

分析师发布现金流预测的动机研究

——基于信号传递理论的研究视角

李翠芝¹ 杨小康² 周冬华³

(1. 山西大学商务学院, 山西 太原 030031; 2. 厦门大学 财务管理与会计研究院, 福建 厦门 361005;

3. 江西财经大学 会计学院, 江西 南昌 330013)

摘要: 基于 2008 - 2017 年我国卖方分析师发布的研究报告数据, 考察分析师内在能力与其额外发布现金流预测的关系。研究表明, 高能力的分析师更倾向于在发布盈余预测的同时发布现金流预测, 目的是向外传递与自身能力有关的信号。因此, 对于还未获得良好声誉的非明星分析师, 其内在能力越高, 额外发布现金流预测的概率越大。研究还表明, 对于机构投资者持股比例高的公司, 分析师的内在能力与其额外签发现金流预测报告之间的正向关系更为显著。另外, 分析师性别、学历、获取私有信息的能力及证券公司与上市公司的利益关联都会影响分析师内在能力与额外发布现金流预测的关系。

关键词: 分析师能力; 现金流预测; 信号传递理论; 机构投资者

中图分类号: F234.9

文献标识码: A

文章编号: 1004 - 972X(2019)07 - 0104 - 11

DOI:10.16011/j.cnki.jjw.2019.07.013

一、引言

证券分析师是资本市场重要的中介机构之一, 在提高资本市场效率上发挥着关键的作用^[1-2]。分析师通过多种渠道收集、整理和分析上市公司的财务信息, 形成研究报告, 为投资者提供增量信息, 达到缓解信息不对称程度, 提高投资者决策质量, 最终提高资本市场效率的作用^[3]。

然而, 在资本市场中扮演着重要角色的分析师, 有关他们的丑闻却不绝于耳。诸如中国宝安的石墨烯事件, 银河证券发布的攀钢钒钛的天价乌龙报告, 以及中国不信任分析师榜单等事件常见于报端, 致使不少投资者对分析师的职业道德和职业能力持怀疑和审慎的态度。再加上在我国投资者与分析师之间, 投资者处于信息劣势地位, 难以直接获取有关分析师的个人能力和研究报告质量的信息。因此, 在我国目前分析师市场中, 高质量的分析师是如何向市场传递自身能力和质量的信号, 从而获得投资者

的信任, 提高个人的市场声誉和私人利益? 开展该问题的研究有助于加深对分析师行为动机的理解, 进一步促进分析师对资本市场的积极作用。

越来越多的研究表明, 由于企业普遍存在盈余管理行为, 其对外报告的营业利润的信息价值在不断下降, 与此同时, 由于现金流量的不可操控性, 企业现金流量的信息价值在不断提升^[4-6]。因此, 投资者、债权人等财务信息使用者在判断企业经营业绩时, 逐渐将关注重点从企业的营业利润转向现金流量。那么分析师是否会在公布盈余预测的同时额外公布现金流预测以传递自己是高质量的信号呢? 廖明情(2012) 研究发现, 高质量的分析师会通过同时发布盈利预测和收入预测的方式向投资者传递其能力和质量信息, 以提高市场声誉和影响力^[7]。与收入预测相比, 现金流预测要求分析师投入更多的时间和精力深入公司调研, 预测中也需要使用更精准的分析方法和手段, 而低质量的分析师却很难做

收稿日期: 2019 - 04 - 20

基金项目: 国家自然科学基金项目“分析师额外签发现金流预测报告的动机和经济后果——基于信号传递的视角”(71462012); 国家自然科学基金项目“媒体地域属性、媒体报道倾向与上市公司投融资行为”(71462011); 国家自然科学基金项目“媒体传闻、公司澄清与经济后果性研究”(71802101)

作者简介: 李翠芝, 经济学博士, 山西大学商务学院副教授, 研究方向: 公司治理与物流管理; 杨小康, 厦门大学财务管理与会计研究院博士研究生, 研究方向: 会计理论; 周冬华, 江西财经大学会计学院教授, 研究方向: 会计理论。

到这一点^[8]。因此,高质量的分析师可以通过额外签发现金流预测研究报告,向市场成功发送自身是高质量的信号。

近年来,国内外资本市场上分析师发布现金流预测报告的数量均呈现出快速增长的趋势。Givoly等(2009)的研究披露,美国市场上同时发布盈余预测和现金流预测的分析师数量占比从1993年的2.5%上升到2005年的57.2%;而我国虽然分析师开始发布现金流预测报告的时间较晚,但是增长快速,截至2012年,已有40.95%的A股上市公司被分析师出具过现金流预测报告^[9]。但迄今为止,学术界鲜有研究系统地探讨分析师同时发布盈余预测和现金流预测的动机以及这种动机在不同的分析师特征中的异质性。鉴于此,本文尝试从信号传递理论的视角出发,研究分析师发布盈余预测的同时额外签发现金预测报告的行为动机,具有较强的理论意义和实践价值。具体体现在以下三个方面:一是本文创新性地从信号传递理论出发,探讨分析师发布预测报告的行为动机,为深入理解分析师决策过程提供新的思路。二是本文的研究结论对投资者有一定的启示作用。处于信息劣势的投资者可以通过观察分析师是否在发布盈余预测的同时额外发布现金流预测来甄别分析师的质量,这有助于其更好地利用分析师的研究报告来制定投资决策。三是本文的研究结论对分析师有一定的启示作用。在我国目前的分析师市场,额外签发现金预测报告能够有效地传递自己高能力的信号,有利于分析师更好地建立和维护其声誉。

二、文献综述与研究假设

鉴于分析师在资本市场中的重要作用,分析师的盈余预测和股票评级行为一直是财务会计领域关注的热点问题。已有文献从分析师盈余预测和股票评级的信息含量及是否具有长期效应^[10]、预测行为有效性^[11]、预测准确性的影响因素^[12]、证券分析师影响市场的路径和机制^[13]等角度展开研究。但诸多的文献发现,由于客观或主观层面的原因,比如分析师为了便于获得更多私有信息而与上市公司管理层保持密切的私人关系,分析师所在券商与上市公司之间存在承销股票等利益关联,分析师自身能力的局限性等,导致分析师的决策过程出现偏差,加之盈余的可操控性较强,因此,分析师发布的盈余预测的信息含量正在降低,无法满足投资的信息需求。

近年来,国内外资本市场上分析师发布现金流预测报告的数量均呈现出快速增长的趋势,引起学

者们对分析师在发布盈余预测的同时额外发布现金流预测的动机和影响因素的关注,但这部分研究主要集中在国外。具有代表性的研究角度包括上市公司的财务特征、分析师的个体特征和资本市场的特征。DeFond和Hung(2003)从上市公司应计盈余和财务状况两个财务特征角度出发展开研究,发现当上市公司的应计项目较大和陷入财务危机时,仅仅发布盈余预测已经不足以满足投资的信息需求,此时分析师更倾向于同时发布现金流预测^[14]。Er-timur和Stubben(2005)的研究则关注分析师的个人特征,发现分析师所在券商的规模、分析师的资历、跟踪上市公司数量及行业数量显著影响分析师同时发布现金流预测的决策^[15]。DeFond和Hung(2007)基于各国资本市场发育程度的差异证实了整体资本市场的盈余质量和投资者保护两个特征是影响分析师同时发布现金流预测的重要影响因素^[16]。

