

# 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

薛祖云 王 冲

(厦门大学管理学院会计系,福建厦门 361005)

**摘 要:** 证券分析师作为重要的市场中介,已经引发了学界高度关注。本文选取2003~2009年A股分析师预测数据,从市场信息的角度,通过考察在盈余公告当日信息含量以及前后5周内分析师预测的信息含量之间的交互影响,探索了信息竞争和信息补充这两种角色的相互关系。结果发现:(1)分析师的这两类角色并不矛盾,在盈余公告前,分析师更倾向于披露年报中尚未披露的信息,存在着与年报相互竞争的关系,扮演信息竞争的角色;而在盈余公告后,分析师更倾向于解读年报中的相关信息,进而对年报信息补充,从而扮演信息补充的角色;(2)进一步,我们考察了信息风险对于分析师市场功能的影响,研究发现,企业的信息风险越高,分析师进行信息补充的动机就会降低。

**关键词:** 信息竞争;信息补充;信息风险;分析师

**JEL 分类号:** G14;M41;E44 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2011)11-0167-16

## 一、引 言

证券分析师作为证券市场的重要信息中介,已经引发了学术界的高度关注(Bushman et al., 2005; Frankel et al., 2006; Bae et al., 2008; Orpurt and Zang, 2009; Call et al., 2009; Givoly, et al., 2009; Hugon and Muslu, 2010; Chen et al., 2010)。普遍认为,分析师在证券市场的作用越来越重要。分析师利用自身专业知识,撰写研究报告、行业分析或公司评

收稿日期:2011-03-21

作者简介:薛祖云,厦门大学会计系教授。

王 冲,厦门大学会计系博士研究生,Email:wangchong\_888@yahoo.com.cn.

\* 本文受到教育部人文社科重点基地重大项目“我国证券市场财务分析师信息引导机制及其监管研究”(2009JJD790041);国家自然科学基金项目“信息操控、风险测度与盈余公告后的漂移现象(PEAD)(70972114)”“财务分析师信息转化机制研究(71002043)”；教育部青年项目“信息风险与价格发现机制(08JC630074)”、“竞争市场结构下审计策略与结构优化研究(09YJC790164)”的资助。作者感谢匿名审稿人的评审意见。当然,文责自负。

级,最终提供盈利预测和投资建议。他们加工被研究对象的信息,降低了企业和投资者之间的信息不对称,促进了市场的有效运行。但是,在新世纪以来的财务丑闻、次贷危机和金融危机当中,分析师们翻手为云,覆手为雨,扮演了并不光彩的角色,特别是在 2008 年第三季度,CDO 产品的违约率快速上升,市场中开始意识到 CDO 产品的高风险性,但分析师并没有根据市场下调评级级别,这使得分析师地位备受质疑,同时也引发了新一轮的政府管制(《萨班斯法案》,2002;NASD2711/NYSE472,2006;《金融改革与消费者保护法》,2010)。现有文献对于分析师在资本市场中的角色模棱两可,一方面,部分学者(Dempsey,1989;Shores,1990;Ivkovic and Jegadeesh,2004)支持信息竞争假说(information competition),他们认为,当分析师的跟踪越多时,企业盈余公告的市场反应就会越小,这就证明了分析师的作用在于发现了市场上尚未出现的新信息,并与盈余公告产生了竞争关系;而另一方面,部分学者(Kim and Verrecchia,1994;Barron et al.,2002)认为,由于分析师受到过良好的专业训练,使之能够对于上市公司披露的信息能够有效的识别,同时帮助广大投资者解读嵌入(embedded)在盈余报告中的内在信息,进而通过分析报告发布这种补充的信息。那么,分析师在资本市场中的角色到底是什么?他们的市场功能到底是侧重于信息竞争,还是倾向于信息补充,还是两者兼而有之?是什么在影响分析师在资本市场的角色扮演?这些问题自分析师研究兴起以来,一直困扰着学术界。

我们尝试从市场信息的角度出发,通过考察在盈余公告当日信息含量以及前后 5 周内分析师预测的信息含量之间的交互影响,探索了信息竞争和信息补充这两种角色的相互关系。结果发现,分析师的这两类功能并不矛盾,在盈余公告前,分析师更倾向于披露年报中尚未披露的信息,扮演着和盈余公告信息竞争的角色;而在盈余公告后,分析师更倾向于进一步解读年报中的相关信息,从而扮演信息补充的角色;进一步,我们考察了信息风险对于分析师市场功能的影响,研究发现,企业的信息风险越高,分析师进行信息补充的动机就会降低。

本研究可以从以下几个方面与国内外现有文献相联系:(1) 本文研究厘清了证券分析师的市场功能,明确了信息竞争和信息补充并非势若水火,在不同阶段仍可兼而有之,这将有助于破解分析师角色扮演的市场迷思(Dempsey,1989;Shores,1990;Kim and Verrecchia,1994;Barron et al.,2002;Ivkovic and Jegadeesh,2004)。(2) 本文为探索信息风险影响分析师行为的基本路径进行了新的尝试。信息风险对于市场的影响是深刻而广泛的(Francis et al.,2005;于李胜和王艳艳,2007),但目前,关于信息风险与分析师行为的文献还十分匮乏,因此,我们的研究为信息风险的经济后果增添了新的证据。(3) 本文丰富了我国现有分析师研究。从实务层面来看,相较于发达国家,我国的分析师行业起步较晚,但发展迅速。从理论研究来看,与国外的分析师研究相比,我国该领域研究仍然相当少见(蔡卫星和曾诚,2010),伴随着经济发展,分析师领域的研究价值将日渐凸显。

本文的安排如下:第二部分主要对相关文献进行了回顾,并在此基础上提出了研究假设;第三部分是研究设计,介绍了主要研究变量的衡量和模型设计,第四部分为实证检验结果及其分析,第五部分为进一步检验,第六部分为稳健性检验,第七部分为结论并指出

了本文的局限。

## 二、文献回顾与假说构建

### (一)文献回顾

目前的文献多从不同角度考察分析师:如分析师预测精度研究(Brown and Rozeff, 1978;姜国华,2004;胡奕明和林文雄,2005;岳衡和林小驰,2008;李丹和贾宁,2009),分析师利益冲突(James and Karceski,2006;Ljungqvist et al.,2007;Mabnendier and Shanthikumar,2007;宋乐和张然,2010;王宇熹等,2010),分析师关注度的影响因素(范宗辉和王静静,2010;蔡卫星和曾诚,2010;高明华等,2010)以及分析师预测的信息含量(Stickel,1995;Womack,1996;Ivkovic and Jegadeesh,2004;Kim and Verrecchia,1994;Barron et al.,2002;Francis et al.,2005;Chen et al.,2010)。针对分析师市场功能的研究多蕴含在分析师报告的信息含量文献中,因此,本文主要回顾与分析师市场功能直接相关的信息含量研究。

