**投资者情绪与证券分析师择时行为**

摘要：围绕证券分析师报告发布的时间问题，本文利用2009至2017年中国证券分析师的公司深度研究报告样本进行实证分析，回答了三个主要的问题：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，什么因素影响着分析师群体的择时决策？分析师择时行为的效果如何？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研究报告信息含量的影响。此外，市场能够识别报告信息含量驱动的证券分析师择时行为，表现为择时发布的报告产生的超额收益率较小且迅速消失。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，并为分析师研究报告的使用者和证券市场监管者提供一定的理论依据。

关键词：证券分析师；择时行为；投资者情绪

**Investor Sentiment and Security Analysts Forecast Timing**

Abstract: This article mainly answers three important questions about analysts timing behavior: do security analysts timing when they release their reports? if so, what factors affect their timing decisions? What is the result of their timing behavior? Using the depth-research reports sample in China from year 2009 to 2017, this article examines the relationship between investor sentiment and releases of rating reports and finds out that analysts more or less timing when they publish their work. The timing behavior is mainly influenced by the informativeness of their reports. In addition, the market identifies the analysts’ timing behavior, since less informative reports generate smaller abnormal returns that disappear faster than more informative ones.

Keywords: Security Analyst; Timing Behavior; Investor Sentiment

# 引言

一直以来，证券分析师在资本市场中扮演着重要的角色，其基本工作包括收集和处理上市公司的各种相关信息，并基于经营数据、财务数据以及重要的行业数据等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。从分析师所供职的机构类型来看，证券分析师可分为就职于证券公司的“卖方分析师”和就职于机构投资者的“买方分析师”。相比之下，前者数量远多于后者，且服务对象覆盖各类投资机构甚至个人，对资本市场效率和投资者行为均有广泛影响，因此成为了学术界的主要研究对象，也是本文主要关注的群体。

随着我国的机构投资者规模不断扩大，对证券研究报告的需求持续提升，使得证券分析师对资本市场的影响日益增强。在这种背景下，国内学术界的相关研究逐年增加，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。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。

但目前还鲜有研究关心证券分析师发布报告的时间模式。在Guttman（2010）[[[1]](#endnote-2)]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。

此外，一些研究表明投资者的行为具有时变特征，Bergman和Roychowdhury（2008）[[[2]](#endnote-3)]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）[[[3]](#endnote-4)]。考虑到证券分析师的收益主要来源于机构投资者的佣金分仓，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？择时行为的效果如何？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。

# 研究综述

证券分析师这一行业在国外已有数十年的发展历史，早期相关文献也主要来自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。对证券分析师的研究基本围绕着盈余预测展开，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）[[[4]](#endnote-5)]，Cooper等（2001）[[[5]](#endnote-6)]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。

Ivkovic和Jegadeesh（2004）[[[6]](#endnote-7)]从分析师报告相对于公司财务报告的发布时间出发，探究了分析师价值的来源，认为分析师对于财务报告的解读能力并不强于市场，但其在收集和处理信息方面仍然提供了价值。薛祖云和王冲（2011）[[[7]](#endnote-8)]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。

另一方面，部分学者从分析师报告的信息含量及市场反应出发评价了分析师预测的有效性，通过考察报告发布后的股票价格同步性[[8]](#footnote-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。对分析师预测是否具有投资价值，大部分研究结果都给出了比较肯定的结果[[[9]](#endnote-9)][[[10]](#endnote-10)][[[11]](#endnote-11)]。但分析师预测的投资价值存在群体间差异，来自国外的实证研究表明明星分析师的预测与评级相比非明星分析师有更高的投资价值[[[12]](#endnote-12)]，在中国观测到的现象则相反[[[13]](#endnote-13)][[[14]](#endnote-14)]，罗衎等（2017）[[[15]](#endnote-15)]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是产生超额收益率的主要原因。

分析师对于同步性的影响则结果不一。Chan和Hameed（2006）[[[16]](#endnote-16)]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）[[[17]](#endnote-17)]。但是冯旭南，李心愉（2011）[[[18]](#endnote-18)]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）[15]类似的结论。Xu等（2013）[[[19]](#endnote-19)]发现，明星分析师跟踪的公司股价同步性较低。

