2017^[37])。

关于投资者情绪与证券分析师预测的关系, Bergman 和 Roychowdhury(2008)^[38]的研究首次指出, 投资者情绪与分析师预测偏差显著正相关。在投资者情绪较高的时期, 投资者更加看好未来的市场形势, 从而分析师比较容易使投资者接受偏乐观的预测, 而投资者情绪较低时, 分析师则很难扭转投资者对公司价值的低估, 另一个侧面的证据是, 对于受投资者情绪影响更大的小公司, 分析师给出的预测也更加乐观 (Qian, 2009^[39])。

除了美国市场以外, 伍燕然等(2012)^[40]、游家兴等(2013)^[41]使用来自中国的数据验证了这一结论, Corredor 等(2014)^[42]使用来自法国、德国、西班牙、英国等欧洲四个主要经济体的数据也得到了类似的结论, 他们还发现, 除了分析师的策略性选择以外, 分析师的认知偏差也是造成乐观偏差的原因之一。

在已有研究的基础上, 孔令飞, 刘轶(2016)^[43]将投资者情绪分解为机构投资者和个人投资者情绪, 发现机构投资者情绪的波动比个人投资者更为剧烈, 且对证券分析师一致预测的影响也大于后者。廖明情等(2016)^[44]则发现市场情绪主要导致了卖方分析师在股票推荐和盈利预测上的乐观偏差, 但买方分析师拥有不同的服务目标和激励机制, 因此可以在一定程度上纠正卖方分析师羊群行为造成的偏差。

2. 盈余预测的有效性

关于盈余预测的有效性, 主要是从分析师报告的信息含量及市场反应出发进行评级, 相关研究大多利用事件研究法考察报告发布后的股票价格同步性^①、股票超额收益率等指标, 从而判断证券分析师预测是否向市场提供了增量信息。

1) 分析师预测是否具有投资价值

对这一问题, 大部分研究结果都给出了比较肯定的结果。Lys 和 Sohn(1990)^[45]发现, 即使是在其他分析师预测或公司财务报告披露之后发布的盈余预测同

^① 即多因子模型中的 R2 统计量, R2 越大意味着股价同步性越高, 相应其反映的公司特质信息越少 (Roll, 1988)。

样具有信息含量。Elton 等（1986）^[46]发现分析师评级和评级调整都具有信息含量，且后者的信息含量更高，Womack（1996）^[47]根据不同的评级水平对此进行了更加细致的检验，发现被撤出“买入”（“卖出”）评级的公司，在评级更新前 6 个月的超额收益率显著大于（小于）0，评级更新前后 3 天均有显著的超额收益率且呈现漂移，中国市场上也发现了类似结论（朱红军等，2008）^[48]。除了分析师个体的预测和评级数据以外，分析师一致评级的月度变化对未来一个月内的市场和行业超额回报也具有一定的预测能力（肖萌，朱宏泉，2011^[49]）。

但是，Barber 等（2001）^[50]发现如果考虑交易成本，则依据分析师评级构建的投资组合并不能取得显著大于 0 的超额净收益。从评级调整样本的角度考虑，Loh 和 Stulz（2011）^[51]发现实际产生显著的超额收益率和超额换手率的评级修正比例分别只有 12%和 13%，而且这些评级修正拥有一些共同的特征，包括领先发布、明星分析师以及过去曾经影响过收益率或换手率的分析师，同时领先发布效应和明星分析师效应在那些小规模、高增长、高机构投资者持股比例的公司中更加明显。鞠娟等（2014）^[52]使用手工收集的样本集考察深度报告的影响时，重新定义 60-30-2 的事件窗口，使用同步性测度增量信息的情况，发现信息释放提前于分析师报告发布的时间，在一定程度上解释了为什么部分实证检验发现分析师推荐没有投资价值。

而且，分析师预测的投资价值存在群体间差异，Stickel（1992）^[53]发现“全美明星分析师”在大幅上调预测后立即引起了市场价格的回升，在下调时则没有显著不同的市场反应。来自中国的证据则相反，王宇熹等（2012）^[54]、张宗新和杨万成（2016）^[55]均发现非顶级券商明星分析师买入评级的投资价值高于顶级券商明星分析师，而顶级券商明星分析师的卖出评级投资价值高于非顶级券商明星分析师。冯体一等（2013）^[56]结合市场周期进行的分析发现，牛市中的投资者对所有评级均有显著的正向反应，而熊市中则对中性 and 卖出评级都有显著的负向反应，因此分析师评级并非持续地具有投资价值。

2) 分析师预测是否提高市场效率

就市场流动性而言，分析师跟踪能够降低信息不对称，提升股票流动性和价格中的信息含量。关于前者有两种主流的解释，Brennan 和 Subrahmanyam（1995）

^[57]认为,当分析师跟踪人数增加时,分析师之间的竞争关系加强,因此使价格更快的反映了信息,从而降低逆向选择成本,提高了股票流动性。Roulstone (2003) ^[58]则认为这是由于分析师向市场提供了公共信息而非私人信息,从而能够减轻投资者的逆向选择。

陈辉,汪前元 (2013) ^[59]使用价差指标衡量流动性,采用价差分解方法构造逆向选择指标以衡量信息不对称,发现分析师跟踪导致了逆向选择效应,信息不对称程度上升,但另一方面分析师跟踪使私有信息更快地反映在股票价格之中,提升了信息效率,从整体来看,在中国市场上仍然是信息效率效应占据支配地位。罗衍等 (2017) ^[60]使用高频数据进行的微观结构实证研究则发现,因为我国的噪声交易者比例高,因此分析师报告通过提高投资者关注度增加流动性,这是产生超额收益率的主要原因。

另一方面,分析师对于同步性的影响则结果不一。Chan 和 Hameed (2006) ^[61]针对新兴证券市场的实证研究发现分析师跟踪人数越多的公司股价同步性越强,当分析师盈余预测分歧程度提高时,分析师跟随对价格同步性的影响减弱,他们认为这是由于新兴市场信息披露不充分,公司信息缺乏透明度,增加了分析师的信息收集成本。国内比较早期的研究发现分析师跟踪人数增加时股票同步性下降,同时盈余公告后漂移现象减弱,这意味着分析师跟踪提高了价格的信息含量 (朱红军等, 2007^[62])。但是冯旭南,李心愉 (2011) ^[63]在扩大的样本基础上重新考察分析师跟进行为对股价同步性的影响,采用两阶段最小二乘法控制内生性后,得到了与 Chan 和 Hameed (2006) 类似的结论。蔡庆丰,杨侃 (2013) 发现分析师关注度越高,同步性越高。Xu 等 (2013) ^[64]发现,明星分析师跟踪的公司股价同步性较低。伊志宏,江轩宇 (2013) ^[65]发现明星分析师相比其他分析师更加专注地持续跟踪公司,从而其调整评级时能够向市场提供更多的公司特质信息。

第二节 分析师行为模式分析

与分析师预测质量相比,对分析师行为模式的分析源于对预测质量的研究衍生出的分支,目前为止尚没有吸引太多学术界的目光,但是随着研究的不断深入,

焦点有逐渐向分析师行为模式及动因转变的趋势。当前相对热门的研究主题集中在分析师跟踪和分析师报告的发布时间上,前者主要探究了分析师进行跟踪时偏好的公司特征,后者的内容与盈余预测则略有重叠,因为预测发布时间也是一个影响预测准确性的重要因素。

1. 分析师跟踪决策

在早期对分析师预测的优越性进行实证研究时,许多研究发现分析师预测相对统计模型的优越性在大公司中表现得更为明显,学者们认为这是因为分析师对大规模的公司存在偏好,有更多的分析师对大公司进行跟踪。Bhushan (1989)^[66]假定分析师向市场提供了非公开信息,首次从分析师研究服务供求关系的角度对这种论点进行了检验,发现除了公司规模,机构投资者持股比例和回报率的波动性也与分析师跟踪数量显著正相关。

与价格水平影响投资者关注度类似,Brennan 和 Hughes (1991)^[67]也发现一些公司的管理层通过股票分割来向分析师传递公司的正面信号,从而吸引更多的分析师。

相关信息获取的难易程度也是影响分析师跟踪的一个重要因素。当上市公司的信息披露质量较高时,愿意对其进行跟踪的分析师越多(白晓宇, 2009^[68])。当上市公司的多元化水平较高时,由于证券分析师获取公司信息的成本也相应提高,驱使证券分析师放弃跟踪这样的公司,但进行相关多元化的公司由于开展的业务互相联系,因而证券分析师获取的信息和应用的技术具有共通性,这会减少证券分析师的成本从而提高其分析师关注度(蔡卫星, 曾诚, 2010^[69])。

2. 分析师时间决策

同样的,许多关于分析师预测质量的研究发现随着时间推移,分析师预测的准确性也逐渐提高,分析师预测的优势源于分析师能够使用最新的信息,预测发布越晚,则可用的信息越多(Brown 等, 1987^[70]),Cooper 等(2001)^[71]基于报告发布的及时性对分析师进行绩效排名,发现领先发布预测的分析师对股价的影响更大,侧面印证了市场对于分析师发布预测的领先度给予一定程度的定价。这些结论是推动其他学者对分析师预测时间模式进行研究的主要动因。

考虑到分析师提供的信息与公司财务报告之间的关系,为了探究分析师价值

的来源, Ivkovic 和 Jegadeesh (2004)^[72]按照分析师预测修正相对于公司季度财务报告发布的时间, 将每个季度的分析师预测修正样本分为 14 组, 发现股价对在季度报告发布后 2 至 6 个交易日内分析师的修正行为几乎没有反应, 他们认为这可能意味着分析师对于财务报告的解读能力并没有强于市场, 但其在收集和处理信息方面仍然提供了价值。而薛祖云和王冲 (2011)^[73]认为分析师的行为模式在公司的财务报告发布前后存在差异, 分析师倾向于选择在公司财务报告公布前向市场披露尚未披露的信息, 而在公司财务报告公布后对报告进行解读。

