

行业分析师盈利预测偏差的新解释^{*}

伍燕然 潘 可 胡松明 江 婕

内容提要: 对于卖方行业分析师(简称分析师)盈利预测偏差的现象,本文提出一个新假说,即作为理性投资的代表者——分析师的盈利预测偏差会受到投资者情绪或噪音交易的影响,并通过我国的数据证实了该假说。首先,通过实证研究,发现国内行业分析师盈利预测存在系统性的偏差。其次,构造月度投资者情绪指数,通过非参数和参数的统计方法,针对盈利预测偏差的时间序列和面板数据两组数据,证明了情绪是分析师盈利预测偏差的一个重要因素。国际文献中对分析师偏差的绝大多数理论解释通常是基于经典金融学的框架,即假设分析师是完全理性的,其偏差主要来自利益驱动(他们供职的机构或个人利益最大化)。而本文认为情绪和利益驱动因素相结合才能更好地解释分析师预测的偏差。

关键词: 分析师 预测偏差 盈利预测 情绪 投资者情绪 行为金融

分析师的盈利预测研究是金融领域的重要分支,本文对分析师盈利预测时产生行为偏差的现象与根源进行研究,可以了解国内分析师投资决策的行为特点,有利于更理性地对上市公司估值,在公司金融、资产定价、行为金融等领域都有比较重要的理论意义。

本文重要的实际应用是能较准确地估计单个证券资产预期收益率。应用资产组合模型时,比如最简单的马克维茨的投资组合模型,需要估计模型的参数,即单个证券资产的预期收益率、风险以及资产之间的相关系数。其中单个证券资产的预期收益最不稳定,故最难估计。在实际应用时,构建资产组合的投资者通常利用证券分析师的盈利预测来估计单个证券资产预期收益。具体步骤是:(1) 证券分析师做出盈利预测;(2) 证券分析师考虑某股票的成长性和风险等因素,输入估值模型的参数,给出股票下一时间段的合理估值,如最常用的是合理的动态市盈率;(3) 将合理的估值(动态市盈率)和目前的实际估值(实际市盈率)进行对比,得到下一时间段的预期收益率。

如果证券分析师盈利预测没有系统偏差,上述过程就没有问题。但是,如果证券分析师的盈利预测存在系统偏差(根据数据显示偏差存在,见图 1),我们可以根据研究结果对盈利预测进行调整,尽量降低系统性的偏差。如此将完善资产组合模型的参数估计方法。进一步,还可以设计基于行为金融的策略,利用分析师的偏差获得超额收益。

一、文献回顾

国内外关于分析师盈利预测方面的文献大致可以划分为以下两大方向:其一是从分析师盈利预测的准确性角度出发,对如何衡量分析师盈利预测业绩以及分析师预测模型的精度进行深入研究(可参考 Brown(1993) 和 Ramnath(2008) 的文献综述);其二是从分析师盈利预测产生偏差的角

^{*} 伍燕然、胡松明、江婕,北京师范大学经济与工商管理学院金融系,邮政编码:100875,电子信箱:bjfreeking@sina.com, songminghu@bnu.edu.cn, jiangjie@bnu.edu.cn; 潘可,北京师范大学经济与工商管理学院金融系硕士研究生,电子信箱:pkcoco@126.com。本文受国家自然科学基金重点项目(70831001)资助。江婕受国家社会科学基金重大项目(10zd&017)资助。作者感谢审稿人对本文提出的宝贵建议。文责自负。

度出发,对分析师盈利预测系统性偏差的存在性和产生的原因进行深入研究。第二方面是本文所要重点研究的方向。

(一) 分析师的预测偏差

1. 对预测偏差现象的实证研究

国外预测偏差现象实证结果总体上以乐观偏差为主,但也存在悲观偏差的结果。研究方法大致分为两类:一类直接用实际盈利与预测盈利数据,经过技术处理,估算偏差;另一类引入语言分析系统判断分析师在报告中检索过度乐观的言语,或者考虑分析师对股票的评级。

De Bondt & Thaler(1990)最早发现了分析师存在对市场信息反应过度的现象,他们利用 I/B/E/S 1976 年至 1984 年的市场数据将 t 期实际盈利变化和 $t-1$ 期预期盈利变化进行回归,结果发现分析师表现出了对盈利预测的过度反应,且认为这种过度反应是具有明显乐观偏差的。Beckers et al.(2004)应用 1993.3—2002.4 的数据对欧洲市场分析师预测行为的乐观偏差进行研究,将数据按距盈余公告日不同月份分成四个阶段,并针对不同国别、不同行业分别进行分析。结果发现,整体上,欧洲分析师在距离公告日 24 个月时的乐观偏差达到了 39%,即使是在距公告日 1 月前偏差仍然有 3%;乐观偏差在欧洲各国普遍存在,且在基础工业、耐用消费品和能源领域最为严重。Ramnath et al.(2008)在整理了众多相关分析师文献后发现,文献中引用次数最多的关于分析师存在过度乐观偏差的预测和投资建议中都指出,分析师的这种乐观偏差高估了可能的结果并低估了不利事件可能发生的概率。其他相关文献可参考 Downen(1989)、Butler(1991)、Brown(1993)、Chopra(1998)、Lin(1998)、Easterwood(1999)以及 Mokoaleli(2009)。