相对地,国内对分析师同时发布现金流预测的动机和影响因素的研究较少。王会娟等(2012)基于中国的数据研究了上市公司应计盈余和资本集中度特征的影响,并分析了产权性质的异质性^[17]。随着中国分析师的丑闻等消息常见于报端,投资者对分析师的职业道德和职业能力持怀疑和谨慎的态度。再加上在我国投资者与分析师之间,投资者明显处于信息劣势地位,难以直接获取有关分析师的个人能力和研究报告质量的信息。在这种市场情况下,高质量的分析师为了获得投资者的信任,减少投资者逆向选择的影响,具有强烈的动机通过某种方式向市场传递其内在能力和质量的信息。例如,廖明情(2012)从收入预测的角度研究了分析师额外报告的信号作用,研究发现,额外报告收入预测的分析师的盈余预测准确性更高,并且市场对其盈利修改的反应更大^[7]。黄永安(2014)的研究进一步证实,分析师预测内容的多少某种程度上昭示分析师产生有价值信息能力的大小,分析师发布研究报告中包含的预测内容越多,意味着签发研究报告中的公司价值相关信息含量越大^[18]。因此,一种直接简单的方法是投资者通过观察分析师报告的预测方式和内容来判断分析师质量,即如果分析师针对同一家上市公司同时发布盈余和现金流预测,则表明分析师具有更高的质量。廖明情(2012)从收入预测的角度证实这一观点^[7],但上市公司收入和利润的计算都采用权责发生制,而且收入本身便是计算盈余的依据,因此,分析师发布盈余预测的同时额外发

布收入预测可能是附带产品,其信息含量的增量较少。与收入预测不同,上市公司现金流的计算采用收付实现制,其计算依据与盈余预测不同,因此要求分析师投入更多的时间和精力深入公司调研,以及预测过程中需要更精准的分析方法和手段,而低质量的分析师很难满足这一点。如果低质量的分析师模仿高质量分析师同样额外签发了现金流预测报告,那么事后发现其预测准确性较低,这将导致其声誉更进一步下降。因此,低质量的分析师很难模仿高质量的分析师通过同时发布盈余和现金流预测来向市场传递能力和质量信号。即分析师在发布盈余预测的同时额外签发现金流预测报告能够成功发送其是高质量的信号。基于此,本文提出研究假设 1:

假设 1: 在其他条件相同的情况下,分析师内在能力越高,越可能同时发布盈余和现金流预测报告。

对于分析师来说,其市场声誉和影响力是最重要的“无形资产”,是他们在未来获得更高收入的保证^[19]。明星分析师可以通过其声誉影响市场,并且通过建立和维护声誉就能带来有形的收益^[20]。因此,声誉直接影响分析师的职业前景,使他们具有强烈的动机去建立和维护自身的市场声誉^[21]。

明星分析师通常是由机构投资者等信息需求方评选出来的,获得这一称号便意味着分析师的内在能力和预测准确性得到了市场上甄别能力最高的投资者的认可。所以,不论是机构投资者还是普通投资者,都已经对明星分析师的高能力有了正确的认识。明星分析师因此有更好的声誉和市场号召力。在这种情况下,明星分析师发布现金流预测对其声誉和市场竞争力的增加微乎其微。与此同时,明星分析师发布现金流预测时却面临更大的风险。其原因在于,一旦预测结果与实际情况有较大出入,则是对明星分析师已有声誉的重大打击。因此,明星分析师不会通过发布现金流预测这一行为来传递和自身能力相关的信号。

对于还没有在市场没有获得高声誉的分析师,情况就变得截然不同。首先,市场对于高能力的非明星分析师还没有达成一致的认可。由于分析师声誉能够给分析师带来切实的利益^[20],高能力的非明星分析师有追求更高的声誉内在动机。发布现金流预测是将其与能力较低、无法对公司现金流做出有把握预测的分析师区分开来的一个有效手段。其次,由于非明星分析师的名誉和地位还未完全确立,即使是现金流预测失误,对分析师的声誉的影响不大,但在面对市场其他分析师以额外签发现金流预

测作为高能力的信号传递机制时,非明星分析师有更强烈的动机同时发布盈余和现金流预测,以期市场可以正确评估自身实力,增强其市场号召力。

但是,并非所有非明星分析师都会额外签发现金流预测报告。这是因为如果分析师本身的能力不够,相关资源与经验不充分,则无法对公司现金流做出准确的预测,从而无法发布现金流预测。但是对质量相对较高的非明星分析师而言,其自身的信息渠道、职业专注度、职业素养和研究经验等往往都足以支持他们发布相对更加准确的现金流预测。因此,现金流量预测报告的签发有利于提高其市场影响力。所以,自身水平相对较高的分析师更可能发布现金流预测。基于此,本文提出研究假设 2:

假设 2: 还未获得高声誉的非明星分析师,在发布盈余预测的同时签发现金流预测的概率就会越高。

机构投资者是证券公司承销证券的主要购买者,同时也是分析师报告的重要使用者,能够对分析师预测的决策过程产生重大的影响。一方面,相对于个人投资者有限的证券交易量而言,机构投资者巨大的交易量所产生的佣金收入是构成证券公司利润的主要来源,证券公司具有与机构投资者建立和维护良好关系的动机。对于机构投资者投资组合中的主要股票,证券公司往往不允许本公司分析师针对这些股票发布负面的预测报告^[22]。另一方面,机构投资者手握明星分析师的投票权,可以直接影响分析师的市场声誉和影响力,进而影响分析师的收入。因此,分析师在预测过程中必须考虑机构投资者的因素,甚至于会利用更乐观的预测来讨好机构投资者。

然而这并非说明机构投资者总是喜欢有偏报告,他们更希望分析师能够提供有价值的信息做参考。《新财富》杂志 2012 年的调查报告显示,高达 90% 的基金经理表示决策时会参考卖方的研究报告。Gu 等(2013) 则表明机构投资者作为具备良好财务专业知识的分析报告使用者,更看重分析师使用的预测方法和推理过程,而不是研究报告的结论^[23]。可见,分析师利用更乐观的预测来迎合机构投资者的需求只是少见的特殊情况,更一般化的情况是具备财务专业知识的投资者对高质量研究报告的需求^[24]。因此,从维护机构投资者关系的角度而言,对于机构投资者持股比例更高的上市公司,分析师更倾向于提供高质量的研究报告,并希望向市场传递其高质量的信号,从而分析师更可能同时发布

盈余和现金流预测。这对于一般的分析师可能是个挑战,但是现金流预测报告的签发对高质量的分析师并非难事,其专业能力一定程度上支持其发布现金流预测,因此高质量的分析师在面对机构投资者持股比例更高的上市公司时,同时发布盈余和现金流预测的概率更大。基于此,本文提出假设3:

假设3:对于机构投资者持股比例越高的公司,高质量的分析师额外签发现金流预测报告的概率就会越大。

三、数据来源及研究设计

本文沪深A股主板市场(不含创业板)2008-2017年的分析师盈利和现金流预测数据来自于CSMAR(国泰安)数据库,分析师所属券商规模排名数据来自于中国证券业协会网站。其他财务数据来源于CSMAR数据库和WIND数据库,个别数据进行手工整理。按照标准的处理程序,剔除了金融、保险行业及财务数据缺失的上市公司数据。本文主要使用统计分析软件Stata12.0来分析处理相关数据并进行后续的计量分析。

本文拟采用如下的Logistic回归进行相关检验:

$$P(Dis_{ij} = 1) = \alpha + \beta_1 Ability_{ij} + \sum \beta Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (1)$$