在 Guttman (2010)^[74]的理论模型中, 引入了两位分析师的时间博弈, 他们各自拥有公共信息和一部分非公开信息, 市场中的知情交易者从分析师处获得私人信息并据此交易后, 这部分非公开信息即被包含在价格当中, 非公开信息越精确 (价值越大), 则知情交易者购买非公开信息的意愿越强烈, 但是过早发布报告可能导致分析师遗漏过多更晚出现的信息, 从而导致预测质量的低下, 损害分析师及任职券商的声誉, 因此分析师需要权衡预测的及时性和精确性, 以最大化其收益。

结合羊群行为的领先-跟随模式, 董大勇等 (2012)^[75]使用中国 A 股市场的数据, 发现分析师经验、分析师竞争程度与盈余预测发布的领先度正相关, 而分析师声誉则与领先度负相关, 同时分析师给出评级与一致评级的差异对发布领先度综合具有风险效应和竞争机会效应, 前者促使分析师推迟发布预测, 后者则鼓励分析师领先发布预测。Barron 等 (2013)^[76]观察到, 如果分析师的观点比同行更加悲观, 此时分析师倾向于推迟发布自己的盈余预测, 这一风险效应机制可以解释为什么分析师一致预测的乐观偏差会随时间推移而下降。

Rees 等 (2017) 将分析师的利益冲突纳入分析框架, 发现当分析师想下调评级时, 为了降低对管理层关系的影响, 分析师倾向于“悄悄地”在周末发布报告, 因为此时的投资者和媒体关注度更低。

第三节 文献评述

总体来看, 已有的证券分析师相关文献大量着眼于分析师预测的准确性, 并在这一领域得到了许多富有理论意义和实践意义的结论, 对证券分析师行业的发

展和监管具有一定的指导意义。但在一些问题上，例如分析师的研究是否真正具有投资价值仍然没有定论，同时我国作为新兴市场，发育程度与国外的发达资本市场仍有差距，许多结论在中国并不适用，甚至与国外的研究有着相反的结果。

而随着研究文献的丰富以及行为金融理论的发展，学界才逐渐开始将目光从分析师产出的结果转向分析师产出的过程，对这一群体及其行为模式进行更加深层次的探究。因此，本文也希望从一个更加动态和前瞻的角度出发，对分析师研究报告背后的发布行为进行一些探索。

第三章 证券分析师择时行为的实证研究

第一节 理论分析与研究假设

尽管证券分析师的相关研究已经非常丰富，但极少有文献关注分析师预测行为的时间特征，大多数文献都假定分析师盈利预测的顺序和时间是外生决定的，这一假设自有其合理性，因为从整体看来，分析师的报告发布似乎呈现出明显的周期性。图 1 是基于从 RESSET 数据库获取的 2009 年至 2017 年所有的公司研究报告数据绘制的月度研究报告发布数量，共 269,623 份报告。可以看到，每年的三四月份是公司披露年度财务报告的高峰期，相应地，八月、十月分别是半年度财务报告、三季度财务报告的披露期，而证券分析师报告的发布数量在这些月份中也达到峰值。

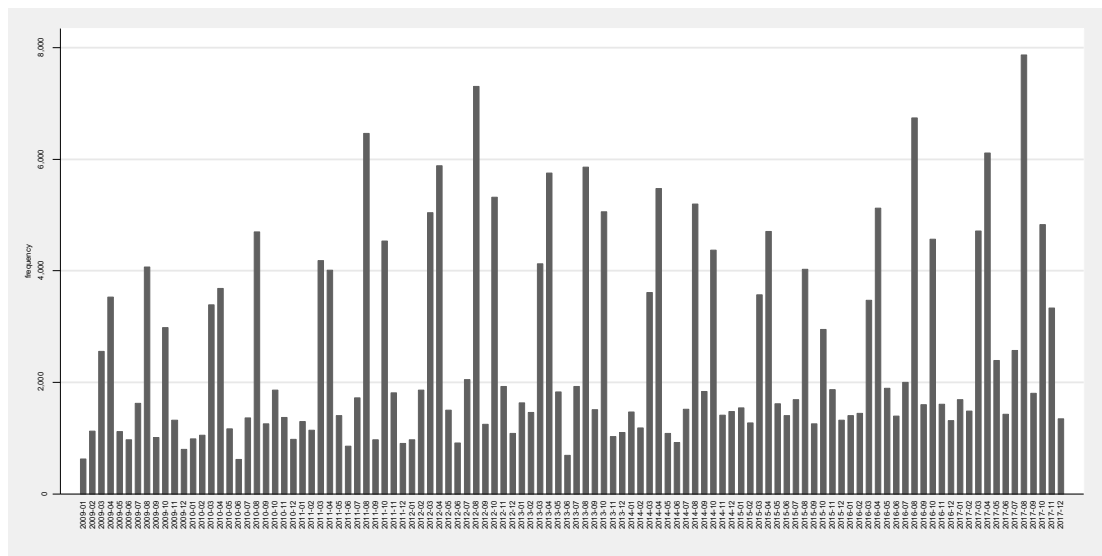


图 1 2009-2017 年全部公司研究报告的时间分布

但在分析师的工作内容中，对跟踪公司进行的财务报告点评以及月报、周报类的行业运行数据统计占据了极大部分，证券分析师对这部分报告的发布时间并没有自主决策的权利，而只能机械地跟随上市公司的财务报告公告日以及日历日的推移发布相应研报。另一方面，对于公司的深度研究，分析师却可以自主选择

何时发布报告，此时报告发布的时间由内生性因素决定。如图 2 所示，2009 至 2017 年间共有 21,927 份深度公司研究报告，在数量上不足所有报告的十分之一，而且随着经济形势和市场周期的好转，公司深度研究报告的数量总体上呈现逐渐递增趋势，并在 2014 年期间出现了一个明显的低谷。

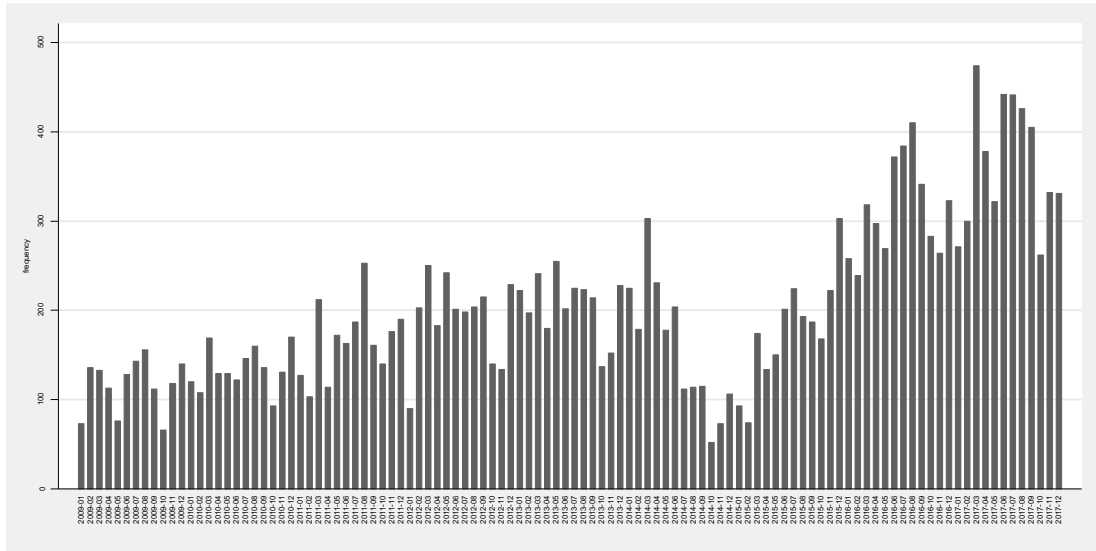


图 2 2009-2017 年公司深度研究报告的时间分布

因此，接下来本文将主要针对公司深度研究报告的发布时间决策进行相关理论分析。由于证券分析师的收益主要基于所推荐公司的市场表现，其在发布报告时有两种可能的动机：其一是向市场提供新的私人信息以实现投资价值，其二是通过择时利用有利的外部市场条件“伪造”报告的投资价值。证券分析师作为信息的使用者和产生者，不同的信息收集和分析能力决定了分析师在进行权衡时需要采取不同的策略，拥有更多非公开信息或信息处理能力更强的分析师愿意尽可能早地发布预测，以期从提供增量信息中获得更大的收益，而其他分析师则希望通过跟随预测以掩盖自己预测质量的低下（Scharfstein 和 Stein，1988）。

因此在没有提供增量信息的情况下，择时策略可以在一定程度上弥补报告信息含量的不足，但即使分析师向市场提供增量信息，利用有利的市场条件也有助于分析师扩大自己的收益。同时，当投资者情绪高涨时，投资者更加看好未来的市场形势，也比较容易接受分析师给出的乐观评级，而投资者情绪低落时，分析师很难扭转投资者对公司价值的低估（Bergman 和 Roychowdhury，2008），由于

我国资本市场对卖空的限制，卖出推荐对分析师而言基本无利可图。因此，分析师有理由在投资者情绪较高的时期发布深度研究报告。据此本文提出以下假设：

假设 1：分析师倾向于在投资者情绪高的时期发布研究报告

正如前文所分析，无论是否向市场提供新增信息，在投资者情绪较高时发布报告总是有利可图的，但是，集中在同一时期发布报告的分析师仍然需要分享这些利益，报告的发布时间越集中，利益的稀释程度越大。因此对于有能力的分析师而言，由于其可以从市场提供的增量信息中获益，因此跟风在投资者情绪较高的时期发布报告并不一定是一个好的选择，两方面的影响导致其报告信息含量与投资者情绪无关。而对于报告缺乏信息含量的分析师而言，“扎堆”发布深度研究报告则只会带来好处，即报告信息含量与投资者情绪负相关。据此本文提出以下假设：

