

---

# 公司治理、信息披露、投资者情绪与 分析师盈利预测偏差

伍燕然 江 婕 谢 楠 王 凯\*

---

**内容提要** 对于卖方行业分析师(简称分析师)的盈利预测偏差现象,本文结合理性和不完全理性两方面因素,基于深交所主板市场数据对分析师预测偏差的影响因素进行了研究。研究发现:投资者情绪对分析师盈利预测偏差有显著影响;公司治理水平和信息披露质量(两个理性因素)对分析师预测偏差有显著影响;在分别控制信息披露质量和公司治理水平后,投资者情绪仍对分析师盈利预测偏差产生显著正向影响;对于信息披露质量高、公司治理水平好的公司,分析师盈利预测偏差受投资者情绪的影响小。我们还运用行为金融学中的框架依赖偏差解释了情绪对分析师偏差影响的机理。

**关键词** 公司治理 信息披露 投资者情绪 预测偏差

---

## 一 引言

分析师盈利预测偏差是国外资本市场普遍存在的现象,上世纪70年代就有国外学者对分析师盈利预测问题展开研究。随着中国资本市场的逐步发展,分析师盈利预测偏差现象也日益突出,关于分析师盈利预测偏差过大的新闻屡见不鲜。

---

\* 伍燕然、江婕、谢楠、王凯:北京师范大学经济与工商管理学院 北京新街口外大街19号 100875 电子邮箱:bjfreelord@163.com(伍燕然);jiangjie@bnu.edu.cn(江婕)。

本文受国家自然科学基金重点项目(71133001/G0305)、教育部留学回国人员科研启动基金、中央高校基本科研业务费专项资金的资助。作者感谢审稿人对本文提出的宝贵建议,当然文责自负。

世界经济\* 2016年第2期 • 100 •

传统金融学理论框架指出在完美有效的资本市场中,公司股票价格应该反映公司的内在价值,而公司内在价值取决于其未来的盈利能力和风险状况。因此,对于公司准确的盈利预测有助于市场信息的传递和对公司进行合理定价;而分析师的主要工作之一就是对不同公司进行盈利预测,他们通过收集各类数据和信息来分析特定公司的经营活动,并以此预测公司的未来发展状况。然而,国内外研究预测偏差得到的结果显示分析师预测存在系统性的偏差,其中乐观偏差是主导(De Bondt 和 Thaler,1990),悲观偏差较少(Abarbanell 和 Bernard,1992)。

关于分析师预测偏差,既有的文献多数从理性角度解释这一现象,主流观点之一是由于信息不对称的存在,分析师很难完全掌握上市公司的所有信息;或者,即使分析师能够了解公司实情,可是处于复杂的利益机制背后,大部分分析师也习惯于“报喜不报忧”。因此信息披露质量会影响分析师预测准确度。此外,国内外少量文献提出了一些有限理性因素的解釋,比如认知偏差(Easterwood 和 Nutt,1999)、情境引导的心理偏差(Sedor 等,2002)、投资者情绪(伍燕然等,2012)等。令人好奇的是,这两种角度的解釋是否互斥?换言之,如果控制了理性因素(如信息披露质量、公司治理),有限理性因素对分析师预测偏差现象是否就丧失了解释能力?如果答案是否定的,那么二者是否有依赖性?即如果信息披露质量、公司治理水平不同,有限理性因素对分析师预测偏差的影响是否有区别?这些问题目前尚未见有文献提及,而本文正试图从逻辑和经验上来回答以上问题。

从逻辑上,我们认为即使控制了理性因素,分析师预测偏差仍然会受到有限理性因素(投资者情绪)的影响,背后的机理是框架效应。本文选取了信息披露与公司治理水平两个主要的理性因素,从两个维度对分析师预测偏差的影响因素进行了检验。在经验研究部分,本文首先单独研究公司治理水平、信息披露质量、有限理性因素与分析师盈利预测偏差之间的关系,检验二者的解释能力。进一步地,在控制信息披露质量和公司治理水平这两个理性因素后,研究有限理性因素是否仍然影响分析师盈利预测偏差以及二者的状态依赖性。

本研究的意义:一方面有利于分析师根据影响因素修正盈利预测结果、完善资产组合模型的参数估计方法;另一方面更全面地挖掘分析师盈利预测偏差的原因,有利于未来降低偏差,并对上市公司的治理经营和信息披露等行为起到监督作用,有助于规范资本市场运行、保护投资者利益。

本文的学术贡献:我们将公司治理水平和信息披露质量与投资者情绪结合起来,研究了二者对分析师盈利预测偏差的影响,发现新结论:即控制了部分主要理性因素

(信息披露质量、公司治理水平)后,投资者情绪仍对分析师盈利预测偏差产生显著影响。目前我们对国内外文献检索,还没有发现涉及以上的研究。

本文余下结构安排为:第二部分是文献回顾、研究逻辑与假说;第三部分是研究设计与数据说明;第四部分是经验结果;第五部分是稳健性检验;第六部分是结论。

## 二 文献回顾、研究逻辑与假说

关于分析师盈利预测方面的国内外文献大致可以分为两类:一是研究分析师预测的准确度(accuracy)、分歧度(disperser)和关注度(analyst following)及其影响因素(Ramnath等,2008);二是研究分析师盈利预测偏差(bias)及其存在的原因。二者的区别在于前者关注分析师盈余预测的绝对误差(error),后者则聚焦于盈余预测的偏差(bias)。本文属于第二类。

关于分析师盈利预测偏差存在的原因,目前学者的解释主要有理性解释和有限理性解释两大方向。在诸多的理性影响因素之中,本文重点探究了公司层面的部分理性因素——对内的公司治理水平和对外的信息披露程度对于分析师盈利预测偏差的影响;在有限理性影响因素中,本文研究了投资者情绪对分析师盈利预测偏差的影响。

### (一) 信息披露、公司治理与分析师预测偏差

利用其专业知识与对信息搜寻和加工的能力,对上市公司的盈利进行预测是分析师的一项本职工作。所以分析师所处信息环境情况,或者说分析师是否可以充分获得上市公司的相关信息,对于其盈利预测有极其重要的作用。Ramnath等(2008)在做分析师文献综述时,特意将影响分析师的信息环境因素提炼出来,信息披露水平被认为是影响预测偏差的重要因素。目前相关研究的主流观点(Lung和Lundholm,1996;Barron等,1999;Bowen等,2002;Byard和Shaw,2003)是信息披露质量与分析师预测准确度正相关、与预测分歧度负相关。因为上市公司信息披露的透明度越高,意味着其披露的与上市公司价值相关的信息数量越多、时效性越强,准确性也越高,这也将有利于分析师更准确地进行盈利预测。