#### 1. 信息竞争

在市场当中,分析师和管理者都试图解决公司未来盈余和现金流的不确定性,尽管两者都有能力发现信息,但是,两者获取信息的渠道却各不相同,一方较另一方更早地公开信息,就可以获得先占优势效应(pre-emptive effect)(Holthausen and Verrecchia,1988),换句话说,两者之间存在竞争,当分析师在公司盈余公告之前公布了年报中的信息时,市场对于盈余公告的反应就会更小。除此之外,分析师还可以通过与管理层沟通和接触,发现新的信息,从而来减少自身预测偏差(Lim,2001)。

早期的实证研究表明:伴随着分析师跟踪人数的上升,盈余公告的市场反应就会变小(Dempsey,1989;Shores,1990)。Ayers and Freeman(2003)利用当期盈余、未来盈余与股票回报进行分析,结果发现,分析师跟踪人数越多的企业,当期盈余的系数会更小,而未来盈余的系数会更大,这就表明了分析师具有一种先于盈余公告的先发优势,他们率先发现并披露了有关企业盈余的信息,体现了分析师的信息竞争的角色。而近期的研究(Francis et al.,2002;Frankel et al.,2006)却发现了相反的证据,他们认为盈余公告的市场反应与分析师报告的市场反应是正向关系,进而认为,分析师报告只是盈余公告的补充,而非替代。

#### 2. 信息补充

对于同样的市场信息,不同的市场主体往往有着不同的解读能力(Kim and Verrecchia,1994)。作为一类市场主体的分析师,由于受到过更好的训练,拥有更多的行业背景和专业背景,因此,在解读市场信息中具有更强的能力。比如,具有会计专长的分析师就会帮助投资者了解公司提取减值准备的意义,具有经济专长的分析师就使投资者关注不同经济体中的上市公司到底有何差异(Barron et al.,2002)。在我国实践当中,在上市公司年报披露之后,有很多分析师都会根据年报情况进行分析,或指出其财务数据蹊跷之处,或对公司业绩进行分析。总之,分析师作为市场主体之一,为盈余公告提供了新的补充,来帮助投资者更好地理解盈余公告的信息。正如部分学者(Frankel et al.,2006)指出的那样,分析师对于盈余公告的解读将减少投资者对于会计信息的误解。在我国,胡奕明等(2003)高明华等(2010)也指出,公开市场信息,尤其是财务报告是分析师预测的主要

信息来源,与此同时,广大投资者也会将分析师对于年报的解读作为自己的投资依据(范宗辉和王静静,2010)。

从以上研究回顾我们不难看出,目前的文献至少还有以下不足:(1)学术界对于分析师的两种角色依然存在争议,有的支持信息竞争,但有的确认为是信息补充,这两种声音在实证中仍然存在争议(Ayers and Freeman,2003;Francis et al.,2002;Frankel et al.,2006)。(2)信息风险与分析师文献仍然十分缺乏,信息风险是否会影响分析师的行为?目前也没有明确的答案。

## (二)假说构建

前已述及,分析师与公司之间存在着信息的竞争,任何一个信息事件的预先披露都可能会使自身处于先发优势。我们现在以盈余公告发布日为界,将盈余公告日定为 $t$ 期,盈余公告日前的时期定义为 $t-1$ 期,盈余公告后期定义为 $t+1$ 期。在盈余公告前( $t-1$ 期),分析师发布的盈余预测可以构成对于盈余公告信息( $t$ 期)的先占,如果分析师披露的分析报告(盈余公告前)包含了盈余公告信息,并引起了市场反应(有信息含量),那么市场对于盈余公告的反应应该变小,也就是说,如果分析师充当了信息竞争的角色,分析师报告(盈余公告前)的信息含量应当与盈余公告的信息含量呈反向关系,早先的研究也有类似发现(Dempsey,1989;Shores,1990;Ayers and Freeman,2003)。而在盈余公告后( $t+1$ 期),分析师由于具有解读公告信息的专业素质、规模经济和范围经济,如果分析师报告的信息含量(盈余公告后)与盈余公告的信息含量呈现一种正向关系,则可以认为:分析师的分析报告是在对盈余公告中包含的信息进行补充,换言之,这体现了分析师的信息补充功能。Clement et al.(2010)研究发现,分析师往往在盈余公告发布后重新修订盈余预测,这里的原因不仅在于纠正自身对于盈余预测本身的偏差,也是因为盈余公告为分析师提供了更多的可以利用的信息。

基于此,我们提出如下假说:

假设 1:其他条件不变时,在盈余公告前期( $t-1$ 期),分析师报告的信息含量与盈余公告( $t$ 期)的信息含量负相关。换言之,盈余公告前期,分析师体现为信息竞争功能。

假设 2:其他条件不变时,在盈余公告后期( $t+1$ 期),分析师报告的信息含量与盈余公告( $t$ 期)的信息含量正相关。换言之,盈余公告后期,分析师体现为信息补充功能。

现有研究表明,信息风险对于资产定价具有重要作用,在大量文献中,信息风险被认为是不可分散的系统性风险(Easley and O'Hara,2004;O'Hara,2003;Leuz and Verrecchia,2004;于李胜和王艳艳,2007)。Leuz 和 Verrecchia(2004)认为好的会计质量有助于协调投资者与被投资企业之间的关系,风险规避的投资者会对信息质量高的企业给予较低的折现率,从而影响企业的资本成本,而信息质量低则破坏了公司与投资者之间的关系,从而造成了信息风险,在柠檬市场中,投资者为使自己的效用最大化,对信息风险高的企业收取更高的风险溢价,并且,即使市场中存在足够多的企业,仍然无法消解所有的信息风险。Easley 和 O'Hara(2004)通过多期资产模型发现,在市场中,存在着两类投资者,一类投资者(知情交易者)具有信息优势,他们可以拥有更多的私有信息,另一类投资者(不知情交易者)则没有私有信息,处于信息劣势,对于后者而言,面临着无法分散的信息

风险,因此,他们会向信息风险高的企业要求更高的回报作为自己风险溢价的补偿。于李胜和王艳艳(2007)通过研究我国上市公司,发现信息风险与权益资本成本呈正相关关系,信息风险越低,权益资本成本也越低。