假设 2-1：未提供增量信息的分析师倾向于在高投资者情绪时期发布报告

假设 2-2：提供增量信息的分析师没有基于投资者情绪的择时行为

第二节 样本与描述性统计

1. 样本选择

由于过往的研究发现市场周期会影响分析师行为及预测质量，为了避免市场周期因素对结果的干扰，本文拟选择 2009 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 31 日的所有公司深度研究报告为样本。本文采用的分析师预测数据全部来自锐思 RESSET 数据库，采用 RESSET 的优势在于其研究报告数据库中对报告的类型进行了进一步的分类，针对研究报告的对象，包括晨报、宏观经济、投资策略、行业、公司、港股、债券等数类，而研究深度方面，分为点评、年度、半年度、月报、周报、深度研究、行业策略等数类，可以方便的获得本文主要关心的公司深度报告样本。本文采用的投资者情绪和收益率等数据来自 CSMAR 数据库。对样本进行的主要筛选如下：

- 1) 剔除了关于金融业上市公司的深度报告，共 924 份；
- 2) 剔除了关键变量如投资评级、报告作者缺失的样本，共 282 份；

3) 剔除了在报告发布窗口期内股票长期停牌导致投资者情绪和价格信息含量无法测量的样本，共 83 份。

最终剩余来自 100 家机构 2,461 名分析师的 20,327 份公司深度研究报告报告，涉及沪深两市的 2,134 只股票，样本分布情况分布如表 1 和表 2 所示。

表 1 样本投资评级分布情况

修正方向	投资评级					合计
	卖出	减持	中性	增持	买入	
First	12	2	292	3,081	6,269	9,656
	0.06%	0.01%	1.44%	15.16%	30.84%	47.50%
Keep	17	0	222	2,095	7,253	9,587
	0.08%	-	1.09%	10.31%	35.68%	47.16%
Up	0	0	18	53	884	955
	-	-	0.09%	0.26%	4.35%	4.70%
Down	8	0	87	34	0	129
	0.04%	-	0.43%	0.17%	-	0.63%
合计	37	2	619	5,263	14,406	20,327
	0.18%	0.01%	3.05%	25.89%	70.87%	100%

资料来源：RESSET 数据库

从报告的评级分布来看，评级为买入的记录为 14,406 条，占 70.87%；评级为增持的记录 5,263 条，占比 25.89%；评级为中性的记录 619 条，占比 3.05%；评级为减持的 2 条，占比 0.01%；评级为卖出的记录 37 条，占比 0.18%。整体来看，在 95%以上的公司深度研究报告中分析师给出了买入和增持评级，一方面是因为分析师评级存在乐观偏差，另一方面也因为我国目前尚缺少做空机制，因此分析师偏好于挖掘上涨机会大的股票，因此研究报告评级整体偏高。

从报告的评级变动来看，属于首次覆盖的报告为 9,656 份，占总样本的 47.50%；属于跟踪评级的报告为 15,051 份，其中上调 955 份，维持 9,587 份，下调 129 份。可见证券分析师在发布跟踪报告时大多维持了首次评级的结果。

表 2 样本行业分布情况

行业分类	年份									合计
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	
制造业	676	799	1,100	1,338	1,510	1,140	1,253	2,163	2,675	12,654
批发和零售业	77	112	131	137	146	102	87	172	218	1,182
信息传输、软件和信息技术	70	60	95	103	122	94	116	209	219	1,088
房地产业	67	92	58	86	96	60	122	208	120	909
交通运输、仓储和邮政业	77	98	104	93	72	57	44	137	149	831
采矿业	65	78	101	124	68	51	50	66	104	707
建筑业	30	53	70	63	66	42	69	123	139	655
电力、热力、燃气及水生产和 供应业	40	41	30	53	56	47	78	103	110	558
租赁和商务服务业	15	27	42	37	47	24	47	71	96	406
水利、环境和公共设施管理业	14	26	39	38	43	25	27	58	87	357
农、林、牧、渔业	15	26	39	44	39	29	31	43	64	330
文化、体育和娱乐业	11	9	17	12	14	28	46	83	93	313
住宿和餐饮业	11	12	14	9	11	9	11	16	26	119
科学研究和技术服务业	0	2	4	7	10	10	8	23	24	88
综合	4	7	16	4	5	4	9	19	15	83
卫生和社会工作	0	1	2	0	2	2	9	7	11	34
教育	0	0	0	0	1	1	1	8	2	13
合计	1,172	1,443	1,862	2,148	2,308	1,725	2,008	3,509	4,152	20,327

资料来源：RESSET 数据库

从行业分布情况来看，深度研究报告的研究标的主要集中于制造业，其次是批发和零售业，信息传输、软件和信息技术服务业，以及房地产业。除了 2014 年深度研究报告数量出现了唯一的一次下滑，在 2009 至 2017 年的九年间深度研究报告数量一直保持着快速增长趋势。

2. 关键变量的计算

1) 综合投资者情绪

目前关于投资者情绪的研究大多参照 Baker 和 Wurgler (2006)^[77]的方法,选择数个相关指标进行主成分分析,然后计算出一个综合投资者情绪指数(Qian, 2009; 伍燕然等, 2012; 游家兴等, 2013)。参考伍燕然等(2012)的研究,本文选择滞后一期的封闭式基金折价率 $DCEF_{t-1}$ 、同期换手率 $TURN_t$ 、滞后一期的 IPO 首日收益率 $IPOR_{t-1}$ 和同期新增投资者开户数量 NIA_t 进行主成分分析。

主成分分析的具体步骤如下:首先对 2009 年 1 月至 2017 年 12 月的所有指标进行主成分分析,选取特征根大于 1 的主成分,计算各自的主成分得分,再与其方差贡献率相乘加总,得到最终的综合投资者情绪指数。

表 3 综合投资者情绪指数

		第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分	第 4 主成分
特 征 向 量	$DCEF_{t-1}$	-0.1071	0.7874	0.6007	0.0881
	$TURN_t$	0.6684	-0.1570	0.2234	0.6919
	$IPOR_{t-1}$	0.2747	0.5950	-0.7472	0.1109
	NIA_t	0.6829	0.0377	0.1761	-0.7080
特征根		1.8382	1.0796	0.8532	0.2291
贡献率		45.95%	26.99%	21.33%	5.73%
累计贡献率		45.95%	72.94%	94.27%	100.00%

如表 3 所示,根据特征根大于 1 的原则,本文提取了前 2 个主成分,累计贡献率为 72.94%,已经可以较好地解释变量含有的信息。本文计算出的前 2 个主成分的得分如下:

$$SENT1_t = -0.1071 * DCEF_{t-1} + 0.6684 * TURN_t + 0.2747 * IPOR_{t-1} + 0.6829 * NIA_t$$

$$SENT2_t = 0.7874 * DCEF_{t-1} - 0.157 * TURN_t + 0.595 * IPOR_{t-1} + 0.0377 * NIA_t$$

再与各自的方差贡献率相乘,得到最终的投资者情绪指数:

$$SENT_t = 0.4595 * SENT1_t + 0.2699 * SENT2_t$$

最终计算出的综合投资者情绪指数绘制如图 3,图中的虚线为投资者情绪指

数的趋势线，显示出计算的投资者情绪指数不存在很强的时间趋势。

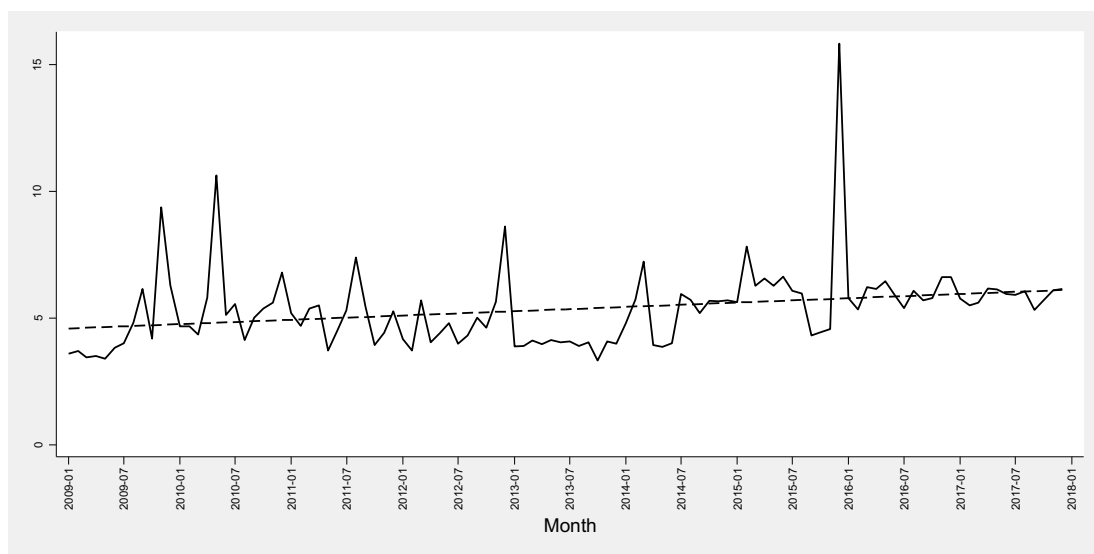


图 3 2009 年 1 月-2017 年 12 月综合投资者情绪指数

2) 个股投资者情绪

由于在用于计算综合投资者情绪指数的指标中仅换手率存在个股维度的数据，本文拟参考林虎和刘冲（2011）^[78]的研究，采用异常换手率度量个股投资者情绪，即

$$AbTURN_{i,t} = \frac{Turnover_{i,t-1}}{Turnover_{i,t-2}}$$

其中 $Turnover_{i,t}$ 代表公司 i 在第 t 月的换手率。

3) 信息含量

参考 Morck 等（2000）^[79]的研究，本文拟使用股票同步性度量价格的信息含量。同步性的概念首先由 Roll（1988）^[80]提出，其基本思想是使用市场模型的拟合系数度量个股收益率中可被市场收益率解释的部分，拟合系数越高，意味着股价所包含的特质性信息水平越低，个股的“同涨同跌”现象更明显。具体的计算步骤如下：

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_{i,t} * r_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $r_{i,t}$ 代表公司 i 在第 t 日的收益率， $r_{m,t}$ 代表市场第 t 日的收益率。本文使用 t 日前 20 个交易日的数据进行回归，以得到的判定系数作为该股票的同步性。由