国外文献关于公司治理与预测偏差之间关系的直接研究较少,多数都集中在对公司治理透明度(governance transparency)的研究。Bushman等(2004)从财务透明度(financial transparency)和公司治理透明度(governance transparency)两个方面设立模型,测度了公司透明度,并且认为透明度是相关信息机制作用下信息系统模型的综合输出结果。Bhat等(2006)研究发现在控制财务透明度后,公司治理和分析师预测准确度

存在显著的正相关。Hope(2003a、2003b、2004)的系列研究发现,盈利预测的准确度与信息披露水平和会计准则的实施情况正相关。Lin和Tai(2013)认为基于提升投行业绩的利益考量,分析师对治理较差的公司会有一个上偏的推荐,而对于治理较好的公司会有更准确的推荐,并发现分析师对治理较差公司的买入推荐可靠性更低。

国内研究在这个方面起步较晚,关于“公司治理透明度”和“信息披露”并没有进行精确的区别,研究的重心往往偏向于后者。从公司治理与信息披露的关系来看,公司治理涵盖的范围很广,其中就包括了信息披露。所以既有文献都更加注重信息披露和预测准确度之间的关系。国内研究发现分析师预测精度与信息披露质量正相关(方军雄,2007;白晓宇,2009;石桂峰等,2007;刘少波和彭绣梅,2012;张然等,2012),上市公司信息披露质量越高,证券分析师进行盈余预测时基于私人信息的高权重程度就越低(郭杰和洪洁瑛,2009),公司治理结构较好的公司更易吸引分析师的关注(林小驰等,2007)。

## (二) 投资者情绪与分析师预测偏差

投资者情绪的定义目前还没有统一。Baker和Jeffrey(2006)的定义是,情绪一方面反映了投资者的投机倾向,另一方面也反映了投资者对市场整体的乐观或悲观看法。我们总结了国外学者的看法认为,投资者情绪反映了噪音交易的程度,是对参与者各种有限理性心理总体的外在反映。伍燕然和韩立岩(2007)、韩立岩和伍燕然(2007)认为投资者情绪是资产定价的重要因素。由于定价模型中参数涉及盈利预测、分红率、风险溢价、长期增长率等,那么情绪影响分析师盈利预测就是情绪影响资产定价的其中一环。

在以前的文献中,对预测偏差的理性解释最多;有少量对预测偏差的成因提出了一些非理性解释因素,如认知偏差(Easterwood和Nutt,1999)、情境引导的心理偏差(Sedor等,2002)。关于情绪与预测偏差的研究,伍燕然等(2012)首次论证了作为理性投资者的代表之一——分析师的盈利预测偏差也会受到投资者情绪影响。Hribar和McInnis(2012)也发现分析师的预测误差受情绪的影响。基于以上(一)和(二)的分析,本文提出假设1a、1b和1c。

假说1a:情绪对分析师预测偏差有显著性的正向影响。

假说1b:公司治理水平高,则分析师盈利预测偏差小,反之亦然。

假说1c:信息披露质量高,则分析师盈利预测偏差小,反之亦然。

## (三) 解释分析师预测偏差的逻辑

在梳理分析师预测偏差影响因素的系列文献时,我们发现几乎没有同时从理性和有限理性两方面对分析师预测偏差进行解释的研究。如果控制了理性因素(如信息

披露质量、公司治理水平) 投资者情绪是否仍然会对分析师预测偏差产生影响?

经典的金融理论认为,分析师预测存在系统偏差,完全可以用理性的理论解释,如主观的利益驱动等,或者客观因素解释,如信息披露质量、行业特征等。但我们不认可这一观点。我们认为分析师预测偏差除了理性的影响因素外,非理性的因素也会系统性对其产生影响,原因在于“框架依赖”或“框架偏差”(Tversky 和 Kahneman,1981)<sup>①</sup>。

从逻辑上看,分析师预测盈利时,市场情绪作为预测的背景或框架出现,本质上应该与预测的对象公司的基本面因素如利率、业绩等无关<sup>②</sup>,故如果分析师是理性的,那么其不应该受框架(情绪)的影响;如果分析师受框架(情绪)的影响,则其是有限理性的。故即使控制分析师偏差理性的因素——公司治理和信息披露的影响,框架(情绪)还是会显著影响分析师偏差。基于以上逻辑,本文提出假设 2a 和假设 2b。

假说 2a: 控制公司治理水平,情绪仍会对分析师盈利预测偏差有正向显著影响。

假说 2b: 控制信息披露质量,情绪仍会对分析师盈利预测偏差有正向显著影响。

进一步,我们预计,如果其他条件不变,上市公司越透明(治理水平高、信息披露规范),那么真实盈利相对越容易被预测,故分析师预测偏差小;导致分析师受情绪的影响就小,即分析师框架偏差小。如果其他条件不变,上市公司越不透明(治理水平差、信息披露不规范),那么真实盈利相对越难被预测,故分析师预测偏差大;导致分析师受情绪影响大,即分析师框架偏差大。由此,本文提出假设 3a 和假设 3b。

假说 3a: 公司治理水平高的组,情绪对于分析师盈利预测偏差影响小。公司治理水平低的组,情绪对于分析师盈利预测偏差影响大。

假说 3b: 信息披露质量高的组,情绪对于分析师盈利预测偏差影响小。信息披露质量低的组,情绪对于分析师盈利预测偏差影响大。

本文的研究思路从假说 1 到假说 3 层层递进。假说 1 是分别验证非理性因素和理性因素(公司治理、信息披露)是否为分析预测偏差的重要影响因素。假说 2 验证

① 框架:在描述决策问题时,事物的形式以及表达方式等被称为“框架”(frame)。框架依赖(framing dependence):个人会因为问题所处的背景或问题的表达方式不同而改变,这是一种常见的有限理性的现象。由框架依赖导致的认知与决策偏差称为“框架偏差”(framing bias),指人们判断与决策经常依赖框架,即问题的表述形式。

② 巴菲特与 Ben Graham 都认为做投资分析时,基本面对情绪无关。Graham 提出做证券分析要努力防止自己被卷入“市场先生”(Mr. Market)的情绪波动,“市场先生”是他对投资者集体情绪的比喻。巴菲特做投资很成功,却一直工作和生活在美国中部农业州 Nebraska 的奥马哈小城。他既远离华尔街的浮华,也不关注股价短期的波动,因为投资这项工作需要冷静和耐心,而在华尔街可能令他会失去理性,如情绪的传染,进而产生各种决策偏差。他在《伯克夏股份有限公司——1987 年董事长致股东信》中指出“成功需要将良好的市场判断力和不因高度传染的市场情绪影响思维和行为的能力结合起来。我自己在努力保持不被情绪影响的过程中,发现牢记 Graham 的‘市场先生’概念非常有用。”