2. 对预测偏差产生原因的解释

目前学者对于分析师盈利预测产生预测偏差的解释可以分为理性解释和不完全理性解释两大方向。

第一,理性的解释。不少学者基于有效市场理论对分析师盈利预测产生预测偏差(乐观偏差)的原因进行了理性的解释,大致可以分为投行利益驱动、鼓励交易及维护个人声誉三方面:(1)投行利益驱动。持这种看法的学者(如 Dugar,1995; Ackert,2003),认为分析师在盈利预测时体现的乐观偏差主要是为满足管理层利益。Hong et al.(2003)发现在控制了预测准确度的情况下,预测乐观的分析师更可能得到更好的工作,并且对于作为主承销商的分析师来说,盈利预测更易受乐观情绪的影响。Mokoaleli et al.(2009)认为造成这种现象的原因主要是出于分析师与投行之间经济上的利益关系。(2)鼓励交易(如 Hayes,1998; Irvine,2004)。Ramnath et al.(2008)认为市场上持币观望的投资者要明显多于持股者,尽管存在卖空,但卖空对于个人投资者而言成本过高。这样就为分析师提供了发布乐观建议以增加其佣金收入的动力。(3)维护声誉(如 Scharfstein,1990; Welch,2000)。Hong et al.(2000)发现,缺乏预测经验的分析师往往担心其大胆的预测会与事实相左而被解雇,因此这些分析师更倾向于追随其他分析师的看法以维护自己的声誉。

第二,不完全理性的解释。也有少数文献试图从行为金融角度阐述分析师偏差这一现象。Kang et al.(1994)提出,分析师对盈利预测的这种乐观偏差更多地来自激励因素或者认知偏差,而并非出于对新信息的适应性修正。Loffler(1998)构建了理性模型和由认知偏差产生的非理性模型,实证发现数据显示的结果并不支持理性模型或博弈论等模型对乐观偏差的解释,而从认知偏差的角度考虑显得更有说服力。Sedor(2002)利用问卷访谈的方式对相关问题进行实证研究,也得出了类似的结论。伍燕然(2007)提出情绪会影响所谓基本价值。这里基本价值是指证券分析师做出的价值判断,如按 GORTON 的模型来估计,而其在估计模型参数(参数包括盈利预测)时也受情绪的左右。

综上,笔者认为上述两种解释均可以解释证券分析师预测偏差的一部分。对于理性的解释,国

际与国内的文献较多。本文将从不完全理性的角度解释证券分析师预测偏差。

本文可能的学术贡献包括:(1)实证发现作为理性人的代表——分析师的预测偏差受投资者情绪影响,投资者情绪是导致国内证券分析师的盈利预测产生偏差的一个重要原因。(2)所使用的分析师预测数据比较全面,涵盖了国内63家证券公司分析师对沪深300成分股的所有盈利预测数据,选用目前所能够获得的全部样本区间(2006年至2010年,样本超过15000)。(3)选取4个适合国内情况、具有可操作性的情绪指标,进行了变量控制后,构建了国内股票市场月度的情绪指数。

本文对于分析师预测偏差的研究将按以下思路展开:文章第二部分主要对文章数据进行说明和进行描述性统计分析;第三部分针对分析师预测偏差提出两个重要假说,并分别对两个假说进行实证分析;第四部分为结论。

二、数据选取与描述统计

本文引用的分析师一致预测数据来自朝阳永续数据库^①,其他数据均来自上海财汇数据库。美国I/B/E/S数据库作为最著名的分析师一致预期数据提供商,其数据被研究分析师的绝大多数国外学者所广泛应用,如De Bondt et al.(1990)、Hong et al.(2003)、Beckers et al.(2004)所谓一致预期,是指市场上各家投行的行业分析师对同一家上市公司盈利预测数据的平均水平(中位数或众数或均值),其核心目标是力图权威地反映市场对每家上市公司未来盈利的预期水平(比如,公司*i*有10家券商分析师都对其进行了盈利预测,那么对于公司*i*的一致预期就是10家券商数据的平均值)。本文所选用朝阳永续数据库就类似I/B/E/S,其一致预期数据以国内和国际63家专业卖方研究机构的上市公司预测数据为基础进行平均计算得到。

以上所说的是面板数据的一致预期。本文还涉及盈利预测同比增长率时间序列的一致预期,指将沪深300所有成份股的一致预期(同比)加权合成的沪深300指数的一致预期。这个数据也由朝阳永续提供。

本文以分析师在*T*年对*T*+1年进行的盈利预测为研究对象(如在2009年1—12月每个月,预测2010年的盈利),同时选用时间序列和面板两组数据。对于时间序列数据而言,本文以沪深300指数的一致预期净利润同比变动数据为研究对象,选取包括国内证券分析师从2006年1月至2010年12月在内的月度数据(所得预测偏差样本为2006年1月至2009年12月)。对于面板数据而言,选用沪深300成分股一致预期每股收益为研究对象。由于沪深300指数平均每半年对成分股调整一次,若直接提取数据会导致横截面样本随成分股的调整而前后不匹配,丧失了面板数据的特性。因此,本文以2010年7月最新调整的沪深300成分股为基准,提取包括300只固定不变的横截面成分股在内的从2006年1月至2010年12月的数据进行分析。此外,本文数据均以上市公司年报告日披露的实际净利润增速/每股收益(EPS)为比较基准。

本文对时间序列预测偏差模型如下:

$$FB_t = FNP_t - ANP_{T+1}$$

$$FE_t = |FNP_t - ANP_{T+1}|$$

其中, FB_t (Forecast Bias)代表分析师在*T*年*t*月(*t*为1至12月)对沪深300指数*T*+1年净利润一致预期同比增速的预测偏差; FNP_t 为分析师在*T*年*t*月对沪深300指数*T*+1年的净利润一致预期同比增速值; ANP_{T+1} 为*T*+1年沪深300指数的实际净利润同比增速值。 FE_t (Forecast Error)代

^① 朝阳永续从2006年1月开始,收集了市场上绝大部分券商行业分析师的研究报告,形成关于盈利预测的数据库,并最早将一致预期数据引入中国股票市场,定期发布该类市场数据。