于其他关于股价同步性的文献大多关心的是同步性的绝对水平，从而需要对同步性作对数变换以改变数据的分布，而本文主要关注的是同步性的变化，因此未进行进一步的变换。

参照 Ivkovic 和 Jegadeesh (2004) 对时间窗口的划分，本文针对第 t 日发布的深度研究报告 i 通过滚动回归得到 $t - 10$ 日到 $t + 11$ 日（共 22 天）的同步性水平序列 $\{r2_{i,t-10}, \dots, r2_{i,t}, r2_{i,t+1}, \dots, r2_{i,t+11}\}$ ，并观察其变化趋势。考虑到许多文献都观察到了研究报告发布后市场反应不足的现象（Womack 等，1996；Ivkovic 和 Jegadeesh，2004），本文定义每份报告引起的同步性变化 $dr2_i$ 的计算方式如下

$$dr2_i = r2_{i,t+2} - r2_{i,t-1}$$

即以报告发布当日和第二日为事件窗，以报告发布第三日和报告发布前一日的拟合系数之差作为信息含量的变化幅度。

4) 超额收益率与累计超额收益率

参考已有研究的做法（Womack，1996；Ivkovic 和 Jegadeesh，2004），本文拟采用市场调整模型度量异常收益。记公司 i 第 t 日的价格为 $P_{i,t}$ ，第 $t - 1$ 日的价格为 $P_{i,t-1}$ ，则股票 i 第 t 日的对数收益率

$$R_{i,t} = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}$$

以 $R_{m,t}$ 表示第 t 日的综合市场收益率，相应的超额收益率为

$$AR_{i,t} = R_{m,t} - R_{i,t}$$

累计超额收益率为

$$CAR_{t1,t2} = \sum_{t=t1}^{t2} AR_{i,t}$$

检验统计量为

$$t = \frac{CAR_{t1,t2}}{\hat{S}(AR_t)\sqrt{t2 - t1 + 1}}$$

参考 Ivkovic 和 Jegadeesh (2004) 的事件窗口划分，本文共设置了 day(-10,-6)，day(-5,-1)，day0，day1，day(2,6)，day(7,11) 六个窗口，考察超额收益率的变化情况。

3. 研究设计

为了检验假设 1，本文拟建立两个模型分别从宏观和微观两个不同的角度进行验证。宏观层次的回归模型如下

$$Report_t = \alpha + \beta_1 * SENT_t + \beta_2 * Mktrt_t + \varepsilon_t$$

其中 $Report_t$ 代表第 t 月发布的深度研究报告数量， $SENT_t$ 代表第 t 月的综合投资者情绪指数，由于本多元回归分析方程是从宏观角度考察分析师择时情况，因此加入当月市场综合收益率 $Mktrt_t$ 对回归进行控制。从前文的样本描述性统计中可以发现，我国的证券研究行业仍然处于快速发展阶段，图 4 中左图同样显示在标准化之前各月的报告数量呈现明显的逐年增长趋势。因此本文采用各月报告占当年报告总数的比例对其进行标准化，剔除了报告数量的时间趋势，剔除后的变量散点图如图 4 中右图所示，不再与时间相关。

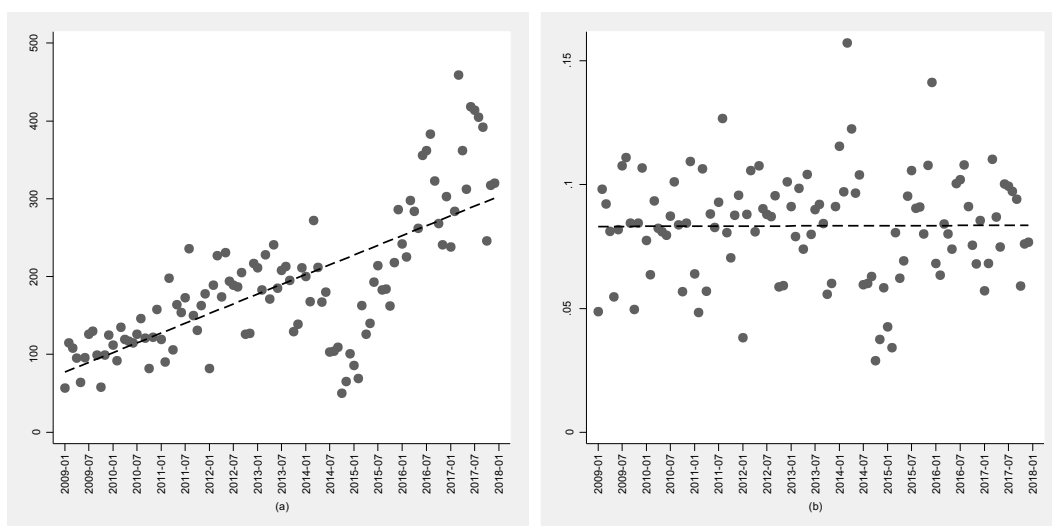


图 4 标准化前（左）后（右）报告数量变化趋势

微观层次的分析主要是从研究报告的维度出发，回归模型如下

$$\log\left(\frac{P(rls_{i,t})}{1 - P(rls_{i,t})}\right) = \alpha + \beta_1 * AbTURN_{i,t} + \beta_2 * Attention_i + \beta_3 * Firmsize_i + \beta_4 * Profit_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中当第 t 月有分析师针对公司 i 发布深度研究报告时， $rls_{i,t} = 1$ ，否则为 0。 $AbTURN_{i,t}$ 为异常换手率，计算方法见前文关键变量计算部分。 $Attention_i$ 、 $Firmsize_i$ 、 $Profit_i$ 为控制变量：

1) 由于分析师跟踪行为受到同业竞争的影响，因此本文对此因素进行控制，

分别采用分析师跟踪数量 $AnaAttention$ 和报告数量 $RptAttention$ 两种方式度量研究标的公司 i 的关注度；

2) 由于分析师跟踪行为与公司规模高度正相关，因此本文对此因素进行控制，参考已有相关研究，本文拟采用公司年初总市值和公司年初总资产衡量公司规模，当公司的年初总市值或年初总资产高于所在行业的中位数水平时 $FirmSize_i = 1$ ，否则为 0；

3) 此外，随着我国的证券研究行业逐渐成熟，分析师对公司基本面的关注越来越落足于公司的盈利能力，因此加入 $Profit_i$ 控制公司收益水平的影响，考虑到许多行业尤其是制造业公司的收益率有明显的季度周期性，因此本文采用公司上年末的 ROA 和 ROE 度量公司盈利水平。

为了检验假设 2，本文建立以下模型进行验证：

$$dr2_i = \alpha + \beta_1 * SENT_i + \beta_2 * LastSTAR_i + \beta_3 * Rating_i + \beta_4 * Cycle_i + Industry_i + \varepsilon_i$$

其中 $dr2_i$ 为同步性变化幅度，计算方法见前文。 $SENT_i$ 为投资者情绪的分组变量，按照 $AbTURN_i$ 的数值从小到大分成五组，分别赋值为 1~5，数值越大代表投资者情绪越高。 $LastSTAR_i$ 、 $Rating_i$ 、 $Cycle_i$ 和 $Industry_i$ 均为控制变量：

1) 已有研究表明，明星分析师和非明星分析师对市场的影响力存在较大差异，因此对分析师的身份进行控制，本文沿用国内相关研究的做法，当分析师前一年上榜“新财富”最佳分析师时，则 $LastSTAR_i = 1$ ，否则为 0；

2) 已有研究表明，分析师的不同投资评级信息含量不同，市场并不对分析师给出的中性评级作出反应，因此对该因素进行控制，当评级为中性时 $Rating_i = 1$ ，否则为 0；

3) 在不同的市场周期下投资者对信息的反应存在不对称性，因此本文对市场周期因素进行控制，本文根据许年行等（2012）^[81]的做法，将市场收益率与基准利率进行对比确认市场周期，上证综指收益率为市场综合收益率，以一年定期存款基准利率为无风险利率，2009 年至 2017 年的市场超额收益分别为{77.73%，-16.62%，-25.18%，-0.08%，-9.75%，50.12%，7.66%，-13.81%，5.06%}，因此，对于 2009、2013、2014、2015、2017 年发布的报告 $Cycle_i = 1$ ，作为牛市，其他年份的报告赋值为 0，作为熊市；

4) 根据冯旭南和李心愉（2011）对我国股价同步性的研究，不同行业的同

步性水平存在较大差异，因此本文依据证监会 2012 年行业分类标准，加入虚拟变量 $Industry_i$ 对行业因素进行控制。

最后，为了具体考察分析师的择时倾向差异，本文针对每个分析师所发表的全部公司深度研究报告子样本使用下式重新进行回归

$$dr2_i = \alpha + \beta_1 * SENT_i + \varepsilon_i$$

考虑到此处只需要判断回归系数的显著性，以及样本数量问题，略去了各类控制变量。回归之后，本文根据变量 SENT 回归系数是否显著、以及报告信息含量 $dr2$ 的高低，将分析师分为择时-高信息含量(Timing – HInfo)、择时-低信息含量(Timing – LInfo)、非择时-高信息含量(NonTiming – HInfo)和非择时-低信息含量(NonTiming – LInfo)四组，对比其报告发布后产生的超额收益率水平，以考察市场对不同类型报告的反应差异。

第三节 实证研究过程

本节首先从宏观和微观两个层次对证券分析师是否更倾向于在投资者情绪高涨时发布报告进行了检验，得到了肯定的结论。其次通过多元回归分析对分析师进行择时的动机进行了检验，发现分析师“蹭热点”的倾向主要是源于其报告释放的信息含量有限。最后本节探索了择时和非择时的分析师发布的报告在超额收益率上是否存在差异，发现市场对分析师的择时行为进行了定价，非择时发布的分析师报告产生了更加持久和显著的超额收益率，同时这种市场定价效率侧面验证了分析师报告信息含量的确存在差异。

1. 分析师择时行为检验

本部分主要从宏观和微观两个角度对分析师择时行为进行了检验。首先从宏观层次进行回归分析，使用所有分析师各月发布的报告占当年深度报告总数的比例度量分析师的择时行为，使用 SENT 投资者情绪指数度量各月的投资者情绪高低，并使用市场收益率控制了宏观影响因素。根据假设 1，投资者情绪越高涨时，分析师发布报告的数量越多，预期 SENT 的回归系数为正。