在控制理性因素的情况下,非理性因素是否也是影响盈利预测偏差的一个不可忽略的因素。这组验证将对传统解释——盈利预测偏差都是由于理性因素引起的——提出挑战。假说3是对假说2的进一步延伸,验证情绪对于分析师预测偏差的影响大小是否会随公司的治理水平或者信息披露质量而有所不同。这组假设可以帮助我们理解情绪对分析师的影响跟该公司所处的信息环境和治理水平之间的关系。

### 三 研究设计与数据说明

本文采用面板回归方法对上市公司的公司治理、信息披露、投资者情绪与分析师盈利预测偏差之间的关系进行研究。

#### (一) 模型形式

本文考虑的非理性因素是投资者情绪,首先,构建了仅考虑情绪因素的模型(1),形式如下:

$$MFbias_{i,T,t} = \alpha_i + \beta_0 Senti\_macro_{t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$MFbias_{i,T,t}$ 表示修正的预测偏差。考虑到情绪将滞后预测偏差值,本文进行回归时使用的是滞后一期( $t-1$ 月)的情绪<sup>①</sup>。之所以选择 $t-1$ 月的情绪,主要是考虑到从分析师撰写预测报告到在数据库发布预测结果之间存在时间差。朝阳永续数据库发布盈利预测的步骤:第一步,分析师构思报告(通常分析师会有个主观的预测);第二步,撰写预测报告;第三步,分析师所任职的公司进行合规审查;第四步,发给投行的机构客户;第五步,朝阳永续获得数据录入数据库;第六步,朝阳永续数公司汇总100多家券商的预测,制作个股的一致预期。

此外,为了避免情绪中含有的宏观经济因素可能会对回归结果造成影响而弱化本文结论,本文选用控制了宏观经济因素的情绪( $Senti\_macro$ )进行模型的构建与回归,篇幅所限,结果备索。

其次,本文构建了仅考虑理性因素(公司治理水平和信息披露质量)的模型。本文加入了6个控制变量,目的是为了控制上市公司的规模情况、公司资产负债水平、盈利水平及其波动情况、行业以及分析师的关注度等因素对于分析师预测偏差的影响。模型形式如下:

$$MFbias_{i,T,t} = \alpha_i + \beta_1 GVN_{i,t} + \gamma_1 MV_{i,t} + \gamma_2 DR_{i,t} + \gamma_3 ROE_{i,t}$$

① 事实上,我们发现无论采用 $t$ 期或 $t-2$ 期的情绪指数,不会对本文的结论产生实质性的影响。

$$+ \gamma_4 SD_{i,t} + \gamma_5 Insti_{i,t} + \gamma_6 Industry + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$MFbias_{i,T,t} = \alpha_i + \beta_1 Grade_{i,t} + \gamma_1 MV_{i,t} + \gamma_2 DR_{i,t} + \gamma_3 ROE_{i,t} + \gamma_4 SD_{i,t} + \gamma_5 Insti_{i,t} + \gamma_6 Industry + \varepsilon_i \quad (3)$$

最后 本文将理性因素和非理性因素都纳入模型 构建的模型形式如(4)、(5)所示。

$$MFbias_{i,T,t} = \alpha_i + \beta_0 Senti\_macro_{t-1} + \beta_1 GVN_{i,t} + \gamma_1 MV_{i,t} + \gamma_2 DR_{i,t} + \gamma_3 ROE_{i,t} + \gamma_4 SD_{i,t} + \gamma_5 Insti_{i,t} + \gamma_6 Industry + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$MFbias_{i,T,t} = \alpha_i + \beta_0 Senti\_macro_{t-1} + \beta_1 Grade_{i,t} + \gamma_1 MV_{i,t} + \gamma_2 DR_{i,t} + \gamma_3 ROE_{i,t} + \gamma_4 SD_{i,t} + \gamma_5 Insti_{i,t} + \gamma_6 Industry + \varepsilon_i \quad (5)$$

表 1 模型中各变量及其含义

被解释变量	含义
$MFbias_{i,T,t}$	修正后的预测偏差值 表示第 $T$ 年 $t$ 月 分析师对 $T+1$ 年的 $i$ 公司每股盈利预测值与 $T+1$ 年每股盈利实际值之间的差值经股本调整和 BPS 标准化后的偏差。
解释变量	
$Senti\_macro_t$	情绪指数 表示第 $t$ 期控制宏观经济因素之后的投资者情绪指数。
$GVN_{i,t}$	公司治理水平 表示 $i$ 公司在第 $t$ 期的公司治理水平 虚拟变量。
$Grade_{i,t}$	信息披露质量 表示 $i$ 公司在第 $t$ 期的信息披露考核结果 虚拟变量。
控制变量	
$MV_{i,t}$	$i$ 公司 $t$ 期流通市值 表示第 $t$ 期期末的可交易的流通股股数和当时股价的乘积 , 取对数。
$DR_{i,t}$	$i$ 公司 $t$ 期资产负债率 表示第 $t$ 期期末公司的负债总额同资产总额的比率。
$ROE_{i,t}$	$i$ 公司 $t$ 期净资产收益率 表示第 $t$ 期期末净利润与平均股东权益的百分比。
$SD_{i,t}$	$i$ 公司 $t$ 期收益率的波动率 表示对于 $t$ 期之前的前 12 个月股票收益率的波动率。
$Insti_{i,t}$	$t$ 期预测 $i$ 公司的机构数 表示在 $t$ 期对 $i$ 公司每股收益有预测的机构数目。
$Industry$	行业分类 按照 GICS 一级行业 虚拟变量。

## (二) 被解释变量: 分析师盈利预测偏差

预测偏差指的是分析师对于盈利的一致预测值和实际的盈利值之间的差异。分析师盈利预测一致预期指标的含义指市场上各家投资银行的行业分析师对同一家上市公司的盈利情况做出预测 并且对于预测数据取一个综合预测。在大多数的英文文献中 分析师对盈利一致预期的数据主要由美国 I/B/E/S 数据库所提供 并且被国外学者广泛运用。我们选用的是国内与美国 I/B/E/S 数据库类似的朝阳永续数据库。

本文真实的每股收益数据时间段是 2007 年 1 月 - 2013 年 12 月。预测数据样本

选取自 2006 年 1 月 - 2011 年 12 月, 包括深交所主板市场中有一致预期的所有上市公司。真实每股收益 ( $Eps$ ) 和每股净资产 ( $Bps$ ) 的数据来自 wind 数据库。对于每股收益, 本文选择扣除非经常收益的并且按照期末股本摊薄的每股年度收益。每股净资产采取期末股本摊薄的每股净资产值 (季报值)。其他控制变量和构建情绪指数的变量数据均来自 wind 数据库。