前已述及,分析师具有信息解读的规模经济和范围经济,他们可以利用自身的专业知识对于企业的盈余公告进行分析,但是,分析师对于企业信息解读的活动也是具有成本的,分析师只会对符合自身成本收益函数的信息进行搜寻。一旦分析师察觉企业的私有信息过多,且很难获得(或获得的成本过高)时,分析师可能就会抑制自身信息补充的冲动。伴随着企业信息风险的增大,企业信息的不确定性也会增加,其盈余信息偏离公司真实价值的程度也会越大,分析师即使拥有专业优势,也难以根据上市公司上一期的盈余信息推断出本期的盈余信息以及公司本身的市场价值,企业的信息风险过高为分析师信息竞争带来了较大的难度。类似的研究(范宗辉和王静静,2010)也发现,企业盈余操纵较大时,分析师可能会基于盈测成本的原因,减少或放弃对于该类企业的跟踪。因此,当企业的信息风险增大时,分析师信息补充的动机可能会得到抑制,从而使得于盈余公告信息含量( $t$ 期)与公告后期分析师报告( $t+1$ 期)的信息含量的正向关系削弱。

基于此,我们提出如下假说:

假设3:在盈余公告后期,信息风险会削弱盈余公告信息含量与公告后期分析师报告之间的相关关系。

### 三、研究设计

本文数据全部来自于由深圳市国泰安信息技术有限公司开发的CSMAR数据库。

#### (一)样本选择

由于分析师预测数据自2001年才开始存在,因此,本文的研究始于2001年,我们的初选样本为225,198次分析师预测。为了排除与盈余公告前后无关的事项,并参考国外相关文献(Chen et al., 2010),我们选定了盈余公告前后5周内<sup>①</sup>的盈余预测为研究对象,初始样本为20,392次预测,此外,我们按照以下规则对样本进行了选择:(1)排除了IPO公司的首月交易数据;(2)剔除样本期间内ST、PT类的公司样本。(3)排除了金融类公司;(4)删除了数据缺失的样本,最终,我们获得了2003年~2009年间的9,267个研究样本。本文采用STATA11.0进行数据处理。

#### (二)变量设计与模型构建

##### 1. 变量定义

##### 1.1 盈余公告的信息含量( $IC_{EA_i}$ )

我们主要利用超额收益率法对盈余公告的信息含量进行判断,其关键在于估计正常收益率。而通常估计正常收益率的模型有3种:均值调整模型、市场调整模型和市场模型。均值调整模型侧重于对于股票的历史信息赋予很大权重,适用于证券价格和市场同步性小;市场调整模型适用于证券价格和市场组合有很高的相关性;市场模型强调将证券

<sup>①</sup> 本文为求结果稳健,在稳健性检验中将采用不同的窗口期进行实证检验。

的期望正常收益率假定为市场收益率的线性函数。由于市场不确定性因素较大,使得市场模型的 R 系数很难确定。综合国内外学者的研究成果(Brown and Warner, 1980; Teoh and Wong, 1993; 陈汉文和陈向民, 2002), 并考虑到我国证券市场同步性较高, 市场调整模型较为适合我国国情。

我们主要利用超额收益率法对盈余公告的信息含量进行判断, 其目的在于考察盈余公告前后期间的平均超额收益率与分析师预测日的超额收益率之间的相关关系。由于盈余公告前可能存在一定的信息泄露的现象, 我们选取盈余公告当天(0 天)、前 2 天(-2 天)和后 2 天(+2 天)共 5 天的超额收益率的平均值作为盈余公告的信息含量。

### 1.2 分析师预测的信息含量( $IC_{AN,t-1}$ 和 $IC_{AN,t+1}$ )

我们以分析师报告报出日的超额收益率作为分析师预测的信息含量的代理变量。具体方法同 1.1。之所以选取盈余公告前后 5 周作为窗口区间, 我们主要是基于以下考虑: (1) 时间窗口过长, 会导致研究中出现噪音, 影响结论的可靠性; (2) 国外相关文献(Chen et al., 2010) 多选取了盈余公告前后 1 至 6 周的窗口, 我们选取 1 至 5 周, 也可以和国外研究保持一致; (3) 为使研究结论不受到窗口长短的影响, 我们将在稳健性检验中采用不同长度的区间进行重复检验。

### 1.3 信息风险

Francis et al. (2003) 的研究表明, 从盈余信息可靠性的特征结构及其影响因素以及盈余信息七个特性指标的会计信息含义与相互关系等方面综合判断, 在这七个盈余信息统计特性指标当中应计质量是盈余信息可靠性最为合理的衡量指标, 能够最为准确地反映盈余信息风险。另外, 由于在应计制会计下, 应计质量可以捕捉市场定价中的信息风险(Francis et al., 2005)。Dechow et al. (1995) 的研究结果表明, Healy 模型、DeAngelo 模型和 Jones 模型在区分操纵性应计利润时差异明显, 但是鉴别盈余管理的效力不高, 修正的 Jones 模型出现第二类错误的概率最小, 效果更好一些。Young (1999) 认为, 虽然各模型在估计操控性应计利润时均包含显著水平的系统误差, 但修正的 Jones 模型的估计值优于其他模型。基于以上理由, 我们主要采用 Dechow et al. (1995) 提出的修正的横截面 Jones 模型中估计的残差绝对值作为信息风险(IR)的代理变量。

### 1.4 控制变量

(1) 为了控制股票回报的基本特征, 根据前人研究(Frankel et al., 2006; Bae et al., 2008; Chen et al., 2010), 我们将信息含量的标准差(STD\_AR)、均值(MEAN\_AR)纳入回归模型加以控制; (2) 为了控制企业的信息环境特征, 根据前人研究(Givoly et al., 2009; Hugon and Muslu, 2010; Chen et al., 2010), 我们将公司规模(FIRMSIZE)、分析师跟踪人数(COVERAGE)和前期的分析师预测的信息含量(IC\_PAR)纳入回归模型加以控制; (3) 此外, 考虑到不同的投资者对于分析师预测关注程度的差异, 根据前人研究(Dempsey, 1989; Shores, 1990; Frankel et al., 2006; Chen et al., 2010), 我们将股东规模(N\_SHARE)、机构投资者的持股比率(INST\_OWN)、换手率(TUNOVER)及账市比(B/M)纳入回归方程加以控制。