回归结果如表 4 所示，其中 Model(1)代表仅使用 SENT 情绪指数与报告数

量回归的结果，回归系数为 0.0027，在 95%的置信水平上显著；Model(2)代表仅使用市场综合收益率与报告数量回归的结果，回归系数为-0.0005，在 90%的置信水平上显著；Model(3)将 SENT 情绪指数和市场综合收益率同时纳入模型，发现回归系数分别为 0.0026 和-0.0005，显著性保持不变。

表 4 分析师择时行为回归结果（A）

Report Number	Model(1)	Model(2)	Model(3)
Sentiment Index	0.0027 (2.05)*		0.0026 (2.02)*
Market Return		-0.0005 (1.95)	-0.0005 (1.92)
_Cons	0.0691 (9.55)**	0.0840 (39.91)**	0.0701 (9.78)**
F Statistics	4.20	3.80	4.00
R2	0.04	0.03	0.07

注：* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

总体来看，各月的 SENT 情绪指数和深度研究报告报告数量显著正相关，与本文预期相符，当市场整体投资者情绪高涨时，分析师发布的报告数量更多。但是市场收益率和报告数量显著负相关，这可能是因为本文对报告数量进行了标准化处理，而市场收益率存在比较微弱的下降趋势，导致了回归系数为负。

接下来本文从微观的角度对分析师是否存在择时行为进行了检验。首先对涉及的变量进行了分组描述性统计，如表 5 所示，在当月有深度报告发布的标的中 (Release = 1)，异常换手率、分析师及报告关注度、公司盈利水平和总市值都高于无深度报告组，不过两组的公司总资产规模比较接近。

很明显的是，异常换手率的均值都超过了 1，意味着被分析师覆盖的公司总体来说有更高的投资者情绪水平，这与罗衍等（2017）使用高频数据得到的结论相似，即分析师报告能够吸引更多的投资者关注度，但由于本文所计算的投资者情绪指数纳入了滞后一期的变量，在一定程度上能够避免分析师跟踪影响投资者

情绪所带来的内生性。

表 5 分析师择时行为描述性统计 (B)

Variable	Release=0		Release=1	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Abnormal Turnover	1.1218	0.8022	1.1520	0.7690
Analyst Attention	9.8548	9.5489	17.3255	11.2504
Report Attention	18.8092	21.9083	37.6258	29.5628
ROE	7.1435	11.9164	11.2063	9.8219
ROA	4.4765	6.1324	7.0500	5.9860
Total Asset	22.8016	95.0675	22.7512	74.9673
Market Value	12.0187	21.9981	17.2632	24.9632

使用当月是否被发布报告为被解释变量,使用异常换手率、关注度、盈利水平和公司规模为解释变量,根据假设 1,分析师倾向于在投资者情绪高涨的时期发布报告,预期度量情绪的异常换手率指标系数为正。回归结果如表 6 所示。

Model(4)和 Model(5)分别报告了以分析师关注度、ROA 和总资产为控制变量,加入异常换手率前后的回归结果,可以看到,异常换手率回归系数为正,并在 99%的置信水平上显著。此外,公司的分析师关注度的系数显著为正,意味着对于分析师关注度更高的公司分析师更有动力去发布报告;公司的总资产收益率系数显著为正,意味着分析师倾向于对盈利状况更好的公司发布研究报告;而公司总资产的系数显著为负,与预期相反,这可能是因为与已有研究不同,本文采用的样本是曾经被分析师跟踪过的上市公司而非所有上市公司,而在这些公司中,规模越小则其成长空间越大,更加受分析师青睐。

为了保证结果稳健,本文改变控制变量的度量方式,分别以报告关注度、ROE 和总市值度量公司关注度、盈利水平和公司规模,Model(6)和 Model(7)分别报告了加入异常换手率前后重新回归的结果,显示异常换手率回归系数依然显著为正,且控制变量的系数方向及显著性保持不变。

表 6 分析师择时行为回归结果 (B)

	Model(4)	Model(5)	Model(6)	Model(7)
Ab-Turnover	0.0675 (6.22)**		0.0490 (4.49)**	
Ana-Attention	0.0627 (80.29)**	0.0626 (80.19)**		
ROA	0.0098 (6.60)**	0.0098 (6.59)**		
Total Asset	-0.5390 (28.98)**	-0.5396 (29.03)**		
Rpt-Attention			0.0280 (78.97)**	0.0280 (78.92)**
ROE			0.0103 (10.41)**	0.0103 (10.42)**
Market Value			-0.8118 (40.98)**	-0.8146 (41.16)**
_Cons	-2.8367 (137.62)**	-2.7578 (173.14)**	-2.6400 (138.10)**	-2.5822 (185.99)**
Wald Chi2	8,136.67	8,109.55	7,591.84	7,574.93
Prob.	0.00	0.00	0.00	0.00

注: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

综合两个层次的回归结果来看,无论是宏观角度还是微观角度,投资者情绪都与分析师的择时行为显著正相关。当市场整体投资者情绪高涨时,分析师发布报告的数量增加。微观层面上,分析师倾向于就投资者情绪高、分析师关注度高、盈利能力强、规模小的公司发布报告。

2. 报告信息含量的检验

为了进一步探讨分析师在投资者情绪高的时期发布报告的动机,本文首先对报告发布前后的股价信息含量变化进行考察。使用每日前 20 个交易日的个股收益率与市场综合收益率回归,以得到的拟合系数作为该日的同步性水平,然后通过对每份报告发布前 10 天至报告发布后 11 天,共 22 天的数据滚动回归,得到了 18,617 个同步性序列。为了直观的观察同步性的变化情况,本文首先依据后

续回归中所使用的解释变量进行分组，分别计算报告发布前后 22 天窗口期内各天的股价同步性均值并将序列绘制成图。

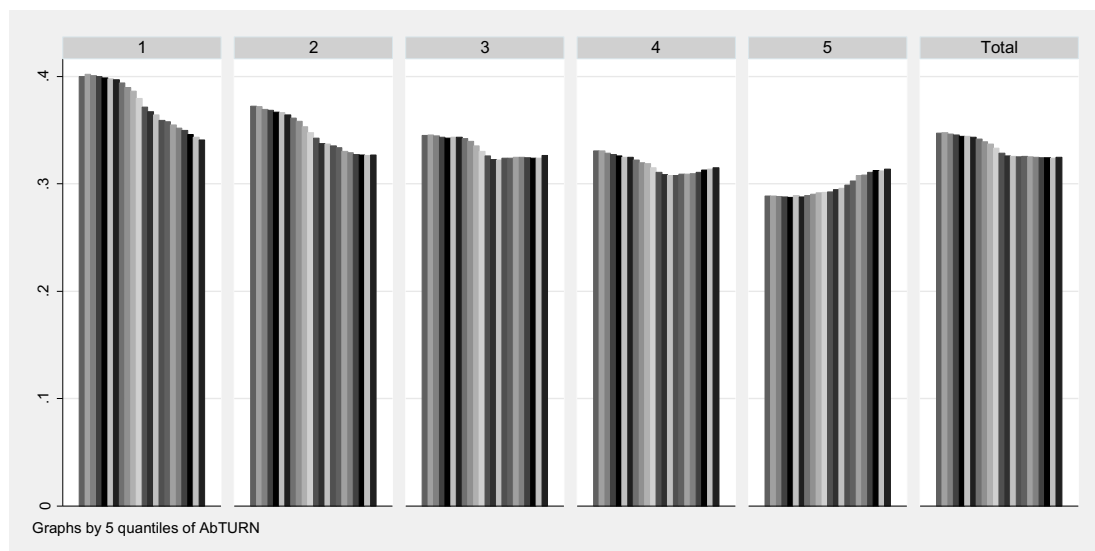


图 5 同步性变化趋势（根据投资者情绪分组）

根据图 5 所示，将所有样本根据投资者情绪高低分为 5 组，可以发现在投资者情绪最低时发布的报告发布前后同步性变化幅度最大，而随着投资者情绪的升高，同步性变化的幅度减小，而在投资者情绪最高时发布的报告，发布后反而导致了同步性的上升。与本文的预期相符