1. 指标构建。本文选取的一致预期的数据, 是分析师在  $T$  年的第  $t$  个月 ( $1 \leq t \leq 12$ ) 对  $i$  公司 ( $i$  是深交所全部主板全部上市公司)  $T+1$  年的年度盈利水平进行预测, 属于月度数据。本文选取包括从 2006 年 1 月至 2011 年 12 月在内的月度数据构建面板模型, 所获得预测偏差的样本应该是 72 个月的月度数据。初步的模型构建如下:

$$Fbias_{i,T,t} = Feps_{i,T,t} - Eps_{i,T+1} \quad (6)$$

其中,  $Fbias_{i,T,t}$  是预测偏差值, 表示第  $T$  年  $t$  月, 分析师对  $T+1$  年的  $i$  公司每股盈利预测值与  $T+1$  年每股盈利实际值之间的差值 (未经股本调整和 BPS 标准化后) 的偏差。

考虑到预测期和实际期之间有一段 (12 至 24 个月) 的时间差, 在这段时间内, 可能出现股本变更 (送股、增发配股等)。而由于股本变更的情况在分析师进行盈利预测之时没有发生 (当然分析师当期也难以预测来年股本数目的变化), 而在预测期之后发生; 但是在来年年报所报告的每股盈利, 又是基于变动之后的总股本, 这样势必导致初步模型获取的预测偏差存在问题<sup>①</sup>。在计算预测偏差值的时候, 应将股本变动的因素考虑进去。本文自行构建了一个调整系数  $\lambda$ , 构建方法是用  $T+1$  年的股本总数除以预测期  $T$  年  $t$  月的总股本数, 如下:

$$\lambda_{T+1} = \frac{N_{T+1}}{N_{T,t}} \quad (7)$$

构建调整系数  $\lambda$  的目的是用来调整年度的  $Eps_{i,T+1}$  值, 使得  $Feps_{i,T,t}$  和  $Eps_{i,T+1}$  具有可比性, 两者相减之后可以获得合理的预测偏差值。加入调整系数后的模型如下:

$$AFbias_{i,T,t} = Feps_{i,T,t} - Eps_{i,T+1} \times \lambda_{T+1} \quad (8)$$

其中,  $AFbias_{i,T,t}$  是股本调整后的预测偏差值, 表示第  $T$  年  $t$  月, 分析师对  $T+1$  年

<sup>①</sup> 举个例子, 分析师在 2006 年 5 月对某 A 公司 2007 年年度的每股收益进行预测, 得到的一致预期值  $Feps = 1$  元/股, 当时的总股本数为 1 万; 而该公司 2007 年年报显示的每股收益  $Eps = 0.6$  元/股, 当时的总股本数为 2 万, 因为该公司于 2006 年 6 月公积金转赠 1 万股。如果利用上述初步构建的模型, 则得到的预测偏差  $Fbias = 1 - 0.6 = 0.4$  元/股, 这样就没有考虑到股本变动的情况。实际上, 对于 2007 年, 如果其总股本数没有发生变化, 仍然是 1 万股 (而不是 2 万), 那么每股收益的实际值应该是  $Eps = 0.6 \times 2 = 1.2$  元/股, 合理的预测偏差值应该是  $Fbias = 1 - 1.2 = -0.2$  元/股。



的  $i$  公司每股盈利预测值与  $T+1$  年每股盈利实际值之间的差值经股本调整后的偏差。

加入调整系数之后,就可以求出每个公司合理的盈利预测偏差,但是这样的预测偏差可能过度依赖公司股价的高低,所以直接求差的算法将导致预测偏差在不同的公司之间不具有可比性<sup>①</sup>。本文纳入每股净资产  $Bps$  值,  $Bps$  为预测期  $T$  年  $t$  月所对应的季度值。于是,对式(8)进行标准化修正,修正后的模型如下:

$$MFbias_{i,T,t} = \frac{Feps_{i,T,t} - Eps_{i,T+1} \times \lambda_{T+1}}{Bps_{i,t}} \quad (9)$$

为简化起见,  $MFbias$  简称为预测偏差。

表 2	有一致预期的公司的数目情况(2006 年 1 月-2011 年 12 月)					个
月份	2006	2007	2008	2009	2010	2011
1	164	191	206	249	337	423
2	156	190	201	249	299	423
3	166	195	211	252	306	423
4	172	207	224	276	342	426
5	178	209	226	286	340	426
6	202	203	207	283	338	426
7	212	200	201	280	312	425
8	217	218	222	295	332	425
9	214	216	225	302	333	425
10	214	212	227	336	339	424
11	207	208	219	351	326	424
12	192	209	243	356	318	424
均值	191	205	218	293	327	425

数据来源: 朝阳永续数据库。

2. 描述性统计。根据上述模型获取的预测偏差的值还不能作为最后回归所使用的数据。本文对异常值进行了剔除: 首先,对于标准化所使用的  $Bps$  值,本文只取

<sup>①</sup> 如对某 A 公司: 盈利预测值  $Feps = 2$  元, 实际值  $Eps = 1$  元, 则预测偏差  $Fbias = 1$  元; 公司股价  $P = 50$  元; 而某 B 公司: 盈利预测值  $Feps = 0.2$  元, 实际值  $Eps = 0.1$  元, 则预测偏差  $Fbias = 0.1$  元; 公司股价  $P = 2$  元; 这样会造成预测偏差数据本身在不同公司之间没有可对比性, 所以我们考虑将其标准化。国外的大部分文献使用预测偏差除以股价进行标准化。考虑到股价本身也会受到市场投资者情绪的影响, 所以本文对预测偏差除以相对客观的每股净资产值  $Bps$ 。

$Bps \geq 0.5$  的公司。因为有些公司的每股净资产为负值或者特别小<sup>①</sup>,对这样的公司进行预测偏差的计算时会形成异常值;其次,求得  $MFbias$  值之后,本文对当月  $Fbias$  的前 5 个值和后 5 个值加以剔除<sup>②</sup>,最终形成本文用以回归的样本(参见表 2 和表 3)。

由表 2 和表 3 可以看出,深交所主板 A 股的一致预期偏差的样本量逐年递增,且在 2009 年有一个明显的增加,说明分析师对于整个市场的关注度在逐年提升,即其对更多的上市公司进行盈利预测工作。

表 3 标准化并剔除了异常值后的预测偏差数据的描述性统计(2006 年 1 月–2011 年 12 月)

	时间	样本量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
预测偏差	2006	1914	-0.06	0.00	0.45	-2.09	0.23
	2007	2398	0.13	0.10	1.16	-0.61	0.19
	2008	2618	0.12	0.08	1.42	-0.58	0.19
	2009	3471	0.05	0.03	1.07	-0.62	0.15
	2010	3850	0.09	0.07	1.25	-0.67	0.16
	2011	3623	0.13	0.09	5.51	-0.98	0.26
	总 72 个月	17 874	0.08	0.06	5.51	-2.09	0.21