## 2. 模型构建

在研究盈余公告与分析师预测信息含量之间关系时,容易受到内生性问题的困扰,即信息环境既会影响盈余公告的信息含量,也会影响分析师出具预测报告的可能性。自选择问题的存在,可能导致前期的回归结果是有偏的。为了尽可能控制内生性问题带来的影响,我们采用 Heckman(1979)两阶段回归法,在信息竞争和信息补充假说中,首先估计了影响分析师出具预测报告数量(ISSUE)的因素,并将估计得到的逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio)代入到第二阶段回归模型加以控制。根据以往文献(Shores,1990;Orpurt and Zang,2009;Call et al.,2009;Chen et al.,2010),我们在第一阶段回归中,主要控制了如下因素:信息含量的标准差(STD\_AR)、信息含量的均值(MEAN\_AR)、换手率(TURN-OVER)、机构投资者的持股比率(INST\_OWN)、分析师跟踪人数(COVERAGE)和公司规模(FIRMSIZE),此外,我们也控制了行业固定效应。

(1)为了检验盈余公告前的信息竞争假说,本文构建如下两阶段模型:

$$ISSUE_{t-1} = \alpha + \beta_1 STD\_AR + \beta_2 MEAN\_AR + \beta_3 INST\_OWN + \beta_4 COVERAGE + \beta_5 TURNOVER + \beta_6 FIRMSIZE + \beta_7 IC\_PAR_{t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

$$IC\_EA_t = \alpha + \beta_1 IC\_AN_{t-1} + \beta_2 STD\_AR + \beta_3 MEAN\_AR + \beta_4 INST\_OWN + \beta_5 COVERAGE + \beta_6 FIRMSIZE + \beta_7 N\_SHARE + \beta_8 B/M + \beta_9 IC\_PAR_{t+1} + \beta_{10} IMR + \varepsilon \quad (2)$$

其中,模型(1)是第一阶段模型,在该模型中因变量为  $ISSUE_{t-1}$  为虚拟变量,如果在盈余公告前期,分析师预测报告数量多于同期的分析师预测报告数量的均值,则认为是高关注度的公司,  $ISSUE_{t-1}$  赋值为1,否则为0。模型(2)为第二阶段模型,在该模型中因变量为  $t$  期的盈余公告期的信息含量( $IC\_EA_t$ ),此模型的主要考察  $IC\_AN_{t-1}$  的系数,如果  $IC\_AN_{t-1}$  的系数显著为负,则代表盈余公告中的信息被分析师在盈余公告前通过盈余预测的方式披露出去,从而导致盈余公告和分析师预测之间的信息含量负相关。

(2)为了检验盈余公告后的信息补充假说,本文构建如下两阶段模型:

$$ISSUE_{t+1} = \alpha + \beta_1 STD\_AR + \beta_2 MEAN\_AR + \beta_3 INST\_OWN + \beta_4 COVERAGE + \beta_5 TURNOVER + \beta_6 FIRMSIZE + \beta_7 IC\_PAR_{t+1} + \varepsilon \quad (3)$$

$$IC\_AN_{t+1} = \alpha + \beta_1 IC\_EA_t + \beta_2 STD\_AR + \beta_3 MEAN\_AR + \beta_4 INST\_OWN + \beta_5 COVERAGE + \beta_6 FIRMSIZE + \beta_7 N\_SHARE + \beta_8 B/M + \beta_9 IC\_PAR_{t+1} + \beta_{10} IMR + \varepsilon \quad (4)$$

其中,模型(3)与模型(1)类似,限于篇幅,不再赘述。模型(4)为第二阶段模型,在该模型中因变量为  $t+1$  期的分析师预测的信息含量( $IC\_AN_{t+1}$ ),此模型主要考察的是,如果  $IC\_EA_t$  的系数显著为正,则代表在公告后期,对于盈余公告的信息进行了解读,并通过发布盈余预测这一方式进行披露,从而导致盈余公告和分析师预测之间的信息含量正相关。

(3)为了检验信息风险对于信息补充假说的影响,本文构建两阶段模型如下:

$$ISSUE_{t+1} = \alpha + \beta_1 STD\_AR + \beta_2 MEAN\_AR + \beta_3 INST\_OWN + \beta_4 COVERAGE + \beta_5 TURNOVER + \beta_6 FIRMSIZE + \beta_7 IC\_PAR_{t+1} + \varepsilon \quad (5)$$

$$IC\_AN_{t+1} = \alpha + \beta_1 IC\_EA_t + \beta_2 IR + \beta_3 IC\_EA_t \times IR + \beta_4 STD\_AR + \beta_5 MEAN\_AR + \beta_6 INST\_OWN + \beta_7 COVERAGE + \beta_8 FIRMSIZE + \beta_9 N\_SHARE + \beta_{10} B/M + \beta_{11} IC\_PAR_{t+1} + \beta_{12} IMR + \varepsilon \quad (6)$$

模型(5)同模型(3)。在模型(6)中,主要考察的是交乘项的系数,如果  $IC\_EA_t \times IR$  显著小于 0,则表示对于信息风险高的企业,分析师信息补充的动机在下降。反之,则信息补充的动机在上升。

表 1 变量定义

类型	代码	名称	定义
因变量	$IC\_EA_t$	盈余公告日信息含量	盈余公告期间,该公司的规模调整的超额回报率(实际回报率减去经规模调整后的市场回报率)
	$IC\_AN_{t+1}$	盈余公告日后,分析师报告报出日的信息含量 <sup>①</sup>	盈余公告日后,在分析师报告报出日,该公司的规模调整的超额回报率(实际回报率减去经规模调整后的市场回报率)
	$ISSUE_{t+1}$	高度关注	虚拟变量。若分析师预测报告数量多于同期的分析师预测报告数量的均值则等于 1。否则为 0
自变量	$IC\_AN_{t-1}$	盈余公告日前,分析师报告报出日的信息含量	盈余公告日前,在分析师报告报出日,该公司的规模调整的超额回报率(实际回报率减去经规模调整后的市场回报率)
	IR	信息风险	等于 $ DA $ , $ DA $ 是利用修正的截面 Jones 模型(1995)计算的可操控性应计的绝对值
控制变量	STD_AR	信息含量的标准差	在前十个交易日的经规模调整后的超额回报率(AR)的标准差
	MEAN_AR	信息含量的均值	在前十个交易日的经规模调整后的超额回报率(AR)的算数平均值
	TURNOVER	换手率	每个交易日的交易量除以发行在外的股份数量
	INST_OWN	机构投资者的持股比例	机构投资者替代变量。上一年年末,基金对于企业的持股股份除以企业发行的总股数
	COVERAGE	分析师跟踪人数	上一年年末,公司分析师的跟踪人数的自然对数
	FIRMSIZE	公司规模	上一年年末,公司的股价乘以发行在外的流通股数,然后再取自然对数
	N_SHARE	股东人数	上一年年末,普通股股东人数的自然对数
	B/M	账市比	上一年年末,所有者权益的账面价值除以市场价值
	$IC\_PAR_{t-1}$	(t-1 期)前期分析师报告信息含量	盈余公告前,上一期分析师报告报出日,该公司的规模调整的超额回报率(实际回报率减去经规模调整后的市场回报率)
	$IC\_PAR_{t+1}$	(t+1 期)前期分析师报告信息含量	盈余公告后,上一期分析师报告报出日,该公司的规模调整的超额回报率(实际回报率减去经规模调整后的市场回报率)
	IND	行业	控制企业所处行业