总体来看，已有的证券分析师相关文献在这一领域得到了许多富有理论意义和实践意义的结论，但在一些问题上，例如分析师的研究是否具有投资价值、分析师是否能提高市场效率等仍然没有定论，关于分析师行为的研究仍然较少，因此本文希望从一个更加动态和前瞻的角度出发，基于更长的时间跨度和更精确的样本，对分析师研究报告的发布时间及其动机和结果进行探索，以期获得更多关于中国证券分析师行为的经验证据。

# 研究设计

## 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，这一假设有其合理性，因为从整体看来，从RESSET数据库获取的2009年至2017年共269,623份公司研究报告的发布数量呈现出明显的周期性。如图1所示，每年的三四月、八月和十月是公司定期财务报告的披露期，分析师报告的发布数量在这些月份中也达到峰值。在分析师的工作中，点评公司财务报告以及统计月度、周度行业数据占据了极大部分，他们对这些报告的发布时间并没有自主决策的权利。

另一方面，对于跟踪公司的深度研究分析师却可以自主选择何时发布报告，如图2所示，2009至2017年间共有21,927份深度公司研究报告，报告发布数量不具有周期性，但总体上呈现逐渐递增趋势，因此后续分析对报告数量进行了标准化处理，剔除了时间趋势。



图1 2009-2017年全部公司研究报告的时间分布



图2 2009-2017年公司深度研究报告的时间分布

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）[[[20]](#endnote-20)]。

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依然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）[[[21]](#endnote-21)]，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。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

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的，但是集中在同一时期发布报告的分析师需要分享这些利益，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，由于其可以从为市场提供的增量信息中获益，总是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。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为其带来好处，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

## 样本与描述性统计

### 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，为了便于样本范围的确定，采用的分析师预测数据全部来自锐思RESSET数据库，投资者情绪和收益率等其他数据来自CSMAR数据库。剔除了关键变量如投资评级、报告作者缺失的样本，以及剔除了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后，最终剩余来自100家机构2,558名分析师的21,238份公司深度研究报告报告，涉及沪深两市的2,209只股票，样本的投资评级分布情况分布如表1所示。

从报告的评级分布来看，95%以上的公司深度研究报告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，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10,006份，占总样本的47.11%；属于跟踪评级的报告为11,232份，其中上调1,018份，维持10,081份，下调133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 | 13 | 2 | 319 | 3,210 | 6,462 | 10,006 |
| 0.06% | 0.01% | 1.50% | 15.11% | 30.43% | 47.11% |
| Keep | 17 | 0 | 256 | 2,237 | 7,571 | 10,081 |
| 0.08% | - | 1.21% | 10.53% | 35.65% | 47.47% |
| Up | 0 | 0 | 19 | 59 | 940 | 1,018 |
| - | - | 0.09% | 0.28% | 4.43% | 4.79% |
| Down | 8 | 0 | 90 | 35 | 0 | 133 |
| 0.04% | - | 0.42% | 0.16% | - | 0.63% |
| 合计 | **38** | **2** | **684** | **5,541** | **14,973** | 21,238 |
| 0.18% | 0.01% | 3.22% | 26.09% | 70.50% | 100% |

资料来源：RESSET数据库

### 关键变量的计算

#### 综合投资者情绪

本文参照Baker和Wurgler（2006）[[[22]](#endnote-22)]，伍燕然等（2012）[[[23]](#endnote-23)]的研究，选择滞后一期的封闭式基金折价率、同期换手率、滞后一期的IPO首日收益率和同期新增投资者开户数量共四个变量，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。

如表2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%，可以认为已经能较好地解释变量含有的信息。

表2 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 | **DCEFt-1** | -0.1071 | 0.7874 | 0.6007 | 0.0881 |
| **TURNt** | 0.6684 | -0.1570 | 0.2234 | 0.6919 |
| **IPORt-1** | 0.2747 | 0.5950 | -0.7472 | 0.1109 |
| **NIAt** | 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% |

本文计算出的前2个主成分的得分如下：

再与各自的方差贡献率相乘，得到最终的投资者情绪指数：

#### 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，本文参考林虎和刘冲（2011）[[[24]](#endnote-24)]的研究，采用异常换手率度量个股投资者情绪，即

其中代表公司在第月的换手率，由于个股投资者情绪的构造基于滞后变量，且度量的是投资者情绪变化的趋势而非绝对水平，因此可在一定程度上避免分析师报告与投资者关注度互相影响的内生性问题。