数据来源: 朝阳永续数据库。

观察预测偏差的均值,可以发现均值的大小整体上为正,按年度看仅在 2006 年为负,说明分析师的预测值从平均的角度看来都高于实际水平,预测结果具有乐观偏差,但在某些阶段也有悲观偏差。

### (三) 解释变量

1. 投资者情绪指数。本文参考 Brown 和 Cliff(2004)、Baker 等(2006)与伍燕然等(2012)的研究,引入了 4 个情绪代理的指标: 封闭型基金折价率(CEFD, the closed-end fund discount)、换手率(TURN, the share turnover)、月平均 IPO 首日回报率(RIPO, the return of initial public offerings)和月度市场新增开户数(NACC, the new account),利用主成分分析方法,构建了 2006 年 1 月至 2011 年 12 月的情绪指数(sentiment)。随后本文为了控制情绪中理性预期的因素,如投资者乐观,源于两方面因素——看好宏观经

① 如\* ST 吉药(000545),其每股净资产值从 2006 至 2010 年一直在 0.05–0.3 元之间变动,2010 年第四季度甚至是负值。

② 对比初步获得的  $Fbias$  和剔除前后 5 个值的修正后的  $Fbias$ ,样本量的最大值和最小值之间的差距明显减小,而且标准差也减小了;所以按此方法去掉极端值之后,能够保证后面的回归结果更加稳健。

济的理性因素和有限理性的因素(2007年宏观经济处于繁荣期,这是看好股市理性的原因,但是相信所谓“黄金十年”就是有限理性的行为),故使用国家统计局的宏观经济景气先行指数数据(macroeconomic leading indicators)作为控制因子,去掉了情绪中含有的宏观因素的成分,形成了控制宏观经济因素情绪指标(*Sentiment-macro*)。最后,我们对该指标做单调变换如下:

$$Senti\_macro = \log(Sentiment\_macro + 2) \quad (10)$$

表4 情绪指数和控制宏观经济因素的情绪指数的统计性描述(2006年1月-2011年12月)

变量	样本量	均值	中位数	最大值	最小值	方差
<i>Sentiment</i>	71	0.00	-0.28	3.01	-1.22	0.91
<i>Sentiment_macro</i>	71	0.00	-0.25	2.70	-1.36	0.84
<i>Senti_macro</i>	71	0.61	0.56	1.55	-0.45	0.41

数据来源:自行合成与wind数据库。

2. 公司治理水平和信息披露质量。(1) 公司治理。国内外文献中关于公司治理与预测偏差之间关系的直接研究较少,一个很重要的原因就是历年的公司治理水平的衡量指标较难获得。国内南开大学每年撰写中国公司治理指数和评价报告,但是该数据为内部数据难以获得。本文在此提出一个新思路,借鉴市场上两个公开的治理指数——深交所发布的深证治理指数和巨潮治理指数,以上市公司是否被纳入两个指数作为衡量公司治理水平是否优秀的标准。

表5 深证治理指数的历史样本股的变动(2006年1月-2011年12月) 个

时间	2006			2007		2008		2009	2010	2011
	1月	4月	7月	1月	7月	1月	7月	7月	7月	7月
纳入股票数(+)	40	—	4	1	2	1	4	4	4	3
剔除股票数(-)	0	2	2	1	2	1	4	4	4	3
属于主板A股的股票数	37	35	37	37	36	36	37	37	37	35
合计	40	38 <sup>a</sup>	40	40	40	40	40	40	40	40

数据来源:深圳证券交易所。

说明:a表示深证治理指数在2006年1月24日进行原始样本股的纳入,随后又在4月24日进行调整,剔除了扬子退市(000866)和中原退市(000956)样本股仅38只。接着又于7月24日进行再调整,纳入4只股票,剔除2只股票,使得样本量恢复到了40只。

深证治理指数(SZSE Corp. Governance Index, 指数代码 399327) 由深市公司治理有效、经营业绩达到一定标准的 40 只股票组成。从 2006 年 1 月发布, 基期为 2002 年 12 月 31 日, 基点为 1000, 样本股数量为 40。由 wind 数据库获得的深证治理指数 2006–2011 年间的历史样本股变动如下:

深证治理指数在编制的过程中, 从 2006 年 1 月 24 日纳入样本股, 随后在该年份进行了 3 次样本股的调整, 2007 年和 2008 年分别是半年一次对样本股进行调整; 从 2009 年开始, 调样频率变为 1 年一次, 调样时间为每年 7 月。

巨潮治理指数(CNINFO CORP. GOVERNANCE INDEX, 指数代码 399322) 由深沪市场中公司治理结构有效、经营业绩达到一定标准的 100 只股票组成, 选股主要参考公司治理结构评分、企业规模和经营绩效等因素。巨潮治理指数从 2005 年 12 月发布, 基期为 2002 年 12 月 31 日, 基点为 1000。由 wind 数据库获得的巨潮治理指数自 2005 年 12 月纳入样本股以来, 2006–2011 年期间没有进行调样, 最早的调样时间为 2011 年 7 月 1 日。在 2006–2011 年期间, 属于巨潮治理指数样本股中深交所主板的股票有 34 只(未变动)。

深证治理指数和巨潮治理指数中的样本股都具有整体经营规范、公司治理结构好、盈利能力出色等特点。据此, 本文将深证主板 A 股是否作为样本股纳入这两个指数之一, 作为上市公司治理水平优秀和非优秀的划分标准。据此对深交所上市公司的公司治理水平(Governance) 构建虚拟变量, 优秀设为 1( $GVN=1$ ), 非优秀组为 0( $GVN=0$ )。

(2) 信息披露。本文选取深交所信息披露考核结果作为信息披露质量的衡量指标, 数据的权威性和连贯性都可以得到保障。深交所自 2001 年开始对上市公司进行信息披露考评, 考评结果作为上市公司诚信档案管理的一部分, 考评结果分为四个等级, 分别是优秀(A)、良好(B)、合格(C)与不合格(D), 这为本文后面的分组提供了依据。该考评办法主要是参考《深圳证券交易所上市公司信息披露工作考核办法(2008 年版和 2001 年版)》<sup>①</sup>, 以一个年度为一个考核期间, 对当年 12 月 31 日前上市的公司信息披露工作考核。考核主要从真实性、准确性、完整性、及时性、合法合规性和公平性等六个方面对上市公司每一次信息披露工作进行考核, 考核的标准和范围相当全面。

我们对公司信息披露的等级进行了一项赋值工作, 以便进行回归分析。我们将考评结果为优秀(A)、良好(B)、合格(C)与不合格(D) 分别赋予了 4、3、2、1 四个数值, 下面回归过程中使用的 Grade 值就是对于考评结果的赋值。