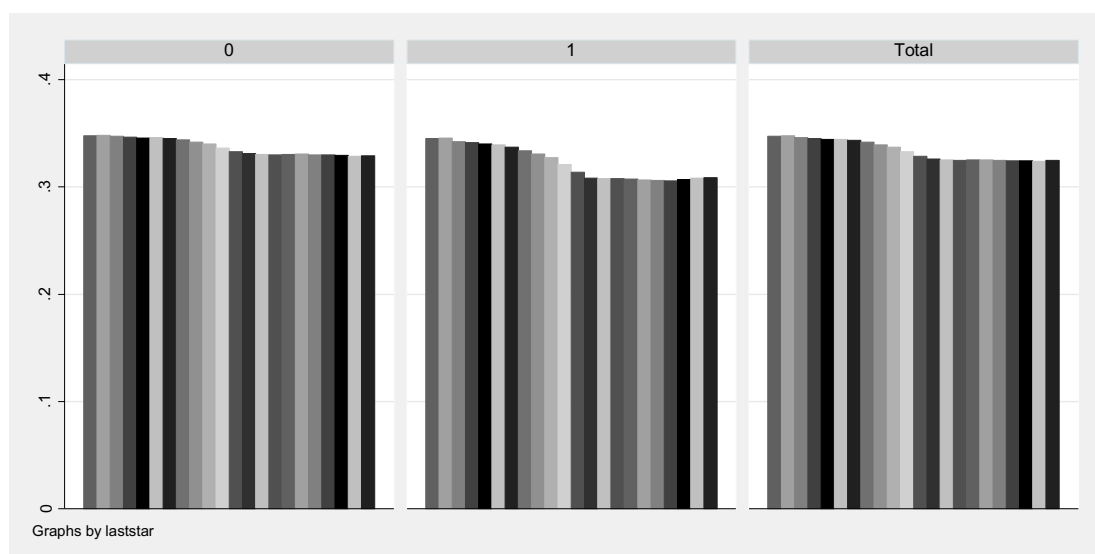


图 6 同步性变化趋势（根据分析师“新财富”身份分组）

根据图 6 所示，上一年上榜“新财富”最佳分析师发布深度研究报告后，股

价同步性下降的幅度要大于非最佳分析师，意味着明星分析师的深度报告具有更高的信息含量，与已有的研究结果一致，也与本文预期相符。

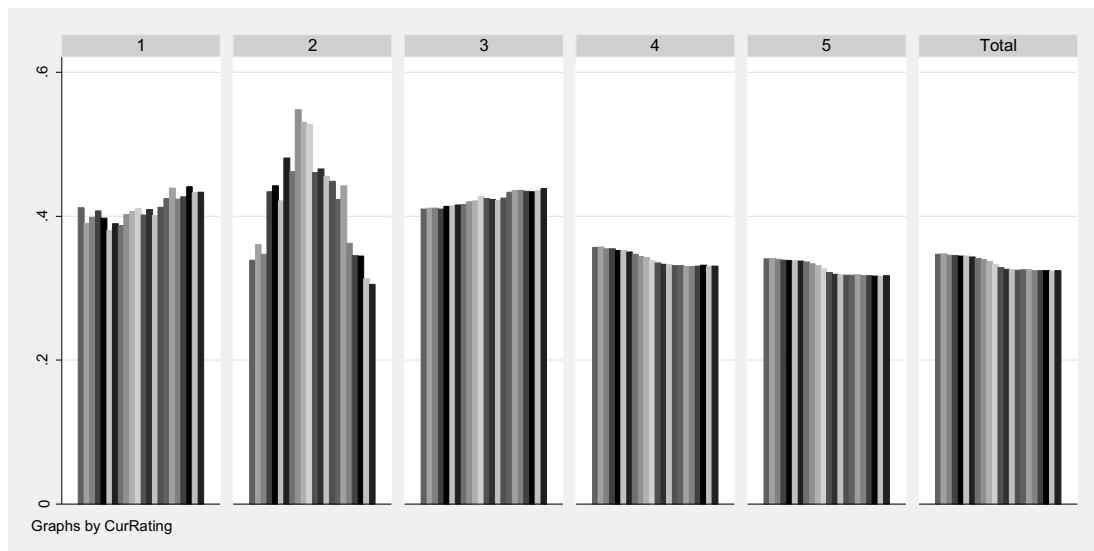


图 7 同步性变化趋势（根据评级水平分组）

根据图 7 所示，其中从左到右依次代表了“卖出”“减持”“中性”“增持”和“买入”评级，“卖出”和“减持”评级由于样本数量非常少（仅占全部样本的不到 1%），因此得到的序列非常不平滑，而“中性”评级的报告发布后股价同步性呈现缓慢上升趋势，“增持”和“买入”评级发布后，股价同步性都有所下降。这与以往的一些研究结果相符，即市场对“中性”评级没有做出反应。

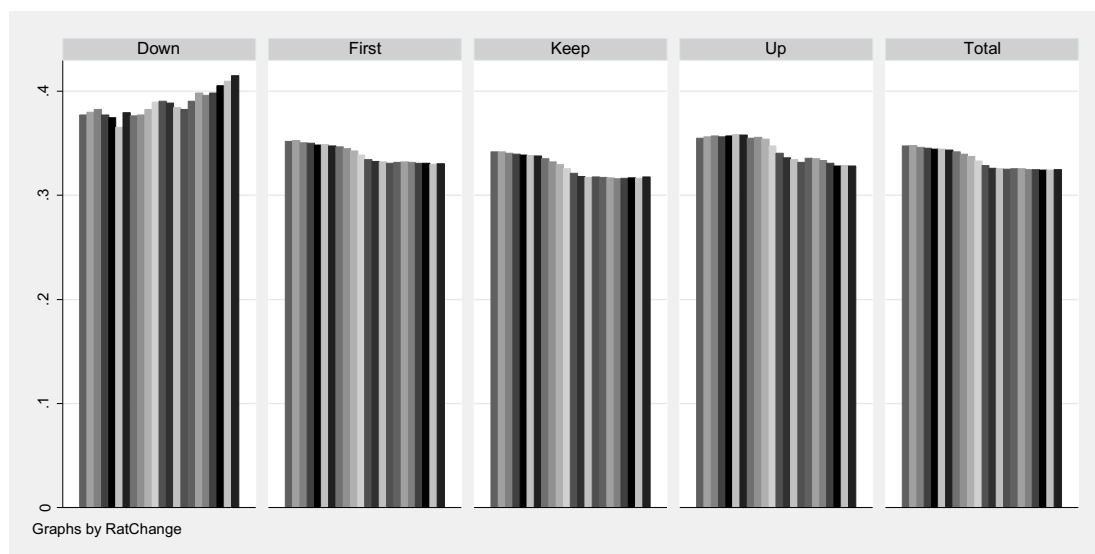


图 8 同步性变化趋势（根据评级调整方向分组）

根据图 8 所示，深度报告下调评级时股价同步性出现了上升趋势，但这一组的样本数量也过少，不到全部样本的 1%，而观察另外三组，似乎在评级调整后都出现了同步性的下降。这一点与已有的许多研究结论并不相符，推测可能是因为本文采用的样本限制为公司深度研究报告，因此即使分析师维持上次评级，报告依然向市场传递了一些信息。

为了更好的控制其他外部因素，本文使用股价同步性变化 $dr2$ 为被解释变量，使用投资者情绪、明星分析师身份、评级水平、评级调整方向为解释变量，并控制了市场周期和行业差异。根据本文的假设和已有研究，预期报告发布时投资者情绪越高，同步性向下的变化幅度越小，即 $dr2$ 越大，回归系数为正；同时，新财富分析师的报告有更高的信息含量，同步性向下变化幅度更大，即 $dr2$ 更小，回归系数为负；评级水平为“中性”时同步性向上变化，回归系数为负。

多元回归分析结果如表 7 所示，其中 Model(8)和 Model(9)分别报告了加入投资者情绪变量之后和之前的回归结果。投资者情绪变量 SENT 的回归系数为 0.0049，在 99%的置信水平上显著为正，与预期相符，说明在投资者情绪高涨时期发布的报告对股价同步性的影响更小，信息含量更低。明星分析师身份变量 lastSTAR 的系数为-0.0096，在 99%的置信水平上显著为负，与以往的研究结果相符，明星分析师发布的报告对同步性产生了更大影响。评级水平变量 Rating 的系数在 95%的置信水平上显著为负，意味着“中性”评级报告的信息含量比其他几类评级更低。此外评级的调整方向 Revision 系列虚拟变量的回归系数均不显

著，与前文图 8 的结果相吻合。而控制的市场周期和行业虚拟变量均不显著，意味着公司深度研究报告对股价同步性的影响并不随市场周期而改变，也不存在行业间差异。

表 7 分析师报告信息含量多元回归结果

Sync Change	Model(8)	Model(9)
SENT	0.0049 (8.59)**	
laststar	-0.0096 (4.79)**	-0.0098 (4.87)**
rating	-0.0109 (2.36)*	-0.0107 (2.32)*
Revision = First	-0.0092 (1.08)	-0.0086 (1.00)
Revision = Keep	-0.0099 (1.16)	-0.0091 (1.05)
Revision = Up	-0.0166 (1.76)	-0.0156 (1.64)
Cycle	0.0013 (0.81)	0.0018 (1.11)
Industry	N	N
_Cons	-0.0077 (0.77)	0.0057 (0.57)
F Statistics	6.08	3.00
R²	0.01	0.00

注：* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

总体来看，在个股投资者情绪高涨时发布的相关深度研究报告引起的股价同步性变化幅度更小，也即报告的信息含量更低。同时，无论是从名誉模式还是信

息模式来看,“新财富”最佳分析师对股价的同步性都产生了更大的影响;此外,“中性”评级向市场提供的增量信息要显著低于具有明确操作方向的投资评级,具体反映在这类报告发布后股价同步性变化的幅度更小。

3. 市场对分析师的择时行为进行识别吗?

为了进一步考察市场对分析师择时行为的反应,接下来本文首先从分析师维度重新以同步性变化为因变量、投资者情绪为自变量进行回归。由于近年来我国的证券研究行业发展迅速,新增分析师数量巨大,其次本文将样本限制在公司深度研究报告,因此仅就发表的报告数量足够多的分析师进行了回归以及进一步的分析。使用的样本共计 237 位分析师,发表了 7,841 份公司深度研究报告,人均发表 33 篇,其中择时组 52 人,发布了 1,649 份报告,非择时组 185 人,发布了 6,192 份深度报告。

表 8 超额收益率(市场调整模型法)检验

CAR	Timing-HInfo	Timing-LInfo	NonTiming-HInfo	NonTiming-LInfo
(-10,-6)	0.0086	0.0085	0.0096	0.0098
	(4.35)**	(4.07)**	(9.90)**	(9.56)**
(-5,-1)	0.0259	0.0123	0.0242	0.0138
	(11.94)**	(6.07)**	(21.42)**	(12.38)**
0	0.0104	0.0045	0.0097	0.0042
	(9.17)**	(5.46)**	(17.07)**	(9.11)**
1	0.0062	0.0036	0.0059	0.0022
	(6.42)**	(4.11)**	(11.17)**	(4.87)**
(2,6)	0.0022	0.0038	0.0025	0.0033
	(1.15)	(1.80)	(2.43)*	(3.08)**
(7,11)	0.0008	0.0007	0.0016	0.0021
	(0.45)	(0.40)	(1.77)	(2.09)*
N	844	805	3,191	3,001

注: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

根据前文的分析，如果分析师倾向于对投资者情绪择时，则回归系数应显著为正，如果分析师并未针对投资者情绪进行择时，则自变量回归系数不显著。然后根据回归系数的显著性将分析师分为择时和非择时组，进一步对比其发布报告后的市场反应。

表 8 的检验结果显示，无论分析师是否进行了关于投资者情绪的择时，在报告发布前两周、报告发布当天及第二天都有显著为正的超额收益，但在报告发布后两周内，择时组的超额收益率不再显著，非择时组的超额收益率则直至第二周仍然显著。其次对比高信息含量与低信息含量组，发现总体来看高信息含量的报告产生的超额收益率要高于低信息含量的报告。因此市场可以识别分析师在发布报告时的择时行为，并对此进行了一定程度的定价。