#### 信息含量

参考Morck等（2000）[[[25]](#endnote-25)]的研究，本文使用股票同步性度量价格信息含量。根据市场模型，其中代表公司在第日的收益率，代表市场第日的收益率，本文使用日前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在第日的同步性。参照Ivkovic和Jegadeesh（2004）[6]对时间窗口的划分，本文针对第日发布的深度研究报告通过滚动回归得到日到日（共22天）的同步性水平序列，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）[6][10]，本文定义每份报告引起的同步性变化的计算方式如下

即以报告发布当日和第二日为事件窗口，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。

#### 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）[6][10]，本文拟采用市场调整模型度量异常收益。记公司第日的价格为，第日的价格为，则股票第日的对数收益率，以表示第日的综合市场收益率，相应的超额收益率，累计超额收益率

与Ivkovic和Jegadeesh（2004）[6]的研究类似，本文共设置了六个窗口考察超额收益率的变化情况。

### 研究设计

为了检验假设1，本文拟分别从宏观和微观两个角度进行验证，回归模型如下：

其中代表第t月发布的深度研究报告数量，此处采用各月研究报告占当年研究报告总数的比例对进行标准化，剔除了报告数量的时间趋势；代表第月的综合投资者情绪指数，为控制变量。第月有证券分析师针对公司发布深度研究报告时，，否则赋值为；为异常换手率；、、为控制变量。

为了检验假设2，本文建立以下模型进行验证：

其中为同步性变化幅度。为投资者情绪的分组变量，按照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。、、、和为控制变量。

表3列示了所有控制变量的含义及度量方法。

表3 控制变量说明

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 名称 | 代理变量 | 含义 |
| Mktrt | 市场综合收益率 | 月度数据，控制宏观市场因素 |
| Attention | AnaAttention，分析师数量 | 年度数据，上年对该公司进行跟踪的分析师人数 |
| RptAttention，研究报告数量 | 年度数据，上年对该公司相关的研究报告数量 |
| Firmsize | Market Value，公司总市值 | 年初公司总市值高于行业中位数时取1，否则取0 |
| Total Asset，公司总资产 | 年初公司总资产高于行业中位数时取1，否则取0 |
| Profit | ROA，公司净资产收益率 | 去年底的公司净资产收益率 |
| ROE，公司总资产收益率 | 去年底的公司总资产收益率 |
| STAR | 明星分析师身份 | 分析师前一年上榜“新财富”最佳分析师时取1，否则为0 |
| Rating | 评级水平 | 评级为中性时取1，否则为0 |
| Revision | 评级调整方向 | 分为首次、维持、上调和下调评级四类，共三个虚拟变量 |
| Cycle | 市场周期 | 控制周期因素，牛市时取1，否则为0 |
| Industry | 证监会行业分类 | 系列哑变量，控制行业因素 |

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模型重新进行回归，考虑到样本数量有限且此处只需要判断回归系数的显著性，略去了各控制变量。回归之后，本文根据变量回归系数是否显著大于0、以及报告信息含量的高低，将分析师分为择时-高信息含量、择时-低信息含量、非择时-高信息含量和非择时-低信息含量四组，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。

表4 部分变量的描述性统计

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 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 |

表4列示了部分变量的描述性统计，在当月有深度报告发布的标的中，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大于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，与罗衎等（2017）[14]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。但本文所计算的个股投资者情绪指数使用滞后变量度量，此外通过宏观和微观两个层次进行回归分析，一定程度上避免了分析师跟踪反向影响投资者情绪带来的内生性问题。

# 实证结果分析

## 投资者情绪与分析师择时行为

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SENTINX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宏观影响因素。报告数量与投资者情绪的折线图如**图3**所示，使用滞后变量计算出的投资者情绪指数波动较之标准化后的报告发布数量平滑，但二者的波动基本同步，可以判断分析师发布报告反向影响投资者情绪的可能性较小。



**图3 2009-2017年各月投资者情绪与报告发布数量**

回归结果如表5所示，其中列 (1) 代表仅使用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；列 (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；列 (3) 将SENTINX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5 分析师择时行为回归结果（A）

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | **列 (1)** | **列 (2)** | **列 (3)** |
| **投资者情绪指数** | 0.0027 |  | 0.0026 |
| (2.06)\* |  | (2.03)\* |
| **市场收益率** |  | -0.0005 | -0.0005 |
|  | (1.82) | (1.79) |
| **\_Cons** | 0.0689 | 0.0840 | 0.0699 |
| (9.46)\*\* | (39.52)\*\* | (9.66)\*\* |
| **Obs** | **108** | **108** | **108** |
| **F Statistics** | **4.26** | **3.30** | **3.77** |
| **R2** | **0.04** | **0.03** | **0.07** |