其中 Dis 表示分析师是否同时发布盈余预测和现金流预测,如果是取值为1,否则取值为0。 $Ability$ 为分析师的内在能力指标。参照郭杰和洪洁瑛(2009)、Chen和Jiang(2006)的方法^{[11][25]},构建 $Ability_dir$ 和 $Ability_beat$ 两个维度来度量分析师的内在能力。指标的具体计算如下:

$$Ability_dir_{ij} = -\frac{1}{N_{ij}} \sum_{t=1}^{N_{ij}} sign(FE_Con_{ijt} \times Dev_{ijt}) \quad (2)$$

$$Ability_beat_{ij} = -\frac{1}{N_{ij}} sign(|FE_Con_{ijt}| - |FE_{ijt}|) \quad (3)$$

$Ability_dir$ 表示分析师发布的盈余预测导致市场预测的平均值移向被预测公司实际盈余的频率,依据式(2)计算得到。其中 FE_Con_{ijt} 是市场对 j 公司预测的加权平均值(在 i 分析师预测之前)减去 j 公司的实际盈余, Dev_{ijt} 是 i 分析师对 j 公司的预测误差与市场加权平均预测误差的差值。 $Ability_beat$ 表示分析师盈余预测相对于市场平均预测值更接近实际值的频率,它依据式(3)计算。其中 FE_{ijt} 是 i 分析师对 j 公司的预测误差, N_{ij} 是 i 分析师对 j 公司经过验证的预测次数(即样本期内预测误差可以被观测到的预测)。这两个度量指标的优点是考虑了公

司盈余可预测性之间的差异和临近公告日的预测更为准确的事实,有利于横截面的比较。由于 $Ability_dir$ 与 $Ability_beat$ 是高度正相关,因此在回归分析时交替使用二者作为分析师质量的替代变量。

$Controls$ 则为其他一系列控制变量,包括分析师个人特征,如分析师性别($Gender$)、学历(Edu)等;分析师所在券商的特征,如券商与上市公司利益关联($Connect$)、券商规模($Big10$)等;此外,根据Pae和Yoon(2012)的文献^[26]模型中还拟加入公司特征变量,如资产规模($Size$)、上市公司注册地与分析师所在地是否一致($Local$)、该年度对本公司发布预测的分析师数量($N_follows$)、机构投资者持股比例(Ins)等,并且模型控制了行业效应以及年度效应等表1列示了模型(1)涉及变量的详细定义。

四、实证结果及其分析

(一)描述性统计

表2列示了研究模型所涉及变量的统计特征。可以看到,样本中发布现金流预测的指示变量(DIS)的均值为0.356,说明我国分析师发布的盈余预测中有35.6%伴随着额外的现金流预测。衡量分析师个人能力的两个指标($Ability_dir$ 和 $Ability_beat$)的均值分别为0.336和0.221,标准差分别为0.658和0.688,说明我国证券市场上分析师能力存在较大差异。分析师特征方面,明星分析师($Star$)的均值为0.122,说明明星分析师占所有分析师比例为12.2%。分析师学历(Edu)的均值为0.912,说明我国券商分析师有91.2%以上有硕士以上学历,整体学历比较高。分析师性别($Gender$)均值为0.703,说明我国男性分析师占全部分析师的70.3%,而女性分析师占有29.7%的比例,总体表现为分析师男女比例轻微失衡。分析师获取管理层信息(OP)的均值为0.014,说明有1.4%的预测是分析师先前发布过的乐观的盈余预测,而在得到管理层信息之后,采取了修正,随即发布更为稳健的预测。分析师盈余预测的频率($FREQ$)的均值和标准差分别为2.139和1.903,最大值和最小值分别为29和1,说明我国证券分析师平均每年对每个公司发布2.1次盈余预测,并且不同分析师对不同公司发布的盈余预测数量上有较大的差异,因此在回归中采用了去规模化的分析师预测频率来进行计量。分析师跟踪行业数(N_ind)的均值为2.680,说明我国分析师平均每年跟踪2~3个行业。最后一次预测($Last$)均值为0.507,说明有大约50%的盈余预测是最后一次预测。第一次预测($First$)的均值为

0.639,表明我国证券分析师市场上有63.9%的盈余预测是该分析师当年度第一次发布的。分析师发布盈余预测距年报披露天数(*Horizon*)均值为203.600,标准差为95.050,说明分析师发布盈余预

测平均在年报披露203天之前,但是不同的预测之间存在较大的差异,所以对每次分析师的预测时间进行了去规模化处理。

表1 变量的定义

变量名	变量定义
DIS_{jt}	分析师 <i>j</i> 在对 <i>i</i> 公司发布 <i>t</i> 期盈余预测的同时发布现金流预测则取值为1,否则取值为0
$Ability_dir_{it}$	分析师内在能力指标1
$Ability_beat_{it}$	分析师内在能力指标2
$Star_{it}$	明星分析师。若分析师 <i>i</i> 在 <i>t</i> 当年度入选《新财富》杂志评选的明星分析师则为1,否则为0
Edu_i	分析师学历。若分析师 <i>i</i> 学历为硕士研究生或博士研究生则赋值为1,否则为0
Gen_d_i	分析师性别。若分析师 <i>i</i> 性别为男性则赋值为1,否则为0
OP_{jt}	分析师获取管理层信息的程度。借鉴廖明情(2012)、Ertimur等(2011)的研究 ^{[7][27]} ,若分析师 <i>i</i> 对 <i>j</i> 公司 <i>t</i> 期内最新发布盈余预测小于或等于真实盈余,但上一次预测大于真实盈余则取值为1,否则取值为0
$FREQ_{jt}$	分析师预测的次数。为了消除规模的影响,在回归中采用分析师 <i>i</i> 对 <i>j</i> 公司在 <i>t</i> 年度在发布盈余预测的频率进行计算。具体计算方法为第 <i>t</i> 年 <i>i</i> 分析师对 <i>j</i> 公司发布预测的次数减去 <i>t</i> 年跟踪公司 <i>j</i> 的所有分析师发布的盈余预测次数的最小值除以 <i>t</i> 年所以分析师对公司 <i>j</i> 发布的盈余预测次数的差
N_ind_{it}	分析师 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年度所跟进的公司所处的行业数
$Last_{jt}$	哑变量,若分析师发布的某次预测为其对该公司 <i>t</i> 年度的会计盈余发布的最后一次预测则取值为1,否则为0
$First_{jt}$	哑变量,若分析师 <i>i</i> 对 <i>j</i> 公司发布的某次预测为其对该公司 <i>t</i> 年度的会计盈余发布的第一次预测,则取值为1,否则为0
$Horizon_{jt}$	分析师 <i>i</i> 发布 <i>t</i> 年度盈余预测时距离年报披露的天数。为了消除各个公司之间信息披露情况不同的影响,对预测时间进行去规模化处理。具体计算方法为第 <i>t</i> 年 <i>i</i> 分析师对 <i>j</i> 公司发布第 <i>k</i> 次预测距离年报披露的时间,减去 <i>t</i> 年跟踪公司 <i>j</i> 的所有分析师发布的盈余预测距离年报披露日期的最小值,除以 <i>t</i> 年所以分析师对公司 <i>j</i> 发布的盈余预测距年报披露时间最大值减与最小值的差
$Connect_{jt}$	券商与上市公司利益关联。哑变量,分析师 <i>i</i> 所在证券公司前三年内承接了 <i>j</i> 公司IPO,增加或配股业务则取值为1,否则为0
$Big10_{it}$	哑变量,衡量分析师所在券商规模。若券商总资产排名前十则取值为1,否则为0
$Local_{jt}$	哑变量,若公司注册地与分析师所在券商注册地一致则取值为1,否则为0
Ins_j	机构投资者持股比例,为上市公司 <i>j</i> 在 <i>t</i> 年度被机构投资者持有的股票
$N_follows_{jt}$	<i>t</i> 年度对 <i>j</i> 公司发布过预测的分析师的数量
$Cash_{jt}$	哑变量,如果 <i>j</i> 公司 <i>t</i> 年度现金流量为正且小于公司总资产的1%则该变量为1,否则为0
DA_j	可操控性应计,为第 <i>j</i> 家上市公司第 <i>t</i> 期的采用修正Jones模型估计的操控性应计,作为上市公司信息透明度的替代变量
$Size_{jt}$	公司规模,以公司 <i>j</i> 在 <i>t</i> 时期总资产的对数衡量
Lev_{jt}	公司 <i>j</i> 在 <i>t</i> 年度资产负债率
ROA_{jt}	盈利能力,以 <i>j</i> 公司 <i>t</i> 年度的资产收益率衡量
BM_{jt}	<i>j</i> 公司 <i>t</i> 年度账面市值比
PER_{jt}	<i>j</i> 公司在 <i>t</i> 期的市盈率