第四节 稳健性检验

1. 控制宏观经济变量的影响

2. 使用不同方法计算超额收益

为了考察市场对分析师择时行为的识别结论是否与超额收益的计算方式相关，本文重新采用市场模型法计算超额收益率，以报告发布前 50 日至前 10 日的 40 个交易日为估计窗口，剔除了 425 份估计窗样本不足的报告。根据市场模型的公式

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

回归得到 $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ ，则股票 i 的正常收益率

$$E(R_{i,t}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}$$

以 $AR_{i,t}$ 表示股票 i 第 t 日的超额收益率，则

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m,t}$$

以 $ACAR_{t1,t2}$ 表示 $(t1, t2)$ 期间的平均累积超额收益率（Average Cumulative Abnormal Return）， N 表示报告数量，平均累积超额收益率计算公式如下

$$ACAR_{t1,t2} = \sum_{t=t1}^{t2} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,t} \right)$$

相应的检验统计量为

$$t = \frac{\sum CAR_i}{\hat{S}(CAR)\sqrt{N}}$$

同样划分 day(-10,-6), day(-5,-1), day0, day1, day(2,6), day(7,11) 六个窗口, 计算出超额收益率的变化情况如表 9 所示。可以看到, 在择时组中, 报告发布前一周、发布当天及后一天有显著为正的超额收益率, 随后超额收益率基本不再显著, 而非择时组的超额收益率在前后四周内始终显著。而且与前文中的结果类似, 高信息含量组比低信息含量组产生了更高的超额收益。

表 9 超额收益率（市场模型法）检验结果

CAR	Timing-HInfo	Timing-LInfo	NonTiming-HInfo	NonTiming-LInfo
(-10,-6)	0.0024	0.0022	0.0034	0.0042
	(1.19)	(1.01)	(3.29)**	(3.87)**
(-5,-1)	0.0204	0.007	0.0185	0.0078
	(8.56)**	(3.28)**	(15.72)**	(6.71)**
0	0.0082	0.0026	0.0084	0.0027
	(7.17)**	(3.18)**	(14.70)**	(5.98)**
1	0.0051	0.002	0.0048	0.0011
	(5.09)**	(2.35)*	(8.89)**	(2.56)*
(2,6)	-0.0033	-0.0008	-0.0026	-0.0027
	(1.66)	(0.37)	(2.47)*	(2.46)*
(7,11)	-0.0034	-0.0043	-0.0035	-0.0041
	(1.78)	(2.23)*	(3.53)**	(3.90)**
N	788	765	3,002	2,861

不过可能是受到计算方式的影响, 使用市场模型法计算出的超额收益率普遍小于使用市场调整模型法计算的结果, 导致在报告发布后两周的超额收益率变为

负数。这也意味着在关于分析师报告投资价值的相关研究中，使用不同的超额收益率度量方法可能导致研究结果发生质的改变。

第四章 结论与建议

第一节 主要研究结论

经过十几年的发展,我国的证券分析师行业相比其建立之初已经有了极大的改变,从早期的关注市场技术面信息,逐渐演变为立足上市公司基本面、通过实地调研和走访获取信息,提供价值型投资评级报告的市场主体。

在此背景下,证券分析师对资本市场的影响持续增大,行业自身也建立起了一套相对完善的行业激励机制,但整个行业在蓬勃发展的同时也出现了一些问题。随着证券公司业务的不断多元化,证券分析师开始面临更多的利益冲突,分析师声誉机制不仅成为识别证券分析师预测能力的重要指标,也开始出现由于证券分析师过度追求良好声誉而扭曲分析师行为,加剧行为偏差的风险。

许多研究对这些现象进行了详细的分析和考察,但在众多文献中,还极少有研究对证券分析师行为的时间模式进行考察。本文就证券分析师的择时行为进行了实证分析和检验,得到了以下结论:

(1) 通过从宏观和微观两个层次的多元回归分析,本文发现证券分析师在发布研究报告时,在不同程度上进行了基于投资者情绪的市场择时。从宏观层面来看,在控制了月度市场收益率后,综合投资者情绪指数与标准化后的各月深度报告数量显著正相关。从微观层面来看,分析师倾向于在研究标的投资者情绪高涨时发布有关的深度研究报告,此外公司的分析师关注度、盈利水平及公司规模也与分析师的深度研究报告发布正相关。

(2) 接下来,本文以股价同步性度量股价的信息含量,检验了报告发布前后的研究标的同步性变化。经过对每份报告涉及公司的滚动回归得到了一个时间窗口内的股价同步性序列,以报告发布时的投资者情绪作为解释变量,并控制了明星分析师身份、评级水平、市场周期及公司所在行业,发现在投资者情绪与同步性的变化幅度显著负相关,即投资者情绪越高,则同步性变化幅度越小,同时明星分析师发布的、评级给出投资方向的深度报告有更高的信息含量。而信息含量的变化在不同的市场周期和行业之间不存在差异。

(3) 最后,本文以各分析师发布的报告作为子样本,重新从各分析师的维

度进行了信息含量变化与投资者情绪的一元回归，依据投资者情绪的回归系数显著性将分析师分为择时组和非择时组，结合信息含量变化幅度的大小，将分析师分为了四组，考察了其深度报告发布前后是否存在显著的超额收益率。采用市场调整模型和市场模型两种方式计算的超额收益均发现：1）对于所有类型的分析师在报告发布前一周到报告发布第二天都有显著的超额收益率；2）择时组的分析师发布的深度报告在发布后两周内的超额收益率消失，而非择时组的超额收益率仍然显著；3）对于报告信息含量更高的分析师而言，其产生的超额收益率要大于报告信息含量较低的分析师，但在显著性上没有差异。同时本文还发现，使用不同的模型计算超额收益率时，结果的大小存在系统性差异，并直接导致了两种方法计算出的报告发布后两周内超额收益率符号相反，因此在进行事件研究时需要注意计算方法引起的结论的质的变化。

第二节 相关启示与建议

本文的实证研究结果表明，证券分析师在发布报告时普遍存在针对投资者情绪的择时行为，一方面这种倾向具有普遍性，另一方面受到分析师自身能力的影响，即是否能通过报告提供新的信息。因此，对我国证券分析师行业的发展和监管提出以下的启示和建议：

第一，从行业自律的角度：优化声誉机制的运行方式，改变目前的行业激励模式。在当前的证券分析师行业中，一年一度的“新财富”评选拉票已经成为其工作的一个重要组成部分，究其原因，主要是“新财富”分析师的职业发展和薪酬待遇与非“新财富”分析师差距巨大，在这个高度市场化的行业中，分析师倾向于更好地迎合机构投资者的需求以获选明星分析师，导致了声誉机制对其行为的扭曲。因此，尽管声誉机制是激励证券分析师提供优质服务的重要手段，对于现有的投票制度仍然应该加以改革。

第二，从证券分析师自身的角度：应当重视提升自身的专业素质和职业素养，尽管择时能力也是其专业能力的体现之一，证券分析师仍应扮演好资本市场信息中介的角色，培养自己的信息收集和 Information 处理能力，审慎地发布投资评级报告，以避免损害市场效率与公平。

第三，从投资者的角度，对证券分析师发布的研究报告结论应当采取辩证的

态度，加强自身的投资教育，培养价值投资理念，重视投资经验的积累，提高信息甄别与处理能力，正确解读证券分析师的报告，避免跟风和羊群行为，理性投资。

第三节 研究局限与展望

本文的主要局限性有以下几点：

第一，受数据来源限制，无法获得更精确的证券分析师报告发布时间。如果证券分析师是在当日股票市场收盘之后发布研究报告，在计量累积超额收益时则应当将当日的收益也视为报告发布前窗口，但由于只能获得报告的发布日期，因此本文对此无法进行进一步的处理。

第二，本文在考虑事件窗口时，考虑到研究目的与传统事件研究考察事件效应的目的不同，因此并未剔除窗口之间发生重叠的事件，但窗口的重叠情况仍然可能对结论造成了一定程度上的干扰。

除了可对以上几个问题进行改进之外，目前许多关于公司财务和资本市场的文献都开始关注市场主体的背景信息，例如从性别角度出发，通过行为金融理论解释市场主体的行为或认知偏差，而本文对证券分析师的性别和教育等背景尚未纳入考察，这些因素是否对证券分析师的择时行为产生影响也是一个值得关注的问题，可就证券分析师的其他背景信息进行更深入的研究。

参考文献

-
- [1] Basi B A, Carey K J, Twark R D. A Comparison of the Accuracy of Corporate and Security Analysts' Forecasts of Earnings.[J]. Accounting Review, 1976, 51(2): 244.
- [2] O'Brien P C. Analysts' Forecasts as Earnings Expectations[J]. Journal of Accounting and Economics, 1988, 10(1): 53-83.
- [3] Butler K C, Lang L H P. The Forecast Accuracy of Individual Analysts: Evidence of Systematic Optimism and Pessimism[J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29(1): 150.
- [4] Lang M H, Lundholm R J. Corporate disclosure policy and analyst behavior[J]. Accounting Review, 1996, 71(4): 467-492.
- [5] Higgins H N. Analyst Forecasting Performance in Seven Countries[J]. Financial Analysts Journal, 1998, 54(3): 58-62.
- [6] Barron O E, Kile C O, O'Keefe T B. MD&A Quality as Measured by the SEC and Analysts' Earnings Forecasts[J]. Contemporary Accounting Research, 1999, 16(1): 75-109.
- [7] Bowen R M, Davis A K, Matsumoto D A, et al. Do Conference Calls Affect Analysts' Forecasts?[J]. The Accounting Review, 2002, 77(2): 285-316.
- [8] Byard D, Shaw K W. Corporate Disclosure Quality and Properties of Analysts' Information Environment[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2003, 18(3): 355-378.
- [9] 方军雄.我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测[J].金融研究,2007(06):136-148.
- [10] 谭跃,钟子英,管总平.公平信息披露规则能缓解证券分析师的利益冲突吗[J].南开管理评论,2013,16(04):43-54.
- [11] 蒋德权,徐巍.内部资本市场影响证券分析师预测吗?——基于我国企业集团的经验证据[J].财经论丛,2016,09:53-62.
- [12] 高瑜彬,廖芬,刘志洋.异常审计费用与证券分析师盈余预测有效性——基于我国 A 股上市公司的证据[J].审计研究,2017(04):81-88.
- [13] Francis J, Philbrick D. Analysts' Decisions as Products of a Multi-Task Environment[J]. Journal of Accounting Research, 1993, 31(2): 216-230.
- [14] McNichols M F, O'Brien P C. Self-selection and Analyst Coverage[J]. Journal of Accounting Research, 1997: 167-199.