表分析师的预测偏差,即预测值相对于实际值的偏离程度,以绝对值表示。

面板数据预测偏差模型设计如下:

$$FB_{i,t} = FEPS_{i,t} - EPS_{i,T+1}$$

$$FE_{i,t} = |FEPS_{i,t} - EPS_{i,T+1}|$$

其中, $FB_{i,t}$ (Forecast Bias) 代表分析师对股票 i 在 T 年 t 月时对 $T+1$ 年的每股收益 (Earning Per Share) 预测偏差; $FEPS_{i,t}$ 为分析师在 T 年 t 月对股票 i 的 $T+1$ 年每股收益一致预期值; $EPS_{i,T+1}$ 为 $T+1$ 年 i 股票的实际每股收益值。 $FE_{i,t}$ (Forecast Error) 代表分析师的预测误差,即预测值相对于实际值的偏离程度。

表 1 是对本文数据的描述性统计结果。其中, FB 和 FE 指标分别代表分析师的预测偏差(模型设定详见下文)及预测偏误(预测偏差的绝对值)。可以看出,时间序列数据和面板数据均存在预测偏差,且偏差数据均存在较大的波动。

表 1 样本数据描述统计(单位:时间序列 - % 面板数据 - 元)

	偏差	样本量	均值	最大值	最小值	标准差	实际值	预期值	偏差值
时间序列	FB_t	48	-0.20%	48.10%	-40.50%	28.00%	22.03%	21.79%	-0.24%
	FE_t	48	23.60%	48.10%	0.00%	14.50%			
面板数据	$FB_{i,t}$	12749	0.246	14.734	-4.901	0.894	0.675	0.921	0.246
	$FE_{i,t}$	12749	0.557	14.734	0.000	0.778			

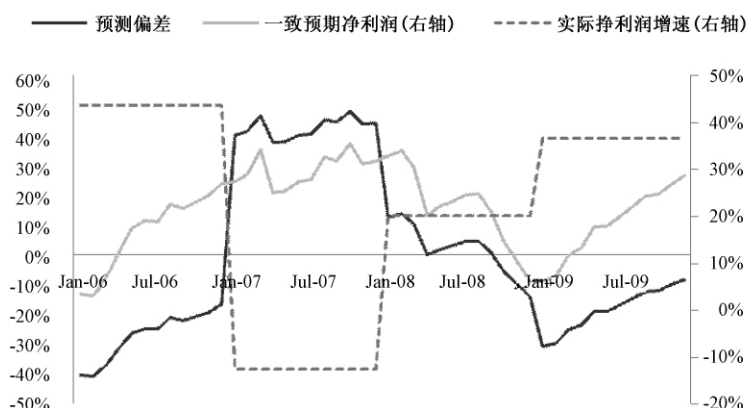


图 1 时间序列—沪深 300 指数实际净利润同比增速、净利润同比增速一致预期及预测偏差(2006.1—2009.12)

三、分析师行为偏差实证研究

我们的思路是:在传统金融学理论中理性人的假定意味着价格变动主要来源于基本价值信息的变动,如红利或盈利、利率等,却忽视了市场参与者的情绪对价格和“基本价值”的影响。

然而情绪会影响“基本价值”的判断。Mendal & Shleifer(2011)构建一个模型说明理性投资者有时会像对待真实信息那样追逐噪音信息,从而放大情绪冲击,使得价格远离基本价值。而分析师正是理性投资者的代表者,并对其他机构投资者有很大的影响力。伍燕然(2007)认为由于基本价值是由证券分析师做出主观的判断,如按 GORTON 模型或多阶段贴现模型来描述,分析师估计模型参数(包括盈利、分红率、长期增长率和必要回报率)也受情绪的左右,乐观的时候,他们会提高预期的长期增长率、上调盈利预期或下调必要回报率;悲观的时候,他们会降低预期的长期增长率、降低盈利预期或提高必要回报率,从而影响真实基本价值的判断。典型的例子是 2000 年前后网络

泡沫阶段国外分析师对互联网公司的预测。

因此本文将验证上述思路中的一个重要环节,即情绪是否对分析师盈利预测偏差产生影响。

(一) 假说与模型

假说 1: 中国证券分析师盈利预测存在偏差。

对于预测偏差的计算方法大致可分为绝对算法(De Bondt, 1990; Eames, 2002)和相对算法。本文在这里采用绝对算法,未采用相对算法主要基于以下考虑:由于本文所选样本期间内证券市场波动较大,相对算法可能会造成相当多的数据出现极端值(绝对偏差接近的两个公司,以相对偏差计算可能导致巨大的差异。比如正常的公司,实际盈利 0.5 元,预测 0.6 元,则绝对偏差 0.1,相对预测偏差 20%;但如果实际盈利值 0.01 元,预测值 0.11 元,则绝对偏差 0.1,相对预测偏差为 $(0.11 - 0.01) / 0.01 = 1000\%$),严重破坏数据本身统计特性。绝对算法可以规避上述问题。笔者将应用非参数检验的方法对假说 1 进行实证检验。

假说 2: 投资者情绪是导致分析师盈利预测产生偏差的重要原因。

假说 2 论证的思路是:先构造一个情绪指数,之后考察情绪与预测偏差的关系。

第一步引入四个情绪代理指标——换手率(TURN)、新增开户数(KH)、封闭式基金折价率(CEFD)、IPO 月度平均溢价(RIPO),样本区间选用 2006 年 1 月至 2011 年 3 月,并参考 Brown (2004)和 Baker(2006)的做法对情绪指标提取主成分:

$$Sentiment_t = \alpha_1 TURN_t + \alpha_2 CEFD_t + \alpha_3 KH_t + \alpha_4 RIPO_t$$

将新生成的情绪主成分分别与预测偏差的时间序列数据和面板数据进行非参数统计和基于参数统计的回归分析。更进一步,考虑到情绪中含有基本面的因素,将考虑情绪代理变量控制了宏观经济的因素,形成新的情绪变量,再提取主成分。若假说 2 成立,则情绪对预测偏差的非参数统计和回归结果都应统计显著,且情绪因素对于预测偏差的影响应是正向的。