① 有可能出现的情况是,一天之内有多个分析师发布预测,我们认为,当日的股票回报已经综合反映了多次盈余预测的情况。因此,对于这些样本我们依然进行了保留,纳入到我们的回归分析中去。

#### 四、实证结果分析

我们对主要变量进行了统计,从数量上看,盈余公告后5周内发布的分析师预测(9267)较盈余公告前5周内(7249)显著较多;部分变量的最大值和最小值的偏差较大,为了规避异常值的影响,在具体回归时,对所有连续变量在1%和99%的水平上进行缩尾(winsorize)处理。

随后,我们进行了相关系数分析,结果显示:(1)盈余公告前,分析师报告报出日的信息含量( $IC_{AN_{t-1}}$ )与盈余公告日的信息含量( $IC_{EA_t}$ )在5%的水平上显著负相关(系数为-0.022),表明分析师报告降低了盈余公告的市场反应,这与我们的假设1一致,初步支持了盈余公告前的信息竞争假说;(2)盈余公告后,分析师报告报出日的信息含量( $IC_{AN_{t+1}}$ )与盈余公告日的信息含量( $IC_{EA_t}$ )在1%的水平上显著正相关(系数为0.045),表明在盈余公告后,分析师报告侧重于对于盈余报告进行了进一步的解释和分析,这与我们的假设2一致,初步支持了盈余公告后的信息补充假说;(3)各变量的相关系数都在0.7以下,因而多元回归中的多重共线性影响可忽略。

表2报告了盈余预测(盈余公告前)与盈余公告日信息含量之间的2SLS多元回归结果。从全样本(盈余公告前1-5周)来看,在控制了其他因素及内生性问题影响后, $IC_{AN_{t-1}}$ 的系数在1%的水平上显著为负,表明盈余公告前分析师预测披露了年报的部分信息,使得盈余公告日的信息含量降低,换句话说,市场对于盈余公告的反应降低了。从第1周到第5周的分样本回归来看,也都发现了分析师预测(盈余公告前)信息含量和盈余公告信息含量之间的负向关系,其中盈余公告前,第1、3、4周在1%水平显著,第2周在10%水平显著,第5周不显著,这说明,分析师的确发现了盈余公告中包含的、尚未披露的信息,并且在盈余公告前通过预测报告披露了出来,从而降低了市场对于盈余公告期间反应,因此,假说1得到了支持。

从控制变量回归结果来看,STD\_AR、INST\_OWN、COVERAGE、B/M与盈余公告的信息含量之间的关系显著为负,而FIRMSIZE、MEAN\_AR与盈余公告的信息含量之间关系显著为正,这与Chen et al.,(2010)结果大体一致。

表3报告了盈余预测(盈余公告后)与盈余公告日信息含量之间的多元回归结果。从全样本(盈余公告后1-5周)来看,在控制了其他因素及内生性问题影响后, $IC_{EA_t}$ 的系数在5%的水平上显著为正,这可能表明在盈余公告后,分析师的预测倾向于围绕盈余公告展开解释,因此分析师预测(盈余公告后)的信息含量与盈余公告信息含量显著正相关。从第1周到第5周的子样本回归来看,也都能发现这种明显的正向关系,其中,第1、3周在1%水平上显著,第2周在5%的水平上显著,第5周在10%的水平上显著,而在第4周,系数为负,但并不显著。这说明,企业的盈余公告的发布,引发了分析师对其中具体信息的关注,从而对盈余公告的信息进一步解读,导致市场反应。换言之,盈余公告信息

成为分析师分析的“第一手”资料,分析师据此对公司情况深入分析,并作出解读,进而发布针对盈余公告的补充信息——分析报告,这也与胡奕明等(2003)、高明华等(2010)和 Chen et al. (2010)等人的研究一致。因此,本文的假设 2 得到了证实。这表明,在盈余公告后期,分析师更多地扮演着信息补充的角色,他们在企业盈余公告的基础上,利用自身的财务等专长,帮助投资者更好地了解公司盈利的相关信息,从而可以降低投资者和被跟踪企业之间的信息不对称。

表 2 盈余预测(盈余公告前)信息含量与盈余公告日信息含量:2SLS 多元回归结果

	$IC_{EA,t}$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
窗口期 (公告前)	第 1 周至第 5 周 [-3 - -37]	第 1 周 [-3 - -9]	第 2 周 [-10 - -16]	第 3 周 [-17 - -23]	第 4 周 [-24 - -30]	第 5 周 [-31 - -37]
$IC_{AN,t-1}$	-0.063 *** [-7.55]	-0.199 *** [-8.12]	-0.045 * [-1.67]	-0.114 *** [-4.93]	-0.118 *** [-4.70]	-0.006 [-0.42]
STD_AR	-0.495 *** [-23.11]	-0.835 *** [-17.98]	-0.578 *** [-11.79]	-0.307 *** [-5.98]	-0.222 *** [-3.78]	-0.164 *** [-3.80]
MEAN_AR	1.022 *** [80.03]	1.041 *** [33.79]	1.073 *** [39.21]	1.077 *** [40.03]	0.978 *** [29.55]	1.152 *** [44.78]
INST_OWN	-0.007 ** [-2.17]	-0.012 [-1.49]	0.059 *** [7.92]	-0.010 [-1.53]	-0.037 *** [-4.53]	0.007 [1.19]
COVERAGE	-0.006 *** [-17.52]	-0.006 *** [-7.51]	-0.011 *** [-13.02]	-0.002 *** [-3.21]	-0.004 *** [-4.89]	0.001 [1.10]
FIRMSIZE	0.003 *** [8.31]	-0.0001 [-0.11]	0.003 *** [2.78]	-0.001 [-1.38]	0.001 [0.69]	0.003 *** [5.38]
N_SHARE	-0.0003 [-0.90]	0.003 *** [2.63]	0.001 [0.59]	-0.002 ** [-2.54]	0.001 [1.36]	-0.002 *** [-2.89]
B/M	-0.007 *** [-5.24]	-0.013 *** [-4.13]	0.001 [0.38]	-0.006 * [-1.96]	-0.014 *** [-4.45]	-0.004 [-1.36]
$IC_{PAR,t-1}$	0.024 [0.86]	-0.013 [-0.18]	0.245 *** [4.01]	-0.091 [-1.14]	0.227 *** [3.50]	0.148 *** [2.87]
IMR	-0.002 *** [-3.02]	-0.0003 [-0.06]	-0.017 *** [-6.71]	-0.001 [-0.69]	-0.00001 [-0.01]	-0.003 ** [-2.22]
_CONS	-0.036 *** [-6.25]	0.009 [0.59]	-0.045 *** [-2.60]	0.046 *** [3.97]	-0.015 [-0.86]	-0.056 *** [-6.10]
INDUSTRY	CONTROL	CONTROL	CONTROL	CONTROL	CONTROL	CONTROL
N	7249	1097	1548	1420	1446	1738
Adj. R <sup>2</sup>	0.505	0.623	0.621	0.652	0.490	0.617
F - Statistics	336.8	87.17	121.9	121.9	67.11	134.1