-
- [15] 吴超鹏,郑方镡,杨世杰.证券分析师的盈余预测和股票评级是否具有独立性?[J].*经济学(季刊)*,2013,1203:935-958.
- [16] Das S, Levine C B, Sivaramakrishnan K. Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts[J]. *Accounting Review*, 1998, 73(2): 277-294.
- [17] Chen S, Matsumoto D A. Favorable versus Unfavorable Recommendations: The Impact on Analyst Access to Management - Provided Information[J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(4): 657-689.
- [18] Lin H, McNichols M F. Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1998, 25(1): 101-127.
- [19] 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.
- [20] Cowen A, Groysberg B, Healy P M, et al. Which Types of Analyst Firms Are More Optimistic[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 41(1): 119-146.
- [21] 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.
- [22] Gu Z, Li Z, Yang Y G, et al. Monitors or Predators: The Influence of Institutional Investors on Sell-side Analysts[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(1): 137-169.
- [23] 孔东民,王琪瑶.买方压力、机构持股与分析师预测偏差[J].*证券市场导报*,2017,10:4-11+18.
- [24] Mikhail M B, Walther B R, Willis R H, et al. Does Forecast Accuracy Matter to Security Analysts[J]. *The Accounting Review*, 1999, 74(2): 185-200.
- [25] Hong H, Kubik J D. Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts[J]. *The journal of finance*, 2003, Vol. LVIII(1): 313-351.
- [26] Mikhail M B, Walther B R, Willis R H, et al. Do Security Analysts Improve Their Performance with Experience[J]. *Journal of Accounting Research*, 1997: 131-157.
- [27] Mikhail M B, Walther B R, Willis R H, et al. Do Security Analysts Exhibit Persistent Differences in Stock Picking Ability[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 74(1): 67-91.
- [28] Kadan O, Madureira L, Wang R et al. Analysts' Industry Expertise[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 54(2-3): 95-120.
- [29] 刘永泽,高嵩.证券分析师行业专长、预测准确性与市场反应[J].*经济管*

- 理,2015,06:87-97.
- [30] 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.
- [31] 张宗新,姚佩怡. “天赋异禀”、“熟能生巧”还是“日久生情”——基于中国证券分析师预测能力的经验证据[J].经济理论与经济管理,2017(07):64-76.
- [32] Trueman B. Analyst Forecasts and Herding Behavior[J]. Review of Financial Studies, 1994, 7(1): 97-124.
- [33] Welch I. Herding Among Security Analysts[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(3): 369-396.
- [34] Hong H G, Kubik J D, Solomon A, et al. Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts[J]. The RAND Journal of Economics, 2000, 31(1): 121-144.
- [35] Clement M B, Tse S Y. Financial Analyst Characteristics and Herding Behavior in Forecasting[J]. The Journal of Finance, 2005, 60(1): 307-341.
- [36] Jegadeesh N, Kim W. Do Analysts Herd? An Analysis of Recommendations and Market Reactions[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(2): 901-937.
- [37] 张玮倩,方军雄.证券分析师超乐观盈利预测的溢出效应研究[J].证券市场导报,2017(09):42-49+76.
- [38] Bergman N K, Roychowdhury S. Investor Sentiment and Corporate Disclosure[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(5): 1057-1083.
- [39] Qian H. Time Variation in Analyst Optimism: An Investor Sentiment Explanation[J]. Journal of Behavioral Finance, 2009, 10(3): 182-193.
- [40] 伍燕然,潘可,胡松明,江婕.行业分析师盈利预测偏差的新解释[J].经济研究,2012,47(04):149-160.
- [41] 游家兴,邱世远,刘淳.证券分析师预测“变脸”行为研究——基于分析师声誉的博弈模型与实证检验[J].管理科学学报,2013,1606:67-84.
- [42] Corredor P, Ferrer E, Santamaria R. Is cognitive bias really present in analyst forecasts? The role of investor sentiment[J]. International Business Review, Elsevier Ltd, 2014, 23(4): 824-837.
- [43] 孔令飞,刘轶.个人、机构投资者情绪与证券分析师的乐观偏差——来自中国A股市场的证据[J].南方经济,2016,06:66-81.
- [44] 廖明情,邓路,宋顺林.证券分析师角色:平抑情绪还是随波逐流?[J].系统工程

- 理论与实践,2016,3606:1399-1414.
- [45] Lys T Z, Sohn S. The Association Between Revisions of Financial Analysts' Earnings Forecasts and Security-Price Changes[J]. Journal of Accounting and Economics, 1990, 13(4): 341-363.
- [46] Elton E J, Gruber M J, Grossman S, et al. Discrete Expectational Data and Portfolio Performance[J]. Journal of Finance, 1986, 41(3): 699-713.
- [47] Womack K L. Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value? [J]. Journal of Finance, 1996, 51(1): 137-167.
- [48] 朱红军,何贤杰,陶林.信息源、信息搜寻与市场吸收效率——基于证券分析师盈利预测修正的经验证据[J].财经研究,2008,05:63-74.
- [49] 肖萌,朱宏泉.分析师一致评级变化在市场和行业层面的信息含量[J].证券市场导报,2011(04):67-72.
- [50] Barber B M, Lehavy R, McNichols M F, et al. Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns[J]. Journal of Finance, 2001, 56(2): 531-563.
- [51] Loh R K, Stulz R M. When Are Analyst Recommendation Changes Influential? [J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(2): 593-627.
- [52] 鞠娟,田昕明,王欣然.分析师研究报告与信息释放——我们的起点正确吗?[J].投资研究,2014,33(09):91-102.
- [53] Stickel S E. Reputation and Performance among Security Analysts[J]. Journal of Finance, 1992, 47(5): 1811-1836.
- [54] 王宇熹,洪剑峭,肖峻.顶级券商的明星分析师荐股评级更有价值么?——基于券商声誉、分析师声誉的实证研究[J].管理工程学报,2012,26(03):197-206.
- [55]
- [56] 冯体一,杨大楷,沈秋实.分析师预测及评级的影响因素研究——基于券商利益和信息优势的视角[J].投资研究,2013,32(12):136-151.
- [57] Brennan M J, Subrahmanyam A. Investment Analysis and Price Formation in Securities Markets[J]. Journal of Financial Economics, 1995, 38(3): 361-381.
- [58] Roulstone D T. Analyst Following and Market Liquidity[J]. Contemporary Accounting Research, 2003, 20(3): 552-578.
- [59] 陈辉,汪前元.信息传递、逆向选择与信息效率——对我国证券分析师作用的实证考察[J].中南财经政法大学学报,2013(03):107-114.

- [60] 罗衍,王春峰,房振明.股票卖方分析师报告是信息还是噱头?基于市场微观结构理论视角[J].预测,2017,36(04):56-62.
- [61] Chan K, Hameed A. Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(1): 115-147.
- [62] 朱红军,何贤杰,陶林.中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J].金融研究,2007,02:110-121.
- [63] 冯旭南,李心愉.中国证券分析师能反映公司特质信息吗?——基于股价波动同步性和分析师跟进的证据[J].经济科学,2011,04:99-106.
- [64] Xu N, Chan K C, Jiang X, et al. Do Star Analysts Know More Firm-Specific Information? Evidence from China.[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013, 37(1): 89-102.
- [65] 伊志宏,江轩宇.明星 VS 非明星:分析师评级调整与信息属性[J].经济理论与经济管理,2013(10):93-108.
- [66] Bhushan R. Firm Characteristics and Analyst Following[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1989: 255-274.
- [67] Brennan M J, Hughes P J. Stock Prices and the Supply of Information[J]. *Journal of Finance*, 1991, 46(5): 1665-1691.
- [68] 白晓宇.上市公司信息披露政策对分析师预测的多重影响研究[J].金融研究,2009(04):92-112.
- [69] 蔡卫星,曾诚.公司多元化对证券分析师关注度的影响——基于证券分析师决策行为视角的经验分析[J].南开管理评论,2010,1304:125-133.
- [70] Brown L D, Hagerman R L, Griffin P A, et al. Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1987, 9(1): 61-87.
- [71] Cooper R A, Day T E, Lewis C M. Following the leader: A study Of Individual Analysts' Earnings Forecasts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3): 383-416.
- [72] Ivković Z, Jegadeesh N. The Timing and Value of Forecast and Recommendation Revisions[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 73(3): 433-463.
- [73] 薛祖云,王冲.信息竞争抑或信息补充:证券分析师的角色扮演——基于我国证券市场的实证分析[J].金融研究,2011(11):167-182.
- [74] Guttman I. The Timing of Analysts' Earnings Forecasts[J]. *The Accounting*

- Review, 2010, 85(2): 513-545.
- [75] 董大勇,张尉,赖晓东,刘海斌.谁领先发布:中国证券分析师领先—跟随影响因素的实证研究[J].南开管理评论,2012,15(05):56-63+104.
- [76] Barron O E, Byard D, Liang L. Analyst Pessimism and Forecast Timing[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2013, 40(5-6): 719-739.
- [77] Baker M P, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns[J]. Journal of Finance, 2006, 61(4): 1645-1680.
- [78] 林虎,刘冲.投资者分歧、异常交易量和股票横截面收益率预测——基于中国股票市场的经验证据[J].投资研究,2011,30(10):42-55.
- [79] Morck R, Yeung B Y, Yu W, et al. The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?[J]. Journal of Financial Economics, 2000: 215-260.
- [80] Roll R. R2[J]. Journal of Finance, 1988, 43(3): 541-566.
- [81] 许年行,江轩宇,伊志宏,徐信忠.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(07):127-140.