(二) 假说 1 的实证检验

表 2 是对时间序列数据和面板数据的盈利预测偏差按年度划分的结果。时间序列数据中 2006 年、2009 年预测偏差数据均小于零,意味着分析师对于 $T+1$ 年的预测值小于实际值,2007 年、2008 年偏差值则明显大于零。面板数据中,分析师对个股的盈利预测偏差除在 2006 年偏差为 -0.12 外,其余年份偏差均为正值,且与时间序列一样,偏差在 2007 年和 2008 年较高。初步判断这主要是由于中国 A 股市场在 2007 年经历了开市以来最大规模的牛市行情,市场狂热情绪导致分析师对于次年上市公司的经营状况过分乐观的体现,尤其严重高估了下一会计年度的盈利数据。随着之后牛市逐渐衰退,股市随之大跌,市场的情绪一度处在低谷,因此分析师的预测偏差也相较之前下降了很多。综上,分析师在进行盈利预测时确实存在明显的预测偏差,且是反应过度的。

表 2 按年度划分 FB 和 FE 的算术平均(2006.1—2009.12)

年份	时间序列		面板数据	
	预测偏差(FB)	预测偏误(FE)	预测偏差(FB)	预测偏误(FE)
2006	-26.95%	26.95%	-0.12	0.34
2007	42.51%	42.51%	0.36	0.60
2008	1.83%	1.83%	0.56	0.66
2009	-18.33%	18.33%	0.14	0.64

注:时间序列数据和面板数据在个别年份结果有差异,主要是由于此处对面板数据的处理只是简单的算术平均,而时间序列数据是由数据提供商加权计算得到的。

表 3 非参数统计有力地支持了国内分析师存在预测偏差现象这一结论,预测偏差均在 1% 水平下显著。而且预测偏差值在距公告日各主要月份均为 0.2 元左右的正数,这说明国内分析师对

于盈利预测存在系统性的乐观偏差。

表 3 国内分析师预测偏差现象非参数统计结果(面板数据) ①

距公告日月份	24 个月	18 个月	12 个月
预测偏差	0. 29% ***	0. 23% ***	0. 19% ***
t 检验	(9. 37)	(9. 06)	(9. 89)

注: *、**、*** 分别为 t 统计量在 10%、5%、1% 的水平下显著。表 4、表 7、表 8、表 9、表 10、表 11 同。

(三) 假说 2 的实证检验

1. 引入情绪代理指标 ②

关于情绪的定义, Baker(2006) 认为, 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。为了检验假说 2, 即情绪因素对分析师盈利预测偏差的影响, 本文将引入以下四个情绪代理指标, 并对标准化后的指标进行主成分分析, 提取情绪主成分, 以便进一步研究。

(1) 封闭式基金折价率(CEFD)。LST(1991) 也在文章中指出, 投资者情绪可以解释封闭式基金之谜, 即在市场乐观时, 封闭式基金折价率倾向于收窄, 折价率变小; 而在市场悲观时, 折价率放宽, 即折价率进一步加大。因此 LST(1991) 认为可将其作为衡量投资者情绪的有力指标。此外, Pontiff(1997)、Robert(1998)、Brown(1999) 以及伍燕然、韩立岩(2007) 等的研究工作均从不同侧面论证了封闭式基金作为情绪指标的合理性。

本文选取的封闭式基金折价率包括 2006 年 1 月至 2011 年 3 月期间内尚未到期的封闭式基金的月度数据, 其中为控制基金规模对数据的影响, 剔除了规模在 20 亿元人民币以下的小型封闭式基金和创新型封闭式基金, 共有 25 支封闭式基金满足条件。进一步, 由于封闭式基金折价率均为负数, 为便于理解, 笔者将用绝对值化后的折价率作为研究分析的对象, 即 $CEFD_{it} = \left| \frac{NAV_{it} - P_{it}}{NAV_{it}} \right| \times 100\%$ 。其中, $CEFD_{it}$ 为 t 期基金 i 的折价率, NAV_{it} 为 t 期基金 i 的单位净值, P_{it} 为 t 期基金 i 的价格。将 $CEFD_{it}$ 取月度算术平均得到最终的 $CEFD_t$ 月度数据。这样, 折价率数值升高意味着折价率放宽, 市场趋于悲观; 反之, 折价率收窄, 市场趋于乐观。封闭式基金折价率的走势存在明显的趋势性, 即折价率呈逐年下降的态势。③ 为剔除这种趋势性影响, 本文将封闭式基金折价率数据与年度时间数据进行 OLS 回归, 并取残差作为折价率的最终数据。

(2) 换手率(Turn)。Baker(2004) 认为, 在一个存在卖空约束的市场中, 由于有非理性投资者参与, 所以只有当他们的情绪表现为乐观时, 市场流动性会增强。因此能够反映流动性的换手率指标可以作为理想的情绪指标。另一方面, 高换手率往往也意味着市场投机性过度。本文选取 2006 年 1 月至 2011 年 3 月上证综指月累计成交金额和月累计流通市值作为计算换手率的原始数据, 换手率计算公式为 $TURN_t = \frac{TV_t}{TMV_t}$, 其中, $TURN_t$ 为 t 期上证综指换手率, TV_t 为 t 期上证综指月累计成交金额, TMV_t 为 t 期上证综指月累计流通市值。

(3) IPO 月度溢价(RIPO)。IPO 市场经常被国内外学者认为是反映市场情绪的最敏感的指标之一(Ritter, 1991, 2002; 韩立岩、伍燕然, 2007)。市场情绪高涨的月份, IPO 不仅可以顺利完成融

① 距公告日 12 个月至 24 个月之间结果类似, 由于篇幅限制, 本文并未列出。

② 由于篇幅限制, 本节涉及部分图表未列出, 如有需要, 请向作者索取。

③ 笔者认为这主要是受到近期市场上部分封闭式基金即将到期(如 2013 年将有 5 只样本封闭式基金到期) 以及创新型基金即将或已经实现“封转开”(如 2010—2011 年有多只小型封闭式基金到期转为开放式基金, 折价几乎为零) 的示范效应导致的折价率下降现象。