注:限于篇幅,该表仅报告了 2SLS 第二阶段回归结果。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示双尾显著性水平为 10%、5%、1%,下同。

表3 盈余预测(盈余公告后)信息含量与盈余公告日信息含量:2SLS多元回归结果

窗口期 (公告后)	$IC_{AN,t+1}$					
	(1) 第1周至第5周 [+3—+37]	(2) 第1周 [+3—+9]	(3) 第2周 [+10—+16]	(4) 第3周 [+17—+23]	(5) 第4周 [+24—+30]	(6) 第5周 [+31—+37]
$IC_{EA_t}$	0.064** [2.33]	0.077*** [2.91]	0.071** [2.17]	0.150*** [4.12]	-0.027 [-0.94]	0.049* [1.72]
STD_AR	-0.259*** [-10.87]	-0.354*** [-8.07]	-0.025 [-0.39]	0.134** [2.43]	-0.518*** [-9.53]	-0.150*** [-2.65]
MEAN_AR	0.065*** [3.30]	0.121*** [3.20]	0.222*** [5.17]	-0.159*** [-3.08]	0.078* [1.72]	-0.128*** [-2.60]
INST_OWN	-0.021*** [-6.13]	-0.014** [-2.25]	-0.048*** [-5.14]	-0.045*** [-5.01]	-0.008 [-0.98]	0.012 [1.54]
COVERAGE	-0.003*** [-5.96]	0.0004 [0.55]	0.00009 [0.08]	0.005*** [3.91]	-0.009*** [-8.81]	-0.007*** [-6.88]
FIRMSIZE	0.002*** [4.46]	0.002* [1.86]	0.003*** [3.16]	0.0003 [0.26]	-0.001 [-0.66]	0.004*** [4.15]
N_SHARE	-0.004*** [-9.23]	-0.003*** [-4.00]	-0.007*** [-6.68]	-0.005*** [-3.69]	0.0004 [0.37]	-0.004*** [-4.10]
B/M	0.005*** [3.65]	0.004 [1.22]	0.005* [1.81]	0.002 [0.46]	-0.004 [-1.22]	0.007* [1.82]
$IC_{PAR,t+1}$	0.098*** [4.11]	0.001 [0.03]	0.111* [1.72]	-0.211*** [-2.59]	0.110 [1.57]	-0.126* [-1.81]
IMR	0.001 [1.24]	-0.0002 [-0.09]	-0.002 [-0.79]	0.001 [0.31]	0.005** [2.48]	-0.0002 [-0.01]
_CONS	0.022*** [3.07]	0.025* [1.72]	-0.005 [-0.23]	0.021 [1.15]	0.081*** [5.17]	-0.015 [-0.89]
N	9267	2536	1298	1326	2140	1967
Adj. R <sup>2</sup>	0.058	0.116	0.130	0.160	0.098	0.166
F-Statistics	27.12	16.86	9.779	13.06	12.04	18.76

### 五、进一步检验:信息风险对信息补充的影响

信息风险对于企业的影响是全面和不可分散的。尽管分析师具有信息解读的规模经济和范围经济,但是由于其自身也是效用最大化的行为主体,因此,分析师只会对符合自身成本收益函数的信息进行搜寻。一旦分析师察觉企业的信息风险过大,则可能抑制自身进行信息补充的动机。

表4报告了信息风险与信息补充假说交叉检验的2SLS多元回归结果。从全样本(盈余公告后1-5周)来看,在控制了其他因素及内生性影响后, $IC_{EA_t} \times IR$ 的系数在1%的水平上显著为负。从第1-5周内的分样本回归来看,也发现了类似的结果,其中:第1、2和5周在1%的水平上显著,第3、4周符号为负,但并不显著,总体说明,盈余公告

后,信息风险削弱了盈余预测信息含量与公告时信息含量的正向关系。信息风险越大,企业提供信息的不确定就越大,分析师难以根据其公告预测未来盈余情况,其年报解读的成本就越高,因而分析师解读企业财务报告的动机就越小,造成盈余预测和盈余公告之间的正向关系变弱。这与范宗辉和王静静(2010)的研究结论保持一致,他们发现,企业盈余操纵较大时,分析师可能会基于成本的原因,减少或放弃对于该类企业的跟踪。这一结论与本文的假说 3 保持了一致。

表 4 信息风险与信息补充假说的交叉检验:2SLS 多元回归结果

窗口期 (公告后)	$IC_{AN,t+1}$					
	(1) 第 1 周至第 5 周 [+3—+37]	(2) 第 1 周 [+3—+9]	(3) 第 2 周 [+10—+16]	(4) 第 3 周 [+17—+23]	(5) 第 4 周 [+24—+30]	(6) 第 5 周 [+31—+37]
$IC_{EA,t}$	0.024 [1.56]	0.146*** [4.82]	-0.020 [-0.54]	0.185*** [4.64]	-0.015 [-0.45]	0.011 [0.30]
IR	-0.034*** [-7.87]	-0.031*** [-3.57]	0.028** [2.22]	-0.040*** [-3.68]	-0.021** [-2.27]	-0.045*** [-4.05]
$IC_{EA,t} \times IR$	-0.409*** [-3.71]	-0.938*** [-4.56]	-0.906*** [-3.04]	-0.354 [-1.58]	-0.213 [-0.75]	-0.739*** [-2.83]
N	9267	2536	1298	1326	2140	1967
Adj. R <sup>2</sup>	0.066	0.127	0.138	0.170	0.099	0.175
F - Statistics	28.14	17.02	9.627	12.84	11.27	18.33