注：\* *p*<0.05; \*\* *p*<0.01

总体来看，各月的SENTINX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。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检验。为了避免极端值的影响，此处对ROA、ROE等连续型数据进行了1%的缩尾处理，将极大和极小值分别替换为1%和99%的水平值。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。

表6 分析师择时行为回归结果（B）

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **列 (4)** | **列 (5)** | **列 (6)** | **列 (7)** |
| **异常换手率** | 0.0681 |  | 0.0488 |  |
| (6.34)\*\* |  | (4.52)\*\* |  |
| **分析师关注度** | 0.0691 | 0.0690 |  |  |
| (87.29)\*\* | (87.22)\*\* |  |  |
| **ROA** | 0.0004 | 0.0004 |  |  |
| (0.28) | (0.27) |  |  |
| **总资产** | -0.5808 | -0.5814 |  |  |
| (31.73)\*\* | (31.77)\*\* |  |  |
| **报告关注度** |  |  | 0.0298 | 0.0298 |
|  |  | (82.84)\*\* | (82.80)\*\* |
| **ROE** |  |  | 0.0100 | 0.0100 |
|  |  | (10.29)\*\* | (10.30)\*\* |
| **总市值** |  |  | -0.8408 | -0.8436 |
|  |  | (43.03)\*\* | (43.21)\*\* |
| **\_Cons** | -2.8011 | -2.7217 | -2.6271 | -2.5695 |
| (138.51)\*\* | (175.05)\*\* | (138.82)\*\* | (186.91)\*\* |
| **Obs** | **159,970** | **159,970** | **162,066** | **162,066** |
| **Wald Chi2** | **9213.28** | **9191.22** | **8290.03** | **8275.81** |
| **Prob.** | **0.00** | **0.00** | **0.00** | **0.00** |

注：\* *p*<0.05; \*\* *p*<0.01

列 (4) 和列 (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，证券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，这可能是因为本文采用的样本与已有研究不同，此处使用的是在样本期间内被分析师跟踪过的上市公司，在这些公司中，规模越小则其未来成长空间越大，因此更加受分析师青睐。

为了避免回归结果受到衡量方法的影响，本文改变了控制变量的代理变量，分别以报告关注度、ROE和总市值衡量公司关注度、盈利水平和公司规模，列 (6) 和列 (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。

## 报告信息含量与分析师择时行为

为了探究分析师在投资者情绪高的时期发布报告的动机，本文计算了报告发布前后的股价信息含量变化。由于部分公司在深度报告发布前有较长的停牌期，剔除这部分样本后最终共得到19,434个同步性序列。为了直观观察股价同步性的变化差异，本文接下来首先依据后续回归中所使用的解释变量划分子样本，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。

　

(a) (b)

　

(c) (d)

图4 同步性变化趋势（子样本）

根据图4-a，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，但绝对水平最高，而随着投资者情绪的升高，同步性变化的幅度减小，在投资者情绪最高时发布的报告发布后股价同步性反而上升。最终各组的股价同步性水平趋于一致。

此外，图4-b显示“新财富”最佳分析师的研究小组发布深度研究报告后，股价同步性下降的幅度远远大于非最佳分析师，且最终稳定在一个更低的水平，这意味着明星分析师的深度报告具有更高的信息含量。图4-c 显示“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，“卖出”和“减持”评级得到的序列非常不平滑，可能是由于这两组的样本数量非常少。图4-d显示首次评级、上调评级和维持评级后都出现了同步性的下降，可能是因为本文将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，这些深度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进行多元回归，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，即更小，回归系数为负；评级为中性的报告有更低的信息含量，同步性向下的变化幅度更小，回归系数为正。

表7 分析师报告信息含量多元回归结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 列 (8) | 列 (9) |
| 异常换手率  （分组变量） | 0.0049 |  |
| (8.72)\*\* |  |
| 明星分析师身份 | -0.0097 | -0.0098 |
| (4.91)\*\* | (4.97)\*\* |
| 评级水平 | 0.0102 | 0.0101 |
| (2.36)\* | (2.33)\* |
| 评级调整方向  （首次评级） | -0.0127 | -0.0120 |
| (1.49) | (1.40) |
| 评级调整方向  （维持评级） | -0.0131 | -0.0123 |
| (1.54) | (1.42) |
| 评级调整方向  （上调评级） | -0.0201 | -0.0191 |
| (2.15)\* | (2.02)\* |
| 其他控制变量 | N | N |
| \_Cons | -0.0151 | -0.0017 |
| (1.45) | (0.16) |
| Obs | **19,434** | **19,434** |
| F Statistics | **6.28** | **3.25** |
| *R*2 | **0.01** | **0.00** |