资,还有机会获得更高的溢价;而当市场情绪处于低落时,公司进行IPO有存在融资不足甚至跌破发行价的风险,融资成本和风险较高。国内资本市场情况更为突出,证监会就曾在2006年1月至5月、2008年10月至11月及2009年1月至6月市场最低迷期间宣布停止公司上市审批流程(后分别于2006年6月、2008年12月及2009年7月重启IPO)。

本文选取2006年1月至2011年3月A股市场的全部IPO首日溢价数据,其中不包括2009年10月开始上市的创业板数据。 $RIPO_{it} = \frac{CP_{it} - IP_{it}}{IP_{it}}$,其中 $RIPO_{it}$ 为 t 期 i 股票的IPO溢价, CP_{it} 为 t 期 i 股票的IPO当天收盘价, IP_{it} 为 t 期 i 股票的发行价。进一步,考虑到上市公司IPO溢价会受到上市规模和发行市盈率(PE)的影响^①,因此应对其进行控制。仿照前述对封闭式基金折价率的做法,笔者将 $RIPO_{it}$ 数据与首发规模及PE进行OLS回归,并剔除3个极端值对样本数据的影响^②,取残差并进行月度算术平均,得到了 $RIPO_t$ 月度数据。

由于在样本期间内有较多的月份IPO停发,造成样本缺失(13个样本点),这不利于本文接下来的主成分分析,因此本文考虑通过建立目标变量与辅助信息之间的近似函数模型来实现缺失数据插补。本文选用与RIPO数据高度相关的新增开户数(相关系数0.6646)对缺失项进行处理,再确认二者领先滞后关系。最终通过OLS与模型静态预测得到补全数据的RIPO数据。

(4) 新增开户数(KH)。韩立岩、伍燕然(2007)首次引入市场新增开户数作为情绪指标进行实证研究,他们认为交易所月度新增开户数代表场外投资者对证券的需求,能更直观地反映情绪。本文选取2006年1月至2011年3月A股市场月度新增开户数作为情绪代理指标。新增开户数可以很好地反映市场观望者(即潜在投资者)对当前市场走势的预期,由于非理性投资者存在对于市场的追涨杀跌和羊群行为,因此当市场处在牛市阶段并连创新高时,往往新增开户数会出现井喷式增长(2007年10月上证综指创下历史新高),而当市场处于熊市阶段时,新增开户数往往也处在低谷。

2. 情绪指数主成分分析^③

由于情绪指标相互高度相关(见表4),直接进行实证研究会导致回归模型产生多重共线性问题,因此本文引入主成分分析方法,对情绪指标作标准化处理,提取情绪主成分,再对最终得到的新合成的情绪指数进行非参数统计以及参数检验。

表4 情绪指标基本统计量及相关性分析

指标	样本量	均值	最大值	最小值	CEFD	TURN	RIPO	KH
CEFD	63	0.00	9.53	-13.89	1.00			
TURN	63	0.02	0.05	0.00	0.01	1.00		
RIPO	63	-0.01	2.25	-0.76	-0.42***	0.37***	1.00	
KH	63	1453351	5600546	62313	-0.29**	0.40***	0.69***	1.00

本文将全部情绪指标进行一阶差分,单位根检验显示一阶差分后的数据均拒绝原假设,序列平稳,因此可以利用一阶差分后的标准化变量进行主成分分析。

进一步,考虑到情绪指标之间可能存在领先滞后关系,若直接对同期指标简单合成会导致合成结果不能有效地反映市场情绪走势。本文参考Brown(2004)和Baker et al.(2006)对情绪指数的合成方法,用以下两个步骤得到最终的情绪指数:第一步,对四个同期情绪指标与各自滞后一期指标

① 如农业银行,首发规模2557058万股,发行前市盈率12倍,首日IPO溢价仅为0.75%;新亚制程,首发规模2800万股,发行前市盈率41.67倍,首日IPO溢价275.33%。

② 极端值为中国人寿,PE97.8倍;中国远洋,PE98.67倍;中国平安,PE76.18倍。

③ 为节省篇幅,本节涉及部分控制宏观后数据未列出,如有需要,请向作者索取。

共八个变量整体进行主成分分析,提取主成分 $\Delta SEN8$; 第二步,将合成的情绪指数 $\Delta SEN8$ 与八个变量进行相关性比较,挑选出与合成指数相关度最高的四个变量再次进行主成分分析,提取主成分作为最终情绪的合成指数 $\Delta Sentiment$ 。

第一步合成结果显示,结合特征值大于 1 的提取原则,本文选择前三个主成分合成 $\Delta SEN8$,累计贡献率为 68.13%,已经能够较好地体现整体情况。接下来,根据选择与情绪指数高相关度的原则(见表 6),确定最终选定 $DCEFD_{t-1}$ 、 $DTURN_t$ 、 $DRIPO_{t-1}$ 、 DKH_t 四个变量提取主成分,主成分合成结果见表 5。

表 5 中第一主成分对指标贡献率为 44.11%,前两大主成分累计贡献率为 71.42%,且特征值均大于 1,因此本文提取前两个主成分并将其合成为情绪指数 $\Delta Sentiment$ 。

$$\Delta Sentiment_1 = -0.20DCEFD_{t-1} + 0.67DTURN_t - 0.34DRIPO_{t-1} + 0.63DKH_t$$

$$\Delta Sentiment_2 = 0.80DCEFD_{t-1} - 0.10DTURN_t - 0.60DRIPO_{t-1} + 0.04DKH_t$$

合成的情绪指数 $\Delta Sentiment$ 为: $\Delta Sentiment = 0.4411\Delta Sentiment_1 + 0.2732\Delta Sentiment_2$

表 5 合成情绪指数(未控制宏观)