表 5 采用 Fama and MacBeth(1973)方法:2SLS 多元回归结果

	Panel A:信息竞争假说	Panel B:信息补充假说及信息风险的交互影响	
	$IC_{EA,t}$	$IC_{AN,t+1}$	
窗口期	(1)公告前	(2)公告后	(3)公告后
$IC_{AN,t-1}$	第 1 周至第 5 周 [-3—-37] -0.095*** [-3.37]	第 1 周至第 5 周 [+3—+37]	第 1 周至第 5 周 [+3—+37]
$IC_{EA,t}$		0.119** [2.55]	-0.002 [0.12]
IR			0.004 [-1.12]
$IC_{EA,t} \times IR$			-1.067** [-2.52]
N	7249	9267	9267
Adj. R <sup>2</sup>	0.678	0.390	0.399
F - Statistics	234.28	41.08	45.87

此外,为了保证结论的可靠性,我们采用了 Fama and MacBeth(1973)的做法,对所有样本采用分年回归,研究期间涉及 2003~2009 年,故每组方程回归 7 次,然后将系数和 T 值取算术平均数后予以报告。限于篇幅限制,我们仅报告了总体样本的分年回归结果。表 5 报告了采用 Fama and MacBeth(1973)方法的 2SLS 多元回归结果。从该表的 Panel A 来看,在盈余公告前期, $IC_{AN}_{t-1}$  的系数平均值为 -0.095, T 值的均值为 -3.37, 在 1% 的水平上显著为负,这也与信息竞争假说一致。从 Panel B 来看,在盈余公告后期, $IC_{EA}_t$  的系数均值为 0.119, T 值的均值为 2.55, 在 5% 的水平上显著为正,这也与我们的信息补充假说相一致。从含有交乘项的结果来看, $IC_{EA}_t \times IR$  的系数均值为 -1.067, T 值的均值为 -2.52。这也与我们的假说 3 保持了一致。

## 六、稳健性检验

为了检验实证结果的可靠性,我们进行了一系列稳健性检验<sup>①</sup>。首先,(1)累计超额收益率的检验。参考 Francis et al. ,(2002);Chen et al. ,(2010) 等人的做法,本文以周为单位,分为盈余公告前期和盈余公告后期,将每周出现的分析师预测日的超额收益率累加,得到累计周超额收益率,并以累计周超额收益率作为衡量分析师预测日的信息含量,重复上述回归,结果并没有发生变化。(2)不同窗口期的检验。本文在主检验中对盈余公告前后 1~5 周内进行信息含量的考察,考虑到不同的窗口期可能会为结论带来影响,本文将窗口放大至 6、7、8、10 周,分别检验本文的主体实证检验,结果基本与前文一致。(3)参考 Chen et al. ,(2010) 的做法,用分析师报告频率来替代股票回报,避免在盈余公告前后两天不能分清市场反应到底来自分析师预测报告还是盈余公告,在控制了内生性和行业固定效应之后,结果依然稳健。(4)控制了盈余公告后漂移的影响。我们参考 Chen et al. (2010) 在信息补充假说中加入了标准化的未预计的超额盈余(SUE),结果没有发生显著变化。(5)考虑到计算信息风险的方法不止一种,我们采用了业绩调整的截面修正 Jones 模型(Kothari et al. ,2005)来度量信息风险,重复上文回归后,发现结果没有显著变化。基于上述分析,我们认为,本文的结论是比较稳健的。

## 七、结论与局限

本文从市场信息的角度出发,通过考察 2003~2009 年间的 9,267 个研究样本,探索了盈余公告期信息含量以及前后 5 周内分析师预测的信息含量之间的交互影响,研究了信息竞争和信息补充这两种角色的相互关系。结果发现,这两类角色并不矛盾,在盈余公告前,分析师更倾向于披露年报中尚未披露的信息,扮演与盈余公告信息竞争的角色;而在盈余公告后,分析师更倾向于进一步解读年报中的相关信息,从而扮演信息补充的角

<sup>①</sup> 限于篇幅,稳健性检验均未报告详细的实证结果,相关表格留存备索。

色;进一步,我们考察了信息风险对于分析师信息补充角色的影响,研究发现,尽管分析师本身具有信息解读的规模经济和范围经济,但是,伴随着信息的不确定性越大,基于信息成本收益的考虑,分析师的信息补充动机得到了抑制。

本文的研究可能存在以下不足:(1)由于事件研究法的局限性,我们很难排除盈余公告当日和分析师预测当日,因其他事项引起的超额收益率的变化,换言之,我们的研究中可能存在噪音,进而研究结论的可靠性可能会受到一定的影响;(2)尽管我们采用了Heckman(1979)两阶段回归法控制自选择效应,但是内生性的问题仍然可能存在,这也可能削弱我们结论的说服力。

## 参考文献

- [1] 陈汉文,陈向民. 2002, 证券价格的事件性反应——方法、背景和基于中国证券市场的应用,《经济研究》,1,40~49.
- [2] 范宗辉和王静静. 2010, 证券分析师跟踪:决定因素与经济后果,《上海立信会计学院学报》,1,61~69.
- [3] 高明华,曾诚和杜雯翠. 2010, 公司特征与证券分析师关注度,《黑龙江社会科学》,3,34~38.
- [4] 胡奕明,林文雄和王玮璐. 2003, 证券分析师的信息来源、关注域与分析工具,《金融研究》,12,52~63.
- [5] 胡奕明和林文雄. 2005, 信息关注深度、分析能力与分析质量,《金融研究》,2,46~58.
- [6] 胡志勇和魏明海. 2005, 财务信息解释能力对价格发现机制的影响基于封闭式证券投资基金的研究,《金融研究》,7,67~75.
- [7] 姜国华. 2004, 关于证券分析师对中国上市公司会计收益预测的实证研究,《经济科学》,6,72~79.
- [8] 李丹和贾宁. 2009, 盈余质量、制度环境与分析师预测,《中国会计评论》,7(4),351~370.
- [9] 宋乐和张然. 2010, 上市公司高管证券背景影响分析师预测吗?《金融研究》,6,112~123.
- [10] 王宇熹,肖峻和陈伟忠. 2010, 券商可信度、分析师荐股绩效差异与利益冲突,《证券市场导报》,5,31~40.
- [11] 于李胜和王艳艳. 2007, 信息风险与市场定价,《管理世界》,2,76~85.
- [12] 岳衡和林小驰. 2008, 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,《会计研究》,8,40~49.
- [13] Ayers, B. C., Freeman, R. N. ,2003. Evidence that analyst following and institutional ownership accelerate the pricing of future earnings. *Review of Accounting Studies* 8(1), 47~67.
- [14] Bae, K. H. , R. M. Stulz and H. P. Tan. ,2008, Do local analysts know more? A cross - country study of the performance of local analysts and foreign analysts . *Journal of Financial Economics* ,88,581~606.
- [15] Barron, O. E. ,Byard, D. ,Kim, O. ,2002. Changes in analyst 's information around earnings announcements. *Accounting Review* ,77(4) ,821~846.
- [16] Brown S. J ,Warner. ,JB. 1980. Measuring security price performance ,*Journal of Financial Economics* ,8,205~258.
- [17] Brown, L. D. and M. S. Rozeff The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations; Evidence from Earnings, *Journal of Finance* ,33(1) ,1~16.
- [18] Bushman, R. M. , Piotroski, J. D. , Smith, AJ. , 2005. Insider trading restrictions and analysts' incentives to follow firms. *Journal of Finance* 60 ,35~66.
- [19] Call, A. , S. Chen, and Y. Tong. 2009. Are analysts' earnings forecasts more accurate when accompanied by cash flow forecasts? *Review of Accounting Studies* 14 (2-3) , 358~391.
- [20] Chen. X. ,Q. Cheng. , K. Lo. ,2010, On the relationship between analyst reports and corporate disclosures: Exploring the roles of information discovery and interpretation. *Journal of Accounting and Economics* 49 ,206~226.