分析师所在券商的特征方面,券商与公司利益关联(*Connect*)的均值为0.002,说明有0.2%的券商与公司之前存在利益关联。前十大券商(*Big10*)均值为0.134,说明总资产排名前十的公司占全部证券公司的13.4%。券商注册地(*Local*)均值为0.150,说明有15%的证券公司注册地与其跟进的公司在同一地点。上市公司特征方面,机构投资者持股比例(*Ins*)均值为39.510,最小值和最大值0和98.510,说明我国机构投资者持股整体在四成,且不同公司之间差异较大。可操纵性应计(*DA*)最小值与最大值分别为-1514与9.655,均值为-0.214,方差为17.390,说明该变量受到极端异常值影响。

资产负债率(*Lev*)均值为0.465,最小值与最大值分别为0.008与55.410,显然极端异常值对该指标有严重影响。资产收益率(*ROA*)均值为0.044,说明我国上市公司整体盈利,最大值和最小值分别为2.637和-3.268,表明该变量也受到极端异常值的影响。账面市值比(*BM*)均值和标准差分别为1.141和1.651,说明我国上市公司账面市值比差异较大。市盈率(*PER*)均值为61.997,最大值和最小值分别为18134和-18665,说明该变量受到极端异常值的影响。由于样本公司的资产负债率(*Lev*)、市盈率(*PER*)等指标明显受到极端异常值的影响,因此本文对公司特征控制变量进行了缩尾处理。

表2 描述性统计

变量	N	Mean	S. D.	Min	P25	P50	P75	Max
<i>DIS</i>	249595	0.356	0.479	0	0	0	1	1
<i>Ability_dir</i>	12804	0.336	0.658	-1	0	0.486	1	1
<i>Ability_beat</i>	12804	0.221	0.688	-1	-0.200	0.333	1	1
分析师特征控制变量								
<i>Star</i>	12879	0.122	0.327	0	0	0	0	1
<i>Edu</i>	6259	0.912	0.284	0	1	1	1	1
<i>Gend</i>	8025	0.703	0.457	0	0	1	1	1
<i>OP</i>	12879	0.014	0.119	0	0	0	0	1
<i>FREQ</i>	12879	2.139	1.903	1	1	1	3	29
<i>N_ind</i>	12215	2.680	1.943	1	1	2	4	18
<i>Last</i>	249595	0.507	0.500	0	0	1	1	1
<i>First</i>	206752	0.639	0.480	0	0	1	1	1
<i>Horizon</i>	249247	203.600	95.050	1	135	211	274	365
券商特征控制变量								
<i>Connect</i>	595	0.002	0.041	0	0	0	0	1
<i>Big10</i>	595	0.134	0.341	0	0	0	0	1
<i>Local</i>	595	0.150	0.357	0	0	0	0	1
公司特征控制变量								
<i>N_follow</i>	10345	12.200	11.270	1	3	9	18	86
<i>Cash</i>	10371	0.051	0.220	0	0	0	0	1
<i>Ins</i>	10261	39.510	24.700	0	17.670	40.290	59.120	98.510
<i>DA</i>	8993	-0.214	17.390	-1514	-0.045	0.041	0.121	9.655
<i>Size</i>	10369	22.191	1.509	13.762	21.164	21.910	22.926	30.665
<i>Lev</i>	10369	0.465	0.606	0.008	0.289	0.459	0.621	55.410
<i>ROA</i>	10369	0.044	0.070	-3.268	0.015	0.038	0.067	2.637
<i>BM</i>	10083	1.141	1.651	0.000	0.410	0.681	1.261	21.920
<i>PER</i>	10083	61.997	417.311	-18665	17.922	30.754	55.227	18134

表3列示了主要变量的相关系数矩阵。衡量分析师内在能力的两个指标 *Ability_dir* 和 *Ability_beat* 高度相关,说明两者对分析师内在能力的衡量不存在自相矛盾的现象,且通过1%水平的显著性测试。两个分析师能力的指标都和额外发布现金流预测(*DIS*)显示出高度正相关关系,与原假设一致,初步说明更高能力的分析师愿意发布额外的现金流预测。其他各个变量之间相关系数均小于0.5,总体说明变量选取与模型设计较为合理,不存在严重的多重共线性问题。

表4比较了额外报告现金流预测的分析师和未

发布现金流预测的分析师的内在能力的区别。结果显示,额外发布现金流预测的分析师的能力显著高于未发布现金流预测的分析师。*Ability_dir* 衡量的分析师能力在两个组之间有-0.053的差异,与此同时*Ability_beat* 衡量的分析师能力在两个组之间有-0.059的差异,且两组检验均通过了1%水平的显著性测试。中位数检验也得出了相同的结果。同时发布现金流预测的分析师能力的中位数显著高于未同时发布现金流预测的样本组,两个度量分析师能力变量均通过了5%水平的显著性检验。

表3 主要变量的相关系数矩阵

变量	<i>Ability_dir</i>	<i>Ability_beat</i>	<i>Dis</i>	<i>Cfo</i>	<i>Star</i>	<i>Last</i>	<i>Gend</i>	<i>Connect</i>	<i>Big10</i>	<i>Edu</i>	<i>First</i>	<i>Local</i>
<i>Ability_dir</i>	1	0.883**	0.039**	-0.017**	0.041**	0.020**	-0.013**	-0.016**	0.015**	0.021**	0.090**	-0.015**
<i>Ability_beat</i>	0.880**	1	0.048**	-0.003	0.024**	0.020**	-0.014**	-0.014**	0.019**	0.015**	0.074**	-0.020**
<i>DIS</i>	0.039**	0.046**	1	-0.045**	-0.040**	0.051**	-0.008**	-0.165**	-0.019**	0.012**	-0.005	-0.009**
<i>CFO</i>	0.008**	0.014**	-0.045**	1	-0.123**	0.011**	0.032**	0.366**	0.076**	0.005	-0.126**	-0.010**
<i>Star</i>	-0.012**	-0.008**	-0.040**	-0.123**	1	0.008**	-0.004	-0.065**	-0.017**	0.171**	0.146**	-0.019**
<i>Last</i>	0.011**	0.012**	0.051**	0.011**	0.008**	1	-0.015**	-0.098**	-0.073**	-0.005	0.089**	-0.014**
<i>Gend</i>	-0.010**	-0.012**	-0.008**	0.032**	-0.003	-0.015**	1	0.037**	0.001	0.007	-0.023**	0.026**
<i>Connect</i>	0.001	0.000	-0.165**	0.366**	-0.065**	-0.098**	0.037**	1	0.031**	0.010**	-0.062**	0.042**
<i>Big10</i>	0.016**	0.019**	-0.019**	0.076**	-0.017**	-0.073**	0.001	0.031**	1	0.002	0.014**	-0.015**
<i>Edu</i>	0.030**	0.019**	0.012**	0.005	0.171**	-0.005	0.007	0.010**	0.002	1	-0.006	0.004
<i>First</i>	0.009**	0.020**	-0.005	-0.126**	0.146**	0.089**	-0.023**	-0.062**	0.014**	-0.006	1	-0.010**
<i>Local</i>	-0.009**	-0.015**	-0.009**	-0.010**	-0.019**	-0.014**	0.026**	0.042**	-0.015**	0.004	-0.010**	1