		第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分	第 4 主成分
特征向量	$DCEFD_{t-1}$	-0.20	0.80	0.53	0.21
	DKH_t	0.63	0.04	0.44	-0.64
	$DRIPO_{t-1}$	-0.34	-0.60	0.72	0.12
	$DTURN_t$	0.67	-0.10	0.16	0.73
特征值		1.76	1.09	0.78	0.36
贡献率		44.11%	27.32%	19.46%	9.12%
累计贡献率		44.11%	71.42%	90.88%	100.00%

由于此时的情绪指数 $\Delta Sentiment$ 是通过各指标差分后合成的,考虑到差分序列本身不能有效反映情绪变动整体趋势性,且不具备良好的经济意义,因此本文将得到的差分序列还原成差分前的状态。^① 如此,本文最终得到了能反映情绪整体趋势的经差分还原的情绪指数 $Sentiment$ 。

进一步,考虑到分析师的盈利预测也可能会受到宏观经济因素的影响,而情绪指标中可能含有宏观因素,从而弱化本文结论。因此,笔者考虑对四个情绪指标分别控制掉宏观因素的影响,之后重复上述合成情绪指数工作,以得到最终控制住宏观因素的情绪指数,记为 $\Delta Sentiment^+$ (见表 6)。

表 6 最终合成情绪指数(控制宏观后)

		第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分	第 4 主成分
特征向量	$DCEFD_{t-1}^+$	-0.21	0.80	0.52	0.22
	DKH_t^+	0.63	0.06	0.43	-0.64
	$DRIPO_{t-1}^+$	-0.35	-0.58	0.73	0.10
	$DTURN_t^+$	0.67	-0.11	0.13	0.73
特征值		1.77	1.09	0.78	0.36
贡献率		44.23%	27.15%	19.58%	9.05%
累计贡献率		44.23%	71.37%	90.95%	100.00%

^① 在这里笔者并不关心还原后的情绪具体绝对数值,而是希望能够得到一个能反映情绪变化趋势的序列。主成分分析法是利用相关变量的协方差矩阵,结合方差贡献度来合成主成分的,因此简单地将各原始情绪指标代入主成分差分序列无法还原序列。

本文引入国家统计局的中国经济先行指标,包括投资新开工项目、消费者预期指数、货币供应量 M2、工业产品产销率、恒生中国内地流通指数、社会货运量、港口货物吞吐量、房地产土地购置面积、商品房新开工面积等九个能够反映宏观经济未来变化趋势的指标构成宏观控制变量,将情绪指标与宏观控制变量进行 OLS 回归,取回归残差,并将得到的四个残差序列重复前述方法,即先对四个当期残差序列和四个滞后一期残差序列提取主成分 $\Delta SEN8^+$,最后合成得到所需情绪指数 $Sentiment^+$,如图 2 所示。

3. 情绪影响分析师预测偏差的实证分析

平稳性检验结果显示预测偏差与情绪指数二者均为一阶单整,恩格尔—格兰杰检验(EG 检验)结果显示二者 OLS 的残差平稳,因此可进行 OLS 回归。考虑到情绪和预测偏差可能会存在领先滞后关系,情绪的走势会提前于预测偏差。因此,笔者首先构建 VAR 模型,根据 AIC 准则判断各回归模型滞后阶数,最终确定情绪指数领先预测偏差一期,即 $Sentiment(-1)$ 。

此外,本文在对面板数据进行回归分析时,引入上市公司流通市值数据(Market Value)作为控制变量,目的是为了剔除上市公司规模对分析师盈利预测的影响。为了确定最终模型,笔者对面板数据进行了 F 检验和豪斯曼检验,结果显示模型仅拒绝了 F 检验而未拒绝豪斯曼检验,因此本文对面板数据选用随机效应模型进行回归。

表 7 时间序列 OLS 回归结果

	因变量	自变量	回归系数	t 统计量	调整 R 平方
未控制宏观	FB_t	$Sentiment(-1)$	0.08 ***	(-5.26)	0.38
控制宏观后	FB_t	$Sentiment^r(-1)$	0.10 ***	(-4.86)	0.34

表 8 面板数据回归结果^①

	因变量	自变量	回归系数	t 统计量	调整 R 平方
未控制宏观	FB_{it}	$Ln_Sentiment(-1)$ $Ln_MarketV_{it}$	0.03 *** -0.01 ***	(3.22) (-8.43)	0.22
控制宏观后	FB_{it}	$Ln_Sentiment^+(-1)$ $Ln_MarketV_{it}$	0.02 ** -0.01 ***	(2.18) (-8.11)	0.22

由表 7 及表 8 的结果可以看出,无论是否对宏观因素进行控制,情绪指数的回归系数均为正,且分别在 5% 和 1% 的水平下显著,这论证了本文假设 2,即作为理性代表者的分析师对于上市公司的预测偏差确实受到了市场情绪因素的影响,市场情绪高涨会使分析师对后市判断更为乐观,从

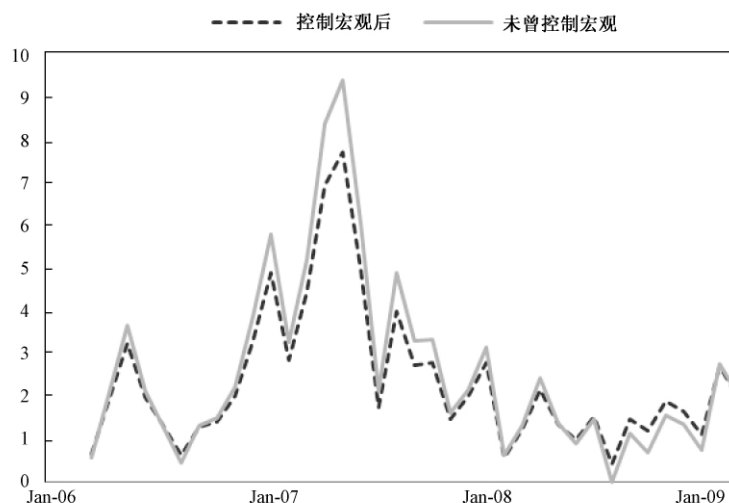


图 2 控制宏观影响后情绪合成指数进行还原(2006.1—2009.12)