注：\* *p*<0.05; \*\* *p*<0.01

表7中列 (8) 和列 (9) 分别报告了加入投资者情绪变量之后与之前的回归结果。投资者情绪变量AbTURN\_G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。此外，明星分析师身份变量star的系数为-0.0097，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正，意味着“中性”评级报告的信息含量比其他几类评级水平更低。此外评级的调整方向Revision系列虚拟变量中仅上调的回归系数在95%的置信水平上显著，不过其系数均为负，与图4的结果相吻合。控制的市场周期和行业虚拟变量均不显著，意味着深度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。

## 分析师择时行为的市场反应

由于近年来我国的证券研究行业发展迅速，新增分析师规模巨大，其次本文将样本限制在公司深度研究报告，仅能就发表的深度报告数量足够多的分析师进行回归以及进一步分析。最终使用的样本共计246位分析师（占样本总数的9.6%），发表了8,232份公司深度研究报告（占样本总数的38.8%），人均发表33篇；根据回归系数显著性的差异，最终划分为择时组的有43人，发布了1,422份报告，非择时组203人，发布了6,810份深度报告。

表8 超额收益率（市场调整模型法）检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Timing-  High Info | Timing-  Low Info | NonTiming-  High Info | NonTiming-  Low Info |
| (-10, -6) | 0.0092 | 0.0101 | 0.0097 | 0.009 |
| (4.59)\*\* | (4.42)\*\* | (10.41)\*\* | (9.28)\*\* |
| (-5, -1) | 0.0262 | 0.0135 | 0.0243 | 0.0132 |
| (10.85)\*\* | (5.87)\*\* | (22.68)\*\* | (12.72)\*\* |
| 0 | 0.0108 | 0.0048 | 0.0095 | 0.004 |
| (8.84)\*\* | (5.22)\*\* | (17.59)\*\* | (9.37)\*\* |
| 1 | 0.0067 | 0.0039 | 0.0057 | 0.0022 |
| (6.52)\*\* | (4.10)\*\* | (11.42)\*\* | (5.14)\*\* |
| (2, 6) | 0.0025 | 0.0028 | 0.0023 | 0.0031 |
| (1.32) | (1.24) | (2.35)\* | (3.03)\*\* |
| (7, 11) | 0.0007 | 0.0024 | 0.0016 | 0.0018 |
| (0.41) | (1.21) | (1.82) | (1.90) |
| *N* | 743 | 679 | 3,510 | 3,300 |

注：\* *p*<0.05; \*\* *p*<0.01

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在第一周内仍然显著。其次横向对比高信息含量与低信息含量组，发现在报告发布前一周、报告发布当天及第二天高信息含量的报告产生的超额收益率要远高于低信息含量的报告。因此，本文认为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，具体表现为择时组的超额收益率在报告发布后更快消失。

由于超额收益的计算方式可能会影响上述结论，为保证结果稳健性，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456份估计窗样本不足的报告。同样划分六个时间窗口，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

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Timing-  High Info | Timing-  Low Info | NonTiming-  High Info | NonTiming-  Low Info |
| (-10, -6) | 0.0034 | 0.0033 | 0.0036 | 0.0035 |
| (1.65) | (1.42) | (3.63)\*\* | (3.39)\*\* |
| (-5, -1) | 0.0212 | 0.0083 | 0.0185 | 0.0073 |
| (8.10)\*\* | (3.45)\*\* | (16.53)\*\* | (6.74)\*\* |
| 0 | 0.0092 | 0.0031 | 0.0081 | 0.0025 |
| (7.43)\*\* | (3.36)\*\* | (14.88)\*\* | (5.84)\*\* |
| 1 | 0.0056 | 0.0022 | 0.0046 | 0.0011 |
| (5.27)\*\* | (2.46)\* | (8.98)\*\* | (2.60)\*\* |
| (2, 6) | -0.0023 | -0.0016 | -0.0027 | -0.0028 |
| (1.10) | (0.74) | (2.68)\*\* | (2.62)\*\* |
| (7, 11) | -0.0038 | -0.0030 | -0.0033 | -0.0042 |
| (1.94) | (1.47) | (3.48)\*\* | (4.24)\*\* |
| *N* | 689 | 641 | 3,297 | 3,149 |