注:(1)***、**、* 分别表示在置信度(双测)为0.01、0.05和0.1时相关性是显著的。下表同。(2)右上方为非参数 Spearman 检验系数,左下方为参数 Pearson 参数检验系数。

表 4 主要变量的比较分析：
没有现金流预测与现金流预测

变量	未发布过现金流预测		发布过现金流预测		T test	Wilcoxon Z
	Mean	Median	Mean	Median		
<i>Ability_dir</i>	0.311	0.439	0.364	0.500	-3.739***	-2.330**
<i>Ability_beat</i>	0.194	0.263	0.253	0.333	-4.015***	-3.188**

注：*、**、*** 分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 。

(二) 实证回归结果

本文基于截面数据采用 Logit 回归检验本文的研究假设,回归结果如表 5 所示,其中模型 1 和模型 2 分别采用 *Ability_dir* 和 *Ability_beat* 度量分析师能力。回归结果显示分析师能力(*Ability_dir*)与分析师是否发布现金流预测(*DIS*)高度正相关(系数为 0.0852 且通过了 1% 显著性水平的检验)。另一个衡量分析师能力变量(*Ability_beat*)的系数为 0.0816,在 1% 显著性水平上显著。证实了前文中的假设,说明高能力的分析师更倾向于发布现金流预测,向外界传递自身具有更高能力的信号,低质量的分析师很难模仿高质量的分析师在发布盈余预测的同时额外签发现金流预测报告。明星分析师(*Star*)的系数为 -0.0050,这说明相比较于非明星分析师,明星分析师更不愿意发布现金流预测。明星分析师已经在有了较高声誉,在市场上有一定号召力,再通过发布现金流预测对其声誉的增加微乎其微,同时预测结果不理想给分析声誉带来的负面影响确是重大的。因此明星师额外发布现金流预测的概率也就越小。

控制变量的回归结果显示,预测发布距年报披露天数(*Horizon*)与分析师发布现金流预测负相关,且通过了 1% 水平的显著性测试,说明盈余预测发布越早,分析师所拥有的有关公司现金流的信息也就越不充分,分析师更难发布现金流预测。分析师跟踪行业数(*N_ind*)的系数在 1% 显著性水平上显著为负,说明分析师跟踪的行业数越多,越没有精力对公司进行深入的研究,因此额外发布现金流预测的可能性就越小。是否第一次预测(*First*)的系数显著为负,说明分析师在第一次对公司进行预测的时候可能拥有较少的信息而不愿意发布额外的现金流预测。证券公司规模(*Big10*)的系数也为负,说明所属券商为大规模证券公司分析师不愿意发布现金流预测。分析师性别(*Gend*)的系数分别为 0.1765 和 0.1767,且通过了 1% 显著性水平测试,说明男性分析师更愿意发布现金流预测。分析师获取私有信息的能力(*OP*)的系数显著为正,说明拥有私有信息的分析师更愿意发布现金流预测。

表 5 分析师能力与现金流预测回归结果

变量	模型 1: <i>Ability_dir</i>		模型 2: <i>Ability_beat</i>	
	系数	z 值	系数	z 值
<i>Ability_dir</i>	0.0852***	(2.797)		
<i>Ability_beat</i>			0.0816***	(2.924)
<i>FREQ</i>	0.1387***	(3.175)	0.1380***	(3.158)
<i>Star</i>	-0.0050**	(-2.224)	-0.0051**	(-2.249)
<i>Horizon</i>	-0.0291***	(-5.575)	-0.0291***	(-5.562)
<i>N_ind</i>	-0.0709**	(-2.371)	-0.0709**	(-2.372)
<i>First</i>	-0.1108**	(-2.465)	-0.1116**	(-2.482)
<i>Gend</i>	0.1765***	(5.892)	0.1767***	(5.898)
<i>Edu</i>	-0.0625	(-0.927)	-0.0631	(-0.937)
<i>OP</i>	0.1437***	(2.881)	0.1457***	(2.929)
<i>Connect</i>	-0.0471	(-0.273)	-0.0467	(-0.271)
<i>Big10</i>	-0.8171***	(-18.616)	-0.8168***	(-18.612)
<i>Local</i>	0.0152	(0.256)	0.0156	(0.264)
<i>Cash</i>	-0.0831	(-1.291)	-0.0812	(-1.264)
<i>Ins</i>	0.0006	(0.890)	0.0006	(0.914)
<i>DA</i>	0.0357	(0.279)	0.0323	(0.252)
<i>Size</i>	-0.0170	(-1.101)	-0.0160	(-1.040)
<i>Lev</i>	-0.0282	(-0.236)	-0.0269	(-0.225)
<i>ROA</i>	0.4514	(1.148)	0.4641	(1.182)
<i>BM</i>	-0.0622**	(-2.162)	-0.0624**	(-2.169)
<i>PER</i>	-0.0001	(-0.325)	-0.0001	(-0.368)
<i>Cons</i>	-0.2598	(-0.759)	-0.2707	(-0.793)
N	91249		91249	
R ²	0.0595		0.0595	
Chi ²	6636.76		6635.15	

注：括号内为 z 值，*、**、*** 分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 。

根据信号传递理论,高能力的非明星分析师有更强烈的动机签发现金流预测,展示自身实力,以得到市场认可,获得更良好的声誉。表 6 列示了分析师能力与分析师现金流预测分组的回归结果。表 6 中模型 2 结果显示,对于非明星分析师来说,分析师能力与是否发布现金流预测呈显著正向相关。衡量分析师能力的两个指标 *Ability_dir* 和 *Ability_beat* 的系数分别为 0.0824 和 0.0851,均通过了 1% 水平的显著性测试。与之相对的,表 6 模型 1 结果表明明星分析师样本组中分析师能力与现金流预测虽然呈正相关关系,但是并不显著(仅在模型 1 中以 *Ability_beat* 度量的 z 值为 1.755)。这一结果与之前的假设相一致。说明明星分析师发布现金流预测彰显自身实力动机不明显,而高能力的非明星分析师选择发布现金流预测作为向外界传递信号的手段。

关于其他控制变量,明星分析师和非明星分析师的差异也是显著的,模型 1 中分析师预测频率(*FREQ*)与分析师发布现金流预测的可能性负相关,说明对于明星分析师,其发布盈余预测频率越高,频率现金流预测的可能性越小;对于非明星分析师,分析师预测频率越高,分析师发布现金流的概率越大。模型 2 中管理层私有信息(*OP*)与分析师发布现金流预测的概率呈正相关,但是在模型 1 明星分析师那一组中改变量系数并未通过显著性测试,说明非明星分析师会利用从管理层获取的私有信息发