① 取 LOG 后的情绪指数和预测偏差均在 5% 显著性水平下通过 ADF 检验,变量平稳。

而调高盈利预测; 市场情绪低落则会导致分析师对后市的悲观, 从而调低盈利预测。此外, 控制宏观因素对情绪的影响后, 结论不变。

为了检验上述回归模型的稳健性, 笔者对时间序列和面板数据的偏差回归模型加入财务类和市场类两组控制变量进行控制, 其中财务类控制变量包括流通市值(用 $MarketV$ 表示)、净资产收益率(ROE)以及资产负债率(Debt Ratio); 市场类控制变量则选用的是沪深 300 指数(面板数据用沪深 300 各成分股)前 12 个月波动率(12 months SD)。以此检验情绪回归结果是否会受到影响, 回归结果见表 9。

从表 9 的结果可以看出, 加入控制变量后, 结果相当稳健。为了能够更好地说明情绪因素对分析师预测偏差的影响, 本文引入非参数统计来补充论证上述观点, 以便使结论更稳健。

表 9 稳健性检验

解释变量	原始模型		对情绪控制宏观因素后	
	时间序列	面板数据	时间序列	面板数据
$Sentiment(-1)$	0.05*** (2.90)		0.07*** (3.14)	
$Ln_Sentiment(-1)$		0.06*** (3.62)		0.04*** (4.24)
财务类控制变量				
$Ln_MarketV$	0.06 (1.28)	-0.02*** (-8.10)	0.07 (1.47)	-0.02*** (-8.18)
$Debt\ Ratio$	0.01 (0.94)	0.00 (1.09)	0.01 (0.83)	0.00 (1.16)
ROE	0.01 (0.98)	0.00** (4.23)	0.00 (0.63)	0.01*** (4.62)
市场类控制变量				
12 months SD	42.64*** (3.25)	-0.01* (-1.88)	45.27*** (3.73)	-0.01* (-1.77)
调整 R 平方	0.56	0.32	0.57	0.33

表 10 控制宏观后时间序列预测偏差非参数统计^①

预测偏差与情绪指数	当月预测偏差	1 个月后预测偏差	2 个月后预测偏差	3 个月后预测偏差	4 个月后预测偏差
后 30% 与前 30% 差	35.88%***	31.79%***	28.32%***	28.37%***	22.62%**
t 检验	(3.84)	(3.23)	(2.81)	(2.77)	(2.18)

表 11 控制宏观后面板数据预测偏差非参数统计

预测偏差与情绪指数	当月预测偏差	1 个月后预测偏差	2 个月后预测偏差	3 个月后预测偏差	4 个月后预测偏差
后 20% 与前 20% 差	4.85%**	15.10%***	12.56%***	7.47%***	7.15%***
t 检验	(2.28)	(7.19)	(6.09)	(3.50)	(3.29)

笔者用假设检验的方法验证各个情绪指标的高低对分析师预测偏差的影响, 即检验其是否显著地区别于 0。情绪指数数值小, 代表市场情绪低落(按从小到大前 30%), 情绪指数数值大, 代表市场情绪高涨(按情绪从小到大后 30%)。基于此, 笔者计算了情绪高涨当月及之后短期 1—4 个月预测偏差与情绪低迷当月及之后短期 1—4 个月预测偏差之差, 用假设检验的方法观察是否显著地区别于 0。如果假说 2 成立, 预测偏差之差应该显著为正。

对于面板数据, 由于样本量较大(超过 15000 个样本点), 因此可以将排序后的情绪高涨/低落的百分比限定在更小的范围内(本文对情绪提取前后 20%), 以更好地研究情绪处在极端月份时对

^① 受篇幅限制, 未控制宏观及控制宏观变量后的部分指标非参数统计结果未列出, 如有需要, 可向作者索取。

分析师预测偏差的影响。因为极度乐观或悲观的持续时间应该不会很长。

表10及表11是控制宏观后非参数检验结果。可以看出,受益于面板数据的大样本,非参数统计的结果明显好于时间序列数据。预测偏差之差均在1%的水平下统计显著,且为正。这一结果再一次有力地支持了本文对于情绪会影响分析师预测偏差的理论假设。

四、结 论

本文试图对国内分析师盈利预测是否存在预测偏差进行实证研究,并且构造情绪指数,论证了情绪是导致分析师预测偏差的重要因素,具体结论如下:

首先,本文发现国内行业分析师对上市公司进行盈利预测时,存在着系统性的偏差,且这种偏差平均上是过度乐观的。

其次,情绪是影响分析师产生预测偏差的一个重要因素。本文引入封闭式基金折价率、换手率、IPO月度溢价、新增开户数等能够反映市场情绪的指标合成情绪指数,结合参数检验和非参数统计两种方法论证了情绪是影响分析师预测偏差的一个重要因素,且进一步论证了情绪因素对分析师预测偏差的影响是显著正向的。

本文的结论最重要的是,一直在经典金融学中被认为是理性投资者的代表之一——卖方行业证券分析师,在进行盈利预测时,总体上也会如行为金融学中的噪音交易者那样受到情绪的影响。而国际文献中对分析师偏差的绝大多数理论解释通常是基于经典金融学的框架,即认为分析师是完全理性的,他们的偏差来自于利益驱动(他们供职的机构或个人利益最大化)。当然,我们并不完全否认对分析师偏差的理性解释,因为这也部分符合证券界的现实,但是我们希望强调的是分析师偏差现象也含有部分非理性的因素(情绪)。我们认为情绪和利益驱动因素相结合才能更好地解释分析师的偏差,这也是这一领域未来的研究方向。