<sup>①</sup> 现行的深交所上市公司信息披露工作考核办法于 2011 年颁布, 考核时间以会计年度(上年 5 月 1 日至当年 4 月 30 日) 为准; 由于本文的数据的时间跨度为 2006–2011 年, 所以仍然参考旧版(2008 年和 2001 年版) 的信息披露考核办法。

类似处理公司治理的方法,本文根据信息披露考核的等级将样本进行分组:信息披露评级为优秀的分为一组,为达标组;其余的(包括良好、合格和不合格的)分为一组,作为未达标组。因为根据深交所的规定,对于强制性的信息披露如果都达到深交所规定的要求,则评级为优秀;如果有任何一点要求没有达标,则将被评为良好、合格甚至不合格。据此,本文将优秀评级的单独列出成为一组,其余的都放在未达标组。

3. 控制变量。本文加入6个控制变量,包括三个财务相关控制变量,即公司流通市值、净资产收益率以及资产负债率;为了控制风险的影响,加入前12个月股票收益率的标准差;本文还加入预测机构数作为控制分析师关注度的变量;此外,还控制了行业。

对于公司流通市值的指标,选择的是每个月月末该公司的股票流通市值,单位是亿;对流通市值变量取对数,得到回归所用的公司流通市值(*ln-Market Value*,记*MV*,月度值)。净资产收益率(*ROE*)和资产负债率(*DR*, *Debt Ratio*)均为季度值,对于这两个变量的处理,本文将大于等于5和小于等于-5的值视为异常值(大约占样本的1%),将其剔除。前12个月股票收益率的标准差(*12 month SD*)为月度值。预测机构数(*Institution*)中剔除了为0的值,选择的数据都是大于等于1的值,这表示对于某家公司,必须有1个或者以上的分析师对其进行盈利预测。

表6 控制变量的统计性描述(2006年1月-2011年12月)

控制变量	样本量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
<i>MV</i> ( <i>ln-Market Value</i> )	17 874	3.54	3.47	7.70	0.53	1.02
<i>DR</i> ( <i>Debt Ratio</i> )	17 874	0.53	0.54	0.98	-0.08	0.18
<i>ROE</i>	17 874	0.05	0.04	1.00	-2.38	0.10
<i>12 months SD</i>	17 874	0.16	0.15	3.88	0.00	0.11
<i>Institutions</i>	17 874	6.49	4	51	1	6.76

数据来源:wind 数据库。

## 四 公司治理、信息披露与预测偏差的经验分析

### (一) 治理结果与分析

本文对投资者情绪指数、公司治理和分析师盈利预测偏差之间的关系进行了面板回归。本文对预测偏差和情绪指数(控制宏观后)都做了单位根检验,检验结果通过

了5%水平下的 ADF 检验,数据平稳。由于行业是虚拟变量而且不随时间变化,理论上无法用固定效应,我们只能用随机或混合效应。BP-LM 检验显示应采用随机效应。回归结果如表 7 所示。

表 7 公司治理、投资者情绪与预测偏差的回归结果

解释变量	总体回归		优秀组	非优秀组
<i>Senti-macro</i> (-1)	0.10 *** (26.20)	0.07 *** (19.14)	0.05 *** (5.83)	0.08 *** (17.97)
<i>DR</i>		0.03 * (1.73)	-0.13 *** (-2.80)	0.05 *** (2.94)
<i>ROE</i>		0.11 *** (6.39)	0.15 *** (3.37)	0.12 *** (6.42)
<i>SD</i>		0.03 * (1.82)	-0.11 (-1.50)	0.03 (1.77)
<i>MV</i>		0.06 *** (26.73)	0.08 *** (14.71)	0.06 *** (24.78)
<i>Institutions</i>		-0.001 *** (-3.80)	-0.001 (-1.29)	-0.001 *** (-3.24)
<i>GVN</i>		-0.04 *** (-4.18)		
截距项	0.07 *** (3.41)	-0.12 *** (-5.77)	-0.20 *** (-3.95)	-0.14 *** (-6.06)
<i>Industry</i>		已控制		
样本量	17 911	17 874	2702	15 172
R <sup>2</sup>	0.04	0.10	0.16	0.09

说明:小括号内为 Z 值,\*、\*\*、\*\*\*分别为统计量在 10%、5%和 1%的水平显著。下表同。

表 7 的回归结果显示:(1)无论总体或分组回归方程中,情绪的系数对应的 Z 值均在 1%水平下显著。这支持了假说 1a,即投资者情绪对于分析师盈利预测偏差具有显著影响;并且假说 2a 得以验证,即控制公司治理水平,情绪会对分析师盈利预测偏差产生显著影响;(2)公司治理(*GVN*)的系数显著为负,说明公司治理与预测偏差呈现负相关关系,假说 1b 得以验证。(3)根据公司治理水平分组后的回归结果,公司治理水平为优秀组的情绪系数明显小于公司治理水平为非优秀组的情绪系数。这支持了假说 3a 的成立,即公司治理水平高的组,情绪对于分析师盈利预测偏差影响小。

本文还对公司治理水平是否会对分析师盈利预测偏差产生显著影响进行了假设检验。采用的方法是均值检验(T检验)。均值检验原假设  $H_0$  是预测偏差均值为 0。组间比较的原假设  $H_0$  是两组的均值相等。检验结果如表 8 所示。

表 8 公司治理水平与预测偏差的组别差异检验

变量	公司治理	样本量	百分比	均值	T 检验
<i>MFBias</i>	<i>GVN</i> = 0	15 172	84. 88	0. 10 <sup>***</sup> ( 56. 73)	0. 07 <sup>***</sup> ( 16. 60)
	<i>GVN</i> = 1	2702	15. 12	0. 03 <sup>***</sup> ( 7. 67)	

说明: T 检验(单边)法,小括号中为 T 值。

上表的检验结果显示所有检验均拒绝原假设。一是说明无论公司治理优秀与否,预测偏差都是显著大于 0 的,说明乐观偏差的普遍性。二是根据公司治理水平进行分组,两组之间的均值存在显著性差异,而且公司治理优秀组的预测偏差显著小于公司治理非优组的预测偏差。因此假说 1b 再次得以证实,即公司治理水平的高低对分析师盈利预测偏差产生显著反向影响。

## (二) 信息披露的结果与分析

信息披露在公司治理中扮演重要角色。公司治理涵盖的范围比较大,国内外对于公司治理的评价体系里,信息披露都占据了很重要的一部分。国际标准普尔公司于 1998 年设计的公司治理评分体系中,明确包括了财务透明性和信息披露;里昂证券(亚洲)公司治理评价体系中对于单个公司的 7 个评价方面包括公司透明度,该指标的分项指标内主要内容都是关于信息披露。下面我们将用面板回归检验假设 1c、2b 和 3b,结果如表 9 所示。