注：\* *p*<0.05; \*\* *p*<0.01

另外一个较大的差异是，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，导致在市场模型法下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论发生质的改变。

总体而言，分别采用市场调整模型法和市场模型法计算的超额收益率结果均表明市场在一定程度上能够识别证券分析师的择时行为。虽然四组分析师的超额收益率在报告发布前一周、发布当天和第二天均显著大于0，但择时的分析师报告发布后的超额收益率比非择时的分析师更快消失。在短期视角下，证券分析师的“蹭热点”行为并未获得很好的效果，从报告信息含量的角度来看，为市场提供了更多新信息的报告能产生更高的收益率。

# 结论与启示

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扩大，许多研究对这一领域进行了详细的分析考察，但还极少有研究关注证券分析师行为中的时间因素。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：

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相关深度研究报告，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。

接下来，本文以股价同步性度量股价的信息含量，检验了报告信息含量与投资者情绪之间的关系，以探索分析师基于投资者情绪进行择时背后的动机。经过对每份报告涉及上市公司的滚动回归，获得了数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、评级给出明确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。

最后，本文重新从分析师维度进行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）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产生了显著的超额收益率；2）择时组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）报告信息含量更高的分析师产生的超额收益率大于报告信息含量较低的分析师，但显著性没有差异。

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，另一方面这种行为也受到了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提出以下启示和建议：

第一，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，提高自己的信息收集和处理能力，审慎发布投资评级报告，以避免损害市场效率与公平。

第二，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，坚持理性投资。

# 参考文献

1. [] Guttman I. The Timing of Analysts' Earnings Forecasts[J]. The Accounting Review, 2010, 85(2): 513-545. [↑](#endnote-ref-2)
2. [] Bergman N K, Roychowdhury S. Investor Sentiment and Corporate Disclosure[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(5): 1057-1083. [↑](#endnote-ref-3)
3. [] Qian H. Time Variation in Analyst Optimism: An Investor Sentiment Explanation[J]. Journal of Behavioral Finance, 2009, 10(3): 182-193. [↑](#endnote-ref-4)
4. [] 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. [↑](#endnote-ref-5)
5. [] 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. [↑](#endnote-ref-6)
6. [] Ivković Z, Jegadeesh N. The Timing and Value of Forecast and Recommendation Revisions[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 73(3): 433–463. [↑](#endnote-ref-7)
7. [] 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. [↑](#endnote-ref-8)
8. 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）。 [↑](#footnote-ref-1)
9. [] 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. [↑](#endnote-ref-9)
10. [] 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. [↑](#endnote-ref-10)
11. [] Womack K L. Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value? [J]. Journal of Finance, 1996, 51(1): 137-167. [↑](#endnote-ref-11)
12. [] Stickel S E. Reputation and Performance among Security Analysts[J]. Journal of Finance, 1992, 47(5): 1811-1836. [↑](#endnote-ref-12)
13. [] 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. [↑](#endnote-ref-13)
14. [] 张宗新,杨万成.声誉模式抑或信息模式:中国证券分析师如何影响市场?[J].经济研究,2016,51(09):104-117. [↑](#endnote-ref-14)
15. [] 罗衎,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. [↑](#endnote-ref-15)
16. [] Chan K, Hameed A. Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1): 115-147. [↑](#endnote-ref-16)
17. [] 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. [↑](#endnote-ref-17)
18. [] 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. [↑](#endnote-ref-18)
19. [] 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. [↑](#endnote-ref-19)
20. [] Scharfstein D S, Stein J C. Herd Behavior and Investment[J]. The American Economic Review, 1990, 80(3): 465-479. [↑](#endnote-ref-20)
21. [] Bergman N K, Roychowdhury S. Investor Sentiment and Corporate Disclosure[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(5): 1057-1083. [↑](#endnote-ref-21)
22. [] Baker M P, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns[J]. Journal of Finance, 2006, 61(4): 1645-1680. [↑](#endnote-ref-22)
23. [] 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. [↑](#endnote-ref-23)
24. [] 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. [↑](#endnote-ref-24)
25. [] 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. [↑](#endnote-ref-25)