布现金流预测,但是明星分析师不会。两个模型中券商规模(Big10)都与现金流预测负相关,说明大规模券商旗下的分析师更不愿意发布现金流预测。

表6 分析师能力、是否明星分析师与额外现金流预测

变量	模型1:明星分析师		模型2:非明星分析师	
Ability_dir	0.0824 (1.132)		0.0851*** (2.746)	
Ability_beat	0.1156* (1.755)		0.0671** (2.297)	
FREQ	-0.2294*** (-2.716)	-0.2282*** (-2.703)	0.3268*** (6.859)	0.3252*** (6.820)
Horizon	-0.0028 (-0.635)	-0.0028 (-0.627)	-0.0058* (-1.892)	-0.0059* (-1.918)
N_ind	-0.0806*** (-6.088)	-0.0804*** (-6.074)	-0.0113** (-2.111)	-0.0113** (-2.107)
First	-0.0145 (-0.248)	-0.0156 (-0.267)	-0.1052*** (-3.281)	-0.1045*** (-3.265)
Gen	0.4222*** (6.673)	0.4214*** (6.665)	0.0782** (2.064)	0.0783** (2.065)
Edu	-0.3448** (-2.266)	-0.3463** (-2.275)	0.0419 (0.582)	0.0415 (0.577)
OP	0.1449 (1.520)	0.1445 (1.519)	0.1146* (1.955)	0.1179** (2.015)
Connect	-0.1081 (-0.378)	-0.1057 (-0.367)	0.0473 (0.225)	0.0489 (0.234)
Big10	-1.0038*** (-13.506)	-1.0027*** (-13.474)	-0.7820*** (-16.282)	-0.7818*** (-16.286)
local	0.1856* (1.677)	0.1868* (1.687)	-0.0697 (-1.158)	-0.0696 (-1.156)
Cash	-0.1479 (-1.058)	-0.1464 (-1.051)	-0.0794 (-1.012)	-0.0782 (-0.997)
Ins	0.0022 (1.466)	0.0022 (1.472)	-0.0001 (-0.121)	-0.0001 (-0.093)
DA	0.4602* (1.725)	0.4496* (1.685)	-0.1623 (-1.099)	-0.1622 (-1.099)
Size	-0.0519 (-1.614)	-0.0499 (-1.553)	-0.0126 (-0.788)	-0.0120 (-0.749)
Lev	0.0001 (0.001)	-0.0006 (-0.002)	-0.1072 (-0.858)	-0.1075 (-0.861)
ROA	1.5547* (1.786)	1.5455* (1.778)	0.0653 (0.143)	0.0744 (0.164)
BM	0.0514 (0.852)	0.0500 (0.829)	-0.0858*** (-3.279)	-0.0858*** (-3.279)
PER	0.0001 (0.231)	0.0001 (0.192)	-0.0003 (-0.980)	-0.0003 (-1.010)
Cons	-0.1222 (-0.167)	-0.1572 (-0.215)	-1.5179*** (-4.297)	-1.5169*** (-4.292)
N	30418		60815	
R ²	0.1093		0.0663	
Chi ²	839.8012		1425.59	

注:括号内为z值,*、**、***分别表示p<0.10、p<0.05、p<0.01。

为了维护与机构投资者之间的关系,证券公司和分析师会倾向于对机构投资者持股比例更高的上市公司提供更多的预测信息以供其参考使用。为了检验分析师的预测行为是否在机构投资者持股比例不同的公司之前存在差异,我们按总样本机构投资者持股比例的平均值进行分组,分别进行Logit回归分析,分析结果如表7所示。结果显示,在机构投资者持股比例高的样本中,分析师内在能力与其发布现金流预测的概率显著正相关;而在机构投资者持股比例较低的分组中,分析师能力的系数虽然为正,但未通过显著性测试。这说明高能力分析师会为了

维持与投资机构的关系,同时发布现金流和盈余预测报告,以提供更多的信息。从另一角度来说,机构投资者是分析师研究报告的主要客户,机构投资者的评价对分析师尤为重要,因此分析师会通过发布现金流预测像机构投资者展示自身实力,以获得更高的声誉和市场认可。

表7 分析师能力、机构投资者与额外现金流预测

变量	模型1:机构投资者持股高		模型2:机构投资者持股比例低	
Ability_dir	0.1026*** (2.797)		0.0509 (0.963)	
Ability_beat	0.1065*** (3.175)		0.0351 (0.711)	
FREQ	0.1725*** (3.348)	0.1718*** (3.332)	0.0565 (0.719)	0.0557 (0.708)
Horizon	-0.0091** (-2.442)	-0.0092** (-2.424)	-0.0031 (-1.079)	-0.0032 (-1.106)
N_ind	-0.0266*** (-4.337)	-0.0265*** (-4.318)	-0.0352*** (-3.445)	-0.0352*** (-3.444)
First	-0.0332 (-0.982)	-0.0332 (-0.983)	-0.1866*** (-3.008)	-0.1864*** (-3.009)
Star	-0.0293 (-0.583)	-0.0307 (-0.612)	-0.3449*** (-3.786)	-0.3450*** (-3.788)
Gen	0.1890*** (5.486)	0.1891*** (5.490)	0.1578*** (2.609)	0.1578*** (2.611)
Edu	-0.0795 (-1.057)	-0.0808 (-1.077)	0.0680 (0.534)	0.0680 (0.534)
OP	0.1749*** (2.937)	0.1771*** (2.979)	0.0327 (0.345)	0.0346 (0.366)
Connect	-0.0322 (-0.164)	-0.0321 (-0.163)	-0.0891 (-0.276)	-0.0858 (-0.265)
Big10	-0.8712*** (-16.949)	-0.8709*** (-16.935)	-0.6881*** (-8.658)	-0.6877*** (-8.664)
Local	-0.0004 (-0.005)	0.0000 (0.000)	0.0675 (0.680)	0.0677 (0.680)
Cash	-0.2072*** (-2.928)	-0.2051*** (-2.895)	0.2036* (1.787)	0.2051* (1.807)
DA	0.0777 (0.508)	0.0696 (0.457)	-0.1423 (-0.598)	-0.1397 (-0.587)
Size	-0.0115 (-0.678)	-0.0098 (-0.577)	-0.0007 (-0.024)	-0.0007 (-0.025)
Lev	0.0987 (0.717)	0.1016 (0.738)	-0.2066 (-0.915)	-0.2084 (-0.922)
ROA	0.4134 (0.909)	0.4230 (0.932)	1.4476*** (1.962)	1.4587** (1.975)
BM	-0.0803** (-2.330)	-0.0813** (-2.365)	0.0036 (0.086)	0.0044 (0.106)
PER	0.0000 (0.023)	-0.0000 (-0.045)	-0.0001 (-0.326)	-0.0001 (-0.328)
Cons	-0.5472 (-1.405)	-0.5756 (-1.482)	-0.2866 (-0.445)	-0.2741 (-0.424)
N	69592		22512	
R ²	0.0634		0.0561	
chi ²	5352.26		500.3211	