参考文献

- 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。
- 伍燕然 2007《投资者情绪与资产定价》,北京航空航天大学博士论文。
- 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。
- Ackert, L. F., and George Athanassakos, 2003, "A Simultaneous Equations Analysis of Analysts' Forecast Bias and Institutional Ownership", *Journal of Business Finance*, 9&10: 1017—1041.
- Baker, M., and Jeffrey Wurgler, 2006, "Investor Sentiment and the Cross Section of Stock Return", *Journal of Finance*, 4: 1645—1680.
- Baker, M., and Jeffrey Wurgler, 2007, "Investor Sentiment in the Stock Market", *Journal of Economic Perspectives* 2: 129—151.
- Beckers, S., M. Stelarios, and A. Thomson, 2004, "Bias in European Analysts' Earning Forecast", *Financial Analysts Journal*, 2: 74—85.
- Brown, G. W., 1999, "Volatility Sentiment and Noise Traders", *Financial Analysts Journal*, 2: 82—90.
- Brown, G. W., and M. T. Cliff, 2004, "Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market", *Journal of Empirical Finance* 11: 1—27.
- Brown, L. D., 1993, "Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Markets Research", *International Journal of Forecasting*, 9: 295—320.
- Butler, K. C., and Larry H. P. Lang, 1991, "The Forecast Accuracy of Individual Analysts: Evidence of Systematic Optimism and Pessimism", *Journal of Accounting Research*, 1: 150—156.
- Chopra, V. K., 1998, "Why so Much Error in Analysts' Earnings Forecasts?", *Financial Analysts Journal*, 6: 35—42.
- De Bondt, Werner F. M., and Richard M. Thaler, 1990, "Do Security Analysts Overreact?", *American Economic Review*, 80: 52—57.
- Dowen, Richard J., 1989, "The Relation of Firm Size, Security Analyst Bias, and Neglect", *Applied Economics*, 21: 19—23.
- Dugar, A., and S. Nathan, 1995, "The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Forecasts and Investment Recommendations", *Contemporary Accounting Research*, 11: 131—160.

- Eames, M., and S. T. Glover J. Kennedy, 2002, "The Association Between Trading Recommendations and Broker-Analysts Earnings Forecasts", *Journal of Accounting Research*, 1: 85—104.
- Easterwood, J. C., and Stacey R. Nutt, 1999, "Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?", *Journal of Finance*, 10: 1777—1797.
- Hong, H., J. Kubik, and D. Solomon, 2000, "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts", *Rand Journal of Economics* 31: 121—144.
- Hong, H., and Jeffrey D. Kubik, 2003, "Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts", *Journal of Finance*, 1: 313—351.
- Hayes, R., 1998, "The Impact of Trading Commission Incentives on Analysts' Stock Coverage Decisions and Earnings Forecasts", *Journal of Accounting Research*, 36: 299—320.
- Irvine, P., 2004, "Analysts' Forecasts and Brokerage-Firm Trading", *Accounting Review*, 79: 125—149.
- Kang, S., O. Brien, J., Sivaramakrishnan. K., 1994, "Analysts' Interim Earnings Forecasts: Evidence on the Forecasting Process", *Journal of Accounting Research* 32: 103—112.
- Lin, Hsiou-wei, and Maureen. F. McNichols, 1998, "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations", *Journal of Accounting and Economics*, 25: 101—127.
- Lee, Charles, Andrei Shleifer, and Richard Thaler, 1991, "Investor Sentiment and the Closed end Fund Puzzle", *Journal of Finance*, 46.
- Loffler, G., 1998, "Biases in Analyst Forecasts: Cognitive, Strategic, or Second-Best", *International Journal of Forecasting*, 14: 261—275.
- Mendal Shleifer, 2011, "Chasing Noise", *Journal of Financial Economics*, 10: 1016—1034.
- Mokoaleli-Mokoteli, T., Richard J. Taffle, and Vineet Agarwal, 2009, "Behavioural Bias and Conflicts of Interest in Analyst Stock Recommendations", *Journal of Business Finance and Accounting* 3: 384—418.
- Pontiff, J., 1997, "Excess Volatility and Closed-End Fund", *American Economic Review*, 3: 155—169.
- Ramnath, S., Steve Rock, and Philip B. Shane, 2008, "The Financial Analyst Forecasting Literature: A Taxonomy with Suggestions for Further Research", *International Journal of Forecasting*, 1: 34—75.
- Robert Neal, Simon Wheatley, 1998, "Do Measures of Investor Sentiment Predict Stock Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34: 523—547.
- Ritter, Jay, 1991, "The Long-Run Performance of Initial Public Offerings", *Journal of Finance*, 46: 3—27.
- Scharfstein, D., and Jeremy C. Stein, 1990, "Herd Behavior and Investment", *American Economic Review*, 6: 465—479.
- Sedor, L. M. 2002, "An Explanation for Unintentional Optimism in Analysts' Earnings Forecasts", *Accounting Review*, 10: 731—753.
- Welch, I., 2000, "Herding among Security Analysts", *Journal of Financial Economics*, 12: 369—396.

A New Explanation of Industry Analyst Earnings Forecast Bias

Wu Yanran, Pan Ke, Hu Songming and Jiang Jie

(School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University)

Abstract: In this paper, we propose a new hypothesis to explain the phenomenon of earnings forecasting bias, arguing that analysts, considered to be rational investors, are influenced by sentiment (or noise trading) when they forecast earnings. Firstly, we find that there is a systematic bias of analysts' earning forecasting in Chinese capital market. Secondly, we construct a composite index of sentiment, and use it to test our hypothesis by non-parametric and parametric statistic methods. The empirical results support our hypothesis. Analyst bias is usually explained on the classical financial framework in most literatures, which assumes that the analysts are completely rational and their bias come from the interest-driven. However, we think that it is better to explain analyst bias by both sentiment and interest-driven.

Key Words: Analyst; Earning Forecast; Forecast Bias; Sentiment; Investor Sentiment; Behavioral Finance

JEL Classification: G24, G19, G39

(责任编辑: 郑 健)(校对: 昱 莹)