表 9 总体回归中信息披露(*Grade*)的回归系数是显著负的,说明信息披露质量会对分析师盈利预测偏差产生显著反向影响,证实假说 1c。控制了信息披露质量后,投资者情绪仍对分析师盈利预测偏差产生显著影响,支持了假说 2b 的成立。控制变量的结果与公司治理的结果类似。

分组回归结果表明:两组的投资者情绪的回归系数都显著,再次支持了假说 1a、2b。进一步的,比较达标组和未达标组中投资者情绪系数的大小,可以发现达标组里,投资者情绪的系数较小,这支持了假说 3b。

表 9 信息披露、投资者情绪与预测偏差的回归结果

解释变量	总体回归	达标组	非达标组
<i>Senti-macro</i> (-1)	0.07 *** (18.61)	0.05 *** (6.36)	0.07 *** (16.03)
<i>DR</i>	0.02 * (1.65)	-0.05 (-1.14)	0.03 * (1.87)
<i>ROE</i>	0.12 *** (6.75)	0.24 *** (5.21)	0.09 *** (4.67)
<i>SD</i>	0.03 * (1.76)	0.03 * (1.67)	0.04 * (1.95)
<i>MV</i>	0.06 *** (27.04)	0.06 *** (10.79)	0.06 *** (24.06)
<i>Institutions</i>	-0.001 *** (-3.77)	-0.001 *** (-2.69)	-0.001 *** (-3.22)
<i>Grade</i>	-0.02 *** (-6.34)		
截距项	-0.08 *** (-3.30)	-0.11 * (-1.73)	-0.13 *** (-5.73)
<i>Industry</i>		已控制	
样本量	17 874	2848	15 026
R <sup>2</sup>	0.10	0.10	0.09

我们还对公司信息披露质量是否会对分析师盈利预测偏差产生显著影响进行了假设检验,采用的方法是方差检验(Anova F-test 检验)。原假设  $H_0$  是各组(按信息披露质量划分为4组)间偏差均值无显著差异。检验结果见表10。

表10的检验结果显示F检验拒绝原假设  $H_0$ 。一是说明按公司信息披露质量分组,各组的分析师预测偏差均值有显著差异;二是各组偏差的均值顺序说明公司信息披露质量越高,分析师盈利预测偏差就越小。因此假说1c得以证实,即公司信息披露质量对分析师盈利预测偏差产生显著反向影响。

表 10 按公司信息披露质量分组的分析师预测偏差均值的组别差异检验(方差检验)

变量	信息披露	样本量	百分比	均值	Anova F 检验
<i>MBias</i>	D	203	1.14	0.13	77.85 ***
	C	3540	19.81	0.12	
	B	11 283	63.13	0.08	
	A	2848	15.93	0.04	



## 五 稳健性检验

### (一) 公司治理

由前面的表 2 可以看出,本文选用的深交所主板市场的股票中被分析师进行盈利预测分析的股票数目随着时间推移而逐渐增加。样本量分布并不“均匀”,存在“头轻脚重”的现象,面板相当不平衡。不平衡主要体现在:表 2 显示 2011 年有 400 多只股票有一致预期,而 2006 年时有一致预期的股票只有 100 多只,相差悬殊。

表 11 公司治理、投资者情绪与预测偏差的回归结果(调整后样本)

解释变量	总体回归		优秀组	非优组
<i>Senti-macro</i> (-1)	0.11 *** (28.11)	0.07 *** (18.05)	0.05 *** (5.12)	0.08 *** (17.23)
<i>MV</i>		0.07 *** (22.34)	0.08 *** (11.75)	0.07 *** (22.41)
<i>DR</i>		-0.02 (-0.75)	-0.09* (-1.96)	0.01 (0.53)
<i>ROE</i>		0.13 *** (6.10)	0.16 *** (3.33)	0.13 *** (5.45)
<i>SD</i>		0.13 *** (4.11)	-0.11 (-1.05)	0.16 *** (4.82)
<i>Institutions</i>		-0.001 ** (-0.23)	-0.001* (-1.75)	-0.001 (-1.36)
<i>GVN</i>		-0.03 *** (-2.74)		
<i>Industry</i>		已控制		
$R^2$	0.08	0.13	0.14	0.16

故本文对原始样本做了这样的处理:选用 2008 年 6 月<sup>①</sup>的有一致预期的股票数目(共 211 只)作为样本范围。本文将选取的新样本称作调整后的样本量,原样本称作调整前的样本量。调整后的样本量波动明显减少,基本上是一个较稳定的状态,降低面板数据的不平衡性。根据调整后的样本,本文重复上述回归,结果如表 11 所示。其表明调整样

① 选择 2008 年 6 月是希望样本量的大小尽可能地均衡,所以选择最中间的月份,取得截面,然后进行时间上向前后的延伸,构成新的面板数据。

本量后的结果同样支持假说 1a、1b、2a 和 3a 的成立,证实了原样本的回归结果具有稳健性。

## (二) 信息披露

沿用以上对样本量的修正方法,本文对由 211 只股票样本构成的面板数据再次进行了信息披露、投资者情绪和预测偏差的回归分析,回归结果如下:

表 12 信息披露、投资者情绪与预测偏差的回归结果(调整后样本)

解释变量	总体回归	达标组	未达标组
<i>Senti-macro</i> (-1)	0.08*** (18.21)	0.05*** (6.12)	0.08*** (14.99)
<i>MV</i>	0.07*** (21.69)	0.05*** (8.47)	0.07*** (21.63)
<i>DR</i>	-0.01 (-0.63)	-0.00 (-0.13)	-0.02 (-1.01)
<i>ROE</i>	0.13*** (6.15)	0.26*** (5.74)	0.07*** (3.11)
<i>SD</i>	0.13*** (4.25)	0.20 (3.92)	0.16*** (4.21)
<i>Institutions</i>	-0.001** (-2.11)	-0.00 (-0.75)	-0.001** (-1.69)
<i>Grade</i>	-0.01*** (-4.18)		
<i>Industry</i>	已控制		
$R^2$	0.13	0.12	0.15

对调整后的样本,表 12 的回归结果显示结论很稳健:(1) 总体性回归结果显示情绪的系数和信息披露的系数依然显著,验证了假说 1a、1c 和 2b;(2) 达标组里情绪的系数要小于未达标组里情绪的系数。说明情绪对于信息披露达标公司的影响小于对于信息披露未达标的公司;这也验证了信息披露水平高的公司,情绪对于预测偏差影响小,假说 3b 得以验证。证实了原样本的回归结果具有稳健性。