注:括号内为z值,*、**、***分别表示p<0.10、p<0.05、p<0.01。

(三) 进一步研究

以往的研究表明,分析师的教育程度会影响分析师的信息关注深度、分析能力和分析质量,以及影响投资者对分析师的关注^[28],还会影响分析师预测准确性^[29]和分析师的声誉^[19]。可见,不同学历的分析师在发布盈余预测的过程中会受到不同因素的影响。因此,研究不同学历的分析师在发布盈余预测过程中,分析师能力与额外发布现金流预测的关

系 结果如表 8 所示。回归结果显示,在高学历分析师预测样本中分析师能力与分析师发布现金流的概率显著正相关,而在分析师学历为本科或以下的样本中,分析师能力与现金流预测的概率并没有显著性关系,这说明高学历的分析师会为了提高自身声誉发布现金流预测,而低学历的分析师不会选择发布现金流预测作为传递信号的手段。

表 8 分析师能力、分析师学历与额外现金流预测

变量	模型 1: 硕士研究生以上		模型 2: 本科及以下	
<i>Ability_dir</i>	0.1015*** (3.154)		-0.1167 (-1.375)	
<i>Ability_beat</i>		0.0956*** (3.233)		-0.0979 (-1.140)
<i>Cons</i>	-0.2412 (-0.648)	-0.2539 (-0.683)	-0.7231 (-0.620)	-0.7260 (-0.624)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	83973	83973	7272	7272
<i>R</i> ²	0.0635	0.0635	0.1668	0.1667
<i>chi</i> ²	6360.98	6358.11	1218.80	1219.33

注: 括号内为 z 值, *, **, *** 分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 。

认知心理学认为性别是影响人们工作结果的一个重要因素,男性和女性在生理和心理上的差异会导致行为上的差异。以往研究表明,男性和女性对待风险的态度不同,女性的风险厌恶程度高于男性,而且在控制了成本等影响财务决策风险偏好的因素后,发现女性仍然具有更低的风险偏好性^[30]。在分析师市场中,男女分析师的表现也有很大的差异^[31]。为了研究不同性别的分析师发布研究报告过程的异质性,本文按照分析师的性别进行分组,研究分析师内在能力与同时发布现金流预测的关系。结果如表 9 所示。

表 9 分析师能力、分析师学历与额外现金流预测

变量	模型 1: 男性		模型 2: 女性	
<i>Ability_dir</i>	0.0969*** (2.924)		0.0464 (0.895)	
<i>Ability_beat</i>		0.0964*** (3.169)		0.0346 (0.714)
<i>Cons</i>	0.4334 (1.186)	0.4211 (1.156)	-1.1724* (-1.802)	-1.1703* (-1.795)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	64531	64531	26718	26718
<i>R</i> ²	0.0506	0.0507	0.1239	0.1238
<i>chi</i> ²	3991.08	3996.65	3938.80	3937.60

注: 括号内为 z 值, *, **, *** 分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 。

回归结果表明,男性分析师的子样本中,分析师能力与分析师发布现金流预测的概率显著正相关;与之相对应的,在女性分析师子样本中,相关系数并未通过显著性检验,这说明相较于男性分析师,女性分析师在发布研究报告的过程中显得更加保守,即高能力男性分析师更愿意发布现金流预测,以向市场展示自身实力;而对于女性分析师来说,是否发布

额外的现金流预测则与自身能力的相关性不显著,女性分析师不会通过发布额外的现金流预测传递与自身能力相关的信号。

已有的研究表明,分析师信息来源的不同,也会影响分析师的预测过程和预测结果。Chen 和 Jiang (2006) 认为,与上市公司公开信息相比,证券分析师进行预测时更多地依赖私有信息^[25]。因此,私有信息的数量和质量都会影响分析师的预测行为。为了研究分析师从管理层获取私有信息对分析师能力与发布现金流预测行为之间关系的影响,本文用分析师最后一次的预测值是否小于实际值,而前一次的预测值大于实际值来度量分析师是否从管理层处获取了私有信息。其内在逻辑是分析师在前一次发布了乐观的盈余预测的前提下,在最后一次却发布悲观的预测,可以推测出分析师从公司管理层获得了私有的信息,从而调节自己原先的乐观预测。这个定义与廖明情(2012)、Ertimur 等(2011)等学者所采用的定义相一致^{[7][27]}。本文按照分析师是否获取管理层私有信息分组并进行了回归。表 10 的回归结果显示,从管理层处获取了私有信息的分析师,其内在能力与是否发布现金流预测没有显著的正相关关系。这说明与管理层联系紧密的分析师发布现金流预测的动机并非为了传递信号。以往的研究表明,分析师发布研究报告的过程中会满足上市公司管理层的偏好,以获取私有信息。分析师在选择信号传递手段时也会考虑上市公司管理层的偏好。根据信息不对称理论,管理层信息优势更高,越有可能获取利益。能够获取私有信息的分析师为了讨好管理层,不能选择具有更高信息含量的现金流预测作为其向市场传递信息的手段。

表 10 分析师能力、分析师私有信息与额外现金流预测

变量	模型 1: 私有信息		模型 2: 无私有信息	
<i>Ability_dir</i>	0.0849 (0.657)		0.0853*** (2.786)	
<i>Ability_beat</i>		0.1691 (1.607)		0.0799*** (2.835)
<i>Cons</i>	-1.5799 (-1.180)	-1.6393 (-1.229)	-0.2364 (-0.691)	-0.2462 (-0.721)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2315	2315	88931	88931
<i>R</i> ²	0.0815	0.0823	0.0594	0.0594
<i>chi</i> ²	180.73	180.33	6456.02	6453.30

注: 括号内为 z 值, *, **, *** 分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 。

以往的研究表明,证券公司与上市公司之间的利益关联会影响分析师的预测结果,分析师也会为了维持与管理层的良好关系,发布明显有偏差的预测。因此本文研究承销商分析师对分析师能力与

公司现金流预测概率的影响。本文以分析师所在证券公司在三年内是否承销上市公司首次公开上市、增发及配股来度量证券公司与上市公司间的利益关联,从而将样本分为两组重新进行回归。结果如表 11 所示。

表 11 分析师能力、证券公司利益关联与额外现金流预测

变量	模型 1: 有利益关联		模型 2: 无利益关联	
Ability_dir	-0.4435 (-1.191)		0.0892*** (2.930)	
Ability_beat		-0.2822 (-0.865)		0.0848*** (3.036)
Cons	0.9055 (0.258)	0.6794 (0.197)	-0.2917 (-0.839)	-0.3028 (-0.872)
Controls	YES	YES	YES	YES
N	910	910	90307	90307
R ²	0.2717	0.2690	0.0590	0.0590
chi ²	227.1074	234.5895	6511.22	6508.87

注: 括号内为 z 值, *、**、*** 分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 。

结果显示在无利益关联的子样本中,分析师能力与其发布现金预测的可能性显著正相关,与前文中全样本得出的结论相一致。但是在上市公司与证券公司有利益关联的子样本中,分析师能力与额外发布现金流预测的关系并未通过显著性测试,这表明证券公司与分析师有利益关联的情况下,分析师能力与其是否发布现金预测没有关系。原因可能在于,分析师为了迎合公司管理层,不发表更具有信息含量的现金流报告。