- [21] M. B. Clement, J. Hales and Y. F. Xue. 2010. Understanding analysts' use of stock returns and other analysts' revisions when forecasting earnings. *Journal of Accounting and Economics*. 51(3):279 ~ 299.
- [22] Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A., 1995. Detecting earnings management. *Accounting Review* 70,193 ~ 225.
- [23] Dempsey, S., 1989. Pre - disclosure information search incentives, analyst following, and earnings announcement price response. *Accounting Review* 64 (4),748 ~ 757.
- [24] Demski, J. S., Feltham, G. A., 1994. Market response to financial reports, *Journal of Accounting and Economics* 17(1 - 2),3 ~ 40.
- [25] Easley, D. and M. O'Hara, 2004, Information and the Cost of Capital, *Journal of Finance*, 59(4):1553 ~ 1583.
- [26] Fama, E. F., MacBeth, J., 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy* 81 (3), 607 ~ 636.
- [27] Francis, J., R. Lafond, P. Olsson and K. Schipper, 2003, Earnings Quality and the Pricing Effects of Earnings Patterns, *Working Paper*, Duke University.
- [28] Francis, J., R. Lafond, P. Olsson and K. Schipper, 2005, The market pricing of accruals quality, *Journal of Accounting and Economics* 39,295 ~ 327.
- [29] Francis, J., Schipper, K., Vincent, L., 2002. Earnings announcements and competing information. *Journal of Accounting and Economics* 33(3),313 ~ 342.
- [30] Frankel, R., Kothari, S. P., Weber, J. P., 2006. Determinants of the informativeness of analyst research. *Journal of Accounting and Economics* 41, 29 ~ 54.
- [31] Givoly, D., C. Hayn, and R. Lehavy. 2009. The quality of analysts' cash flow forecasts. *Accounting Review* 84(6), 1877 ~ 1911.
- [32] Heckman, J., 1979, Sample selection bias as a specification error, *Econometrica* 47, 153 ~ 161.
- [33] Hugon, A., V. Muslu, 2010. Market demand for conservative analysts. *Journal of Accounting and Economics*, 50,42 ~ 57.
- [34] Holthausen, R. W., Verrecchia, R. E., 1988. The effect of sequential information release on the variation of price changes in an intertemporal multi - asset market. *Journal of Accounting Research* 26(1), 82 ~ 106.
- [35] Ivkovic, Z., Jegadeesh, N., 2004. The timing and value of forecast and recommendation revisions. *Journal of Financial Economics* 73 (3), 433 ~ 463.
- [36] James, C and J Karceski, ., 2006. Strength of analyst coverage following IPOs. *Journal of Financial Economics* 81, 1 ~ 34.
- [37] Kim, O., and Verrecchia, R. E., 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17, 41 ~ 67.
- [38] Kothari S, Leone A, Wasley C. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measure. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, (39). 163 ~ 197.
- [39] Leuz, C., and Verrecchia, R., 2004, Firms' Capital Allocation Choices, Information Quality and the Cost of Capital, *University of Pennsylvania Working Paper*.
- [40] Lim, T., 2001. Rationality and Analysts' Forecast Bias, *Journal of Finance*, 56(1), 369 ~ 385.
- [41] Ljungqvist, A., Maiston, F., Starka, L T, Wei K, Yan, H, 2007. Conflicts of interest in sell - side research and the moderating role of institutional investors. *Journal of Financial Economics*, 85(2), 420 ~ 456.
- [42] Mabnendier, U., D. Shanthikumar, 2007. Are investors naive about incentives? *Journal of Financial Economics*, 85 (2):457 ~ 497.
- [43] McNichols, M., Trueman, B., 1994. Public disclosure, private information collection, and short - term trading. *Journal of Accounting and Economics* 17(1 - 2), 69 ~ 94.

- [44] Orpurt, S. F., Zang, Y., 2009. Do direct cash flow disclosures help predict future operating cash flows and earnings? *Accounting Review* 84, 893 ~ 935.
- [45] Shores, D., 1990. The association between interim information and security returns surrounding earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 28(1), 164 ~ 181.
- [46] Stickel S. E., 1995. The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations. *Financial Analysts Journal*, 51(5), 25 ~ 39.
- [47] Teoh S., Wong T J., 1993. Perceived audit quality and the earnings response coefficient *Accounting Review*, 68, 346 ~ 367.
- [48] Young S., 1999. Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: an evaluation of alternative modeling procedures. *Journal of Business Finance and Accounting* 26(7), 833 ~ 861.

**Abstract:** Securities analysts, as an important market intermediary, have led to academic attention. Based on the analyst's forecast data of A-share from 2003 to 2009, the paper discusses the relationship between the information content of earning announcement and the information content of analyst research. Using the market reaction as the information content, the paper finds out: (1) Information competition dominates in the week before earning announcement, and information complement dominates in the week after earning announcement. (2) In addition, we examine the relationship between the information risk and market function of securities analyst. The result suggests that when the enterprise's information risk is higher, the analyst will reduce the motivation to the information complement.

**Key Words:** Information competition, Information complement, Information risk, Analyst

(责任编辑:李景农)(校对:LN)