## 六 结论

传统金融学在研究预测偏差的成因中,作为理性因素之一的公司信息披露对预测偏差产生影响,已经得到证实。伍燕然等(2012)证实了卖方分析师作为“理性投资者”的群体,也会在盈利预测的过程中如其他噪音交易者一样受到投资者情绪的影响。

响。但纵览以往文献,还尚未有有限理性因素对分析师预测偏差的影响程度与公司治理水平或者信息披露关系的研究,或对于预测偏差的研究暂时还没有将理性因素和非理性因素结合起来。

本文首次尝试探究如果控制部分理性因素——公司治理水平和信息披露度,非理性因素对于分析师预测偏差是否还存在影响,以及是否有影响差异。结论如下:首先,公司治理水平和信息披露质量(理性因素的代表)对分析师预测偏差与误差有显著影响。其次,在分别控制信息披露质量、公司治理水平后,投资者情绪(不完全理性因素的代表)仍对分析师盈利预测偏差产生显著正向影响。再次,对于信息披露质量高、公司治理水平好的公司,分析师盈利预测偏差受投资者情绪的影响小;反之亦然。最后,我们用行为金融的基础理论之一——框架依赖偏差,解释了情绪对分析师偏差影响的机理。

本文研究结论具有理论与现实意义:一方面,分析师的盈利预测结果无论是作为投资活动的参考范本或是作为其他研究的基础,本文探究出来的情绪、公司治理水平和信息披露度之间的关系,均可以作为盈利预测调整因子加入到定量模型中,为分析师更准确进行盈利预测奠定基础。另一方面,分析师盈利预测结果又能对公司本身的治理经营和信息披露等行为起到监督作用。

#### 参考文献:

- 白晓宇(2009):《上市公司信息披露政策对分析师预测的多重影响研究》,《金融研究》第4期。
- 方军雄(2007):《我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测》,《金融研究》第11期。
- 郭杰、洪洁瑛(2009):《中国证券分析师的盈余预测行为有效性研究》,《经济研究》第11期。
- 韩立岩、伍燕然(2007):《投资者情绪与IPOs之谜——抑价或者溢价》,《管理世界》第3期。
- 林小驰、欧阳婧、岳衡(2007):《谁吸引了海外证券分析师的关注》,《金融研究》第1期。
- 刘少波、彭绣梅(2012):《公平信息披露与分析师预测精度——来自中国上市公司的经验证据》,《证券市场导报》第3期。
- 石柱峰、苏力勇、齐伟山(2007):《财务分析师盈利预测精确度决定因素的实证分析》,《财经研究》第7期。
- 伍燕然、韩立岩(2007):《不完全理性、投资者情绪与封闭式基金之谜》,《经济研究》第3期。
- 伍燕然、潘可、胡松明、江婕(2012):《行业分析师盈利预测偏差的新解释》,《经济研究》第4期。
- 张然、王会娟、张路(2012):《本地优势、信息披露质量和分析师预测准确性》,《中国会计评论》第6期。
- Abarbanell J. S. and Bernard, V. "Tests of Analysts' Overreaction/Underreaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behavior." *Journal of Finance* 1992 47 pp. 1181-1207.
- Baker M. and Jeffrey, W. "Investor Sentiment and the Cross Section of Stock Return." *Journal of Finance* 2006 4, pp. 1645-1680.
- Barron, O. E.; Kile, C. O. and O'Keefe, T. B. "MD&A Quality as Measured by the SEC and Analysts' Earnings Forecasts." *Contemporary Accounting Review* 1999 16 pp. 75-109.

- Bhat , G. ; Hope , O. and Kang , T. “Does Corporate Governance Transparency Affect the Accuracy of Analyst Forecasts?” *Accounting & Finance* ,2006 ,46( 5) pp. 715-732.
- Bowen , R. M. ; Davis , A. K. and Matsumoto , D. A. “Do Conference Call Affect Analysts’ Forecasts?” *The Accounting Review* 2002 ,77( 2) pp. 285-316.
- Brown , G. W. and Cliff , M. T. “Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market. ” *Journal of Empirical Finance* , 2004 , 11 , pp. 1-27.
- Bushman , R. M. ; Joseph , D. P. and Abbie , J. S. “What Determines Corporate Transparency?” *Journal of Accounting Research* 2004 ,42( 2) pp. 207-252.
- Byard , D. and Shaw , K. W. “Corporate Disclosure Quality and Properties of Analysts’ Information Environment. ” *Journal of Accounting Auditing and Finance* 2003 ,18 pp. 355-378.
- De Bondt , W. F. M. and Thaler , R. H. “Do Security Analysts Overreact?” *The American Economic Review* , 1990 , 80 , pp. 52-57.
- Easterwood , J. C. and Nutt , S. R. “Inefficiency in Analysts’ Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?” *The Journal of Finance* ,1999 ,10 pp. 1777-1797.
- Hope , O. “Disclosure Practices , Enforcement of Accounting Standards and Analysts’ Forecast Accuracy: An International Study. ” *Journal of Accounting Research* , 2003a , 41 , pp. 235-272.
- Hope , O. “Accounting Policy Disclosures and Analysts’s Forecast. ” *Contemporary Accounting Research* , 2003b , 20 , pp. 295-321.
- Hope , O. “Variations in the Financial Reporting Environment and Earnings Forecasting. ” *Journal of International Finance Management and Accounting* , 2004 , 3 , pp. 21-43.
- Hribar , P. and McNinnis , J. “Investor Sentiment and Analysts’ Earnings Forecast Errors. ” *Management Science* , 2012 , 58 ( 2) , pp. 293-307.
- Lin , Ji-Chai and Tai , V. W. “Corporate Governance and Analyst Behavior: Evidence from an Emerging Market. ” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* , 2013 , 42 , pp. 228-261.
- Lee , C. ; Shleifer , A. and Thaler , R. “Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle. ” *Journal of Finance* , 1991 , 46 , pp. 75-109.
- Lung , M. and Lundholm , R. J. “Corporate Disclosure Policy and Analyst Behaviors. ” *The Accounting Review* , 1996 , 10 , pp. 467-492.
- Ramnath , S. ; Rock , S. and Shane , P. “The Financial Analyst Forecasting Literature: A Taxonomy with Suggestions for Further Research. ” *International Journal of Forecasting* , 2008 , 1 , pp. 34-75.
- Sedor , L. M. “An Explanation for Unintentional Optimism in Analysts’ Earnings Forecasts. ” *The Accounting Review* , 2002 , 77 , pp. 731-753.
- Tversky , A. and Kahneman , D. “The Framing of Decisions and the Psychology of Choice. ” *Science* , 1981 , 211 ( 4481) , pp. 453-458.

( 截稿: 2015 年 9 月 责任编辑: 贾中正)