五、研究结论

本文采用我国 2008 - 2017 年卖方分析师发布的研究报告数据,研究了分析师能力与分析师发布现金流预测的关系。研究发现,分析师发布现金流预测的主要动机是向市场传递与其能力相关的信号。高能力的分析师选择发布对数据搜集和分析能力有更高要求的现金流预测,而这种行为是不能被能力低下分析师模仿的,高能力的分析师借此将自己与滥竽充数的分析师划清界限。分析师能力越高,其发布现金流预测的概率越大。而对于明星分析师,两者的正相关关系并不显著,其原因在于明星分析师已经拥有良好的声誉和市场,发布现金流预测对明星分析师声誉的增加微乎其微;分析师对机构投资者比例高的公司的预测数据表明,机构投资者持股加强了两者的相关关系,说明分析师更愿意向机构投资者展示自身实力,分析师更希望在机构投资者处获得良好声誉。进一步的研究表明,较低学历的分析师、女性分析师和与管理层密切联系的分析师,不会通过发布现金流预测来提高声誉,即这

些分析师发布研究报告的子样本中,分析师能力与发布现金流预测的可能性并不显著。

本文的研究结论对证券公司、投资者及监管部门都有着重要的意义。第一,证券公司可以通过分析师发布现金流预测来展示其自身获取和分析信息的能力,维持或增加其市场竞争力。第二,对于投资者而言,额外发布现金流预测的分析师发布的分析报告可能是能力更高的分析师发布的,这在一定程度上可以帮助投资者确定研究报告的信息质量,进一步降低投资者获取信息的成本。第三,对于分析师而言,发布更具有信息含量的现金流预测是一种体现自身实力、提高自身声誉的有效手段。

参考文献:

- [1] BEAVER W H. Perspectives on recent capital market research [J]. The Accounting Review, 2002, 77(2): 453 - 474.
- [2] 姜国华. 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 [J]. 经济科学, 2004(6): 72 - 79.
- [3] 李丹, 贾宁. 盈余质量、制度环境与分析师预测 [J]. 中国会计评论, 2009(4): 351 - 370.
- [4] BOWEN R M, BURGSTAHLER D, DELAY L A. The incremental information content of accrual versus cash flows [J]. Accounting Review, 1987(62): 723 - 747.
- [5] ALI A. The incremental information content of earnings, working capital from operations, and cash flows [J]. Journal of Accounting Research, 1994(32): 61 - 74.
- [6] DECHOW P. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals [J]. Journal of Accounting and Economics, 1994(6): 3 - 42.
- [7] 廖明情. 分析师收入预测报告的动力和后果——基于信号理论和声誉理论的分析 [J]. 中国会计评论, 2012, 10(2): 157 - 178.
- [8] 周冬华, 黄迎. 证券分析师预测经验、历史预测准确性与现金流预测 [J]. 中国注册会计师, 2014(2): 73 - 81.
- [9] GIVOLY D, HAYN C, LEHAVY R. The quality of analysts' cash flow forecasts [J]. The Accounting Review, 2009(84): 1877 - 1911.
- [10] 王宇熹, 肖峻, 陈伟忠. 券商可信度、分析师荐股绩效差异与利益冲突 [J]. 证券市场导报, 2010(5): 31 - 48.
- [11] 郭杰, 洪洁瑛. 中国证券分析师的盈余预测行为有效性研究 [J]. 经济研究, 2009, 44(11): 55 - 67.
- [12] 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(6): 136 - 148.
- [13] 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(9): 104 -

- 117.
- [14] DEFOND M L, HUNG M. An empirical analysis of analysts' cash flow forecasts [J]. *Journal of accounting and economics*, 2003, 35(1): 73 - 100.
- [15] ERTIMUR Y, STUBBEN S. Analysts' incentives to issue revenue and cash flow forecasts [R]. Working paper, Stanford University, 2005.
- [16] DEFOND M L, HUNG M. Investor protection and analysts' cash flow forecasts around the world [J]. *Review of Accounting Studies*, 2007, 12(2-3): 377 - 419.
- [17] 王会娟, 张然, 张鹏. 分析师为什么选择性的发布现金流预测? ——基于信息需求理论的实证研究 [J]. *投资研究*, 2012(7): 27 - 40.
- [18] 黄永安. 分析师预测内容的信息含量——基于荐股修正和分析师职业变动的视角 [J]. *山西财经大学学报*, 2014(2): 37 - 53.
- [19] 胡奕明, 金洪飞. 证券分析师关注自己的声誉吗? [J]. *世界经济*, 2006, 29(2): 71 - 81.
- [20] TADELIS S. What's in a name? Reputation as a tradeable asset [J]. *American Economic Review*, 1997, 89(3): 548 - 563.
- [21] LEONE A J, WU J S. What does it take to become a superstar? Evidence from institutional investor rankings of financial analysts [R]. Working Paper, Simon School of Business 2007.
- [22] O' BRIEN P C, BHUSHAN R. Analyst following and institutional ownership [J]. *Journal of Accounting Research*, 1990(28): 55 - 76.
- [23] GU Z, LI Z, YANG Y G. Monitors or predators: The influence of institutional investors on sell-side analysts [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(1): 137 - 169.
- [24] 赵良玉, 李增泉, 刘军霞. 管理层偏好、投资评级乐观性与私有信息获取 [J]. *管理世界*, 2013(4): 33 - 47.
- [25] CHEN Q, JIANG W. Analysts' weighting of private and public information [J]. *Review of Financial Studies*, 2006(19): 319 - 355.
- [26] PAE J, YOON S S. Determinants of analysts' cash flow forecast accuracy [J]. *Journal of Accounting Auditing & Finance*, 2012, 27(1): 123 - 144.
- [27] ERTIMUR Y, MAYEW W J, STUBBEN S R. Analyst reputation and the issuance of disaggregated earnings forecasts to I/B/E/S [J]. *Review of Accounting Studies*, 2011, 16(1): 29 - 58.
- [28] 尹玉刚. 分析师教育、经验和努力: 投资者关注与认知偏差 [J]. *投资研究*, 2014(12): 126 - 141.
- [29] 李悦, 王超. 中国证券分析师盈利预测准确度的影响因素——来自中国股票市场的证据 [J]. *山西财经大学学报*, 2011, 33(11): 19 - 25.
- [30] POWELL M, ANSIC D. Gender differences in risk behaviour in financial decision-making: An experimental analysis [J]. *Journal of economic psychology*, 1997, 18(6): 605 - 628.
- [31] 吕兆德, 曾雪寒. 证券分析师性别、盈余预测偏差与纠偏能力 [J]. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2016, 31(5): 77 - 86.

Research on the Motivation of Analysts to Release Cash Flow Forecasts: Based on Signal Transmission Theory

LI Cui-zhi¹, YANG Xiao-kang², ZHOU Dong-hua³

(1. Business College of Shanxi University, Taiyuan 030031, China;

2. Institute for Financial & Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

3. School of Accountancy, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: Based on the research report data released by Chinese seller analysts between 2008 and 2015, we examine the relationship between analysts' intrinsic ability and their behavior of additionally release cash-flow forecasts. Our results show that with the goal of delivering signals related to their capabilities, high-quality analysts have greater probability to issue cash-flow forecasts while issuing earning forecasts. Therefore, for non-star analysts who have not yet gained a good reputation, the higher their intrinsic ability, the greater probability of additionally releasing cash-flow forecasts. Moreover, Our results show that for the companies with high proportion of institutional investors, the positive relationship between the analyst's intrinsic ability and their behavior of additionally releasing cash-flow forecasts is more significant. Further analyses find that analysts' gender, education, ability to acquire private information, and the interests between securities firms and listed companies are all influence the relationship between analysts' intrinsic capabilities and additional their behavior of additionally releasing cash-flow forecast.

Key words: analyst ability; cash-flow forecast; signalling theorie; institutional investor

(责任编辑: 岳婷婷)