

证券分析师预测“变脸”行为研究^①

——基于分析师声誉的博弈模型与实证检验

游家兴¹, 邱世远², 刘 淳³

(1. 厦门大学管理学院, 厦门 361005; 2. 厦门大学经济学院, 厦门 361005;
3. 清华大学经济管理学院, 北京 100084)

摘要: 在金融市场上, 证券分析师的预测行为通常会发生偏差. 在股市高涨时, 分析师随波逐流, 常常发表过度乐观的预测; 而当泡沫消退时, 分析师则会掉头转向, 发布与之前形成强烈反差的盈余预期或股票推荐. 对于这种分析师基于市场状态而发布忽高忽低预测的“变脸行为”, 传统的理论观点无法做出完整清晰的解释. 本文试图将行为金融理论中日渐兴起的迎合理论纳入分析框架, 运用声誉博弈分析的方式建立分析师迎合行为模型. 该理论模型表明: 为了提高自己的声誉以获得更多的利益, 分析师会迎合投资者的先验信念而故意发布有偏的信息. 基于中国的实证研究则为上述理论预期提供了有力的证据, 表明了该模型的合理性和有用性, 有助于认识激励机制扭曲下分析师预测行为发生系统性偏差的现象.

关键词: 迎合行为; 盈余预测; 股票推荐; 声誉博弈

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2013)06-0067-18

0 引言

从2001年到2008年, 在我国2 081名证券分析师所发布的56 834次盈余预测中, 有98.25%的预测数字与公司的实际数据不符. 更有意思的是, 这种错误有着明显的系统性特征: 在股市高涨时, 分析师随波逐流, 常常发布过度乐观的预测. 而当泡沫消退时, 分析师则会掉头转向, 发布与之前形成强烈反差的盈余预期或股票推荐. 以盈余预测为例, 在2005年7月—2007年10月的牛市中, 在分析师公布的24 330次盈余预测中, 有77.25%的预测数字超过了公司实际数据. 与此形成鲜明对比的是, 在2008年市场指数急剧下跌期间, 这一比例则大幅降低了13.44%, 表明分析师在熊市阶段趋向谨慎, 会给出相对保守的盈余预测数字. 对于分析师根据股票市场状况系统性改变自己“乐观”或“悲观”的预测行为, 本文将其称

之为“变脸行为”. 而探求分析师“变脸行为”背后的原因所在正是本文研究的主要问题. 本文一方面将行为金融理论中日渐兴起的迎合效应理论纳入研究框架, 通过建立基于声誉的博弈模型对分析师预测行为进行理论分析; 另一方面, 本文以我国证券分析师为研究对象展开实证检验, 以期对理论预期提供翔实的经验证据, 从而在理论和实证两个层面对上述问题展开深入的考察.

对于证券分析师预测行为为什么会发生偏差的原因, 目前学术界主要有两种理论观点. 第一种观点认为分析师的判断偏误是无心之举, 它是外部客观因素所导致的, 如公司信息披露环境、盈余的可预测性、组织结构的复杂性、公司外部监管制度, 等等^[1-8]. 例如, Lang和Lundholm^[1]、Byard和Shaw^[2]基于美国上市公司的研究, 以及方军雄^[3]、李丹蒙^[4]基于中国上市公司的研究都表明, 公司信息披露环境越不透明, 分析师越难以获

① 收稿日期: 2011-08-08; 修订日期: 2012-05-08.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71232005; 71102060; 71102061; 71002041; 71062003).

作者简介: 游家兴(1978—), 男, 福建莆田人, 博士, 副教授. Email: xmuyou@sina.com

得高质量的相关信息,他们所做出预测的准确性越低。Tan 等^[5]、Kross 和 Suk^[6]的研究则表明,外部监管制度的变迁也会对分析师预测行为产生深远的影响。特别是当监管部门对公司信息披露要求趋向严格时,分析师所做出的预测数字会更加准确。另外,部分学者从行为金融理论出发,将分析师视为有限理性人,认为分析师不可避免存在认知、心理和情绪等方面的偏差,而这些偏差直接导致了他们的判断偏误。一个直接的例证来自分析师预测的“羊群行为”以及由此带来的盈余预测数字的“群聚现象”。Trueman^[7]、Hong 等^[8]的研究都发现,分析师在信息披露时往往放弃私人信息而跟从其他分析师的盈余预测或股票评级,从而披露有偏的信息。

第二种观点认为分析师的判断偏误是动机驱使的,它是分析师在获得私人信息后,从自身利益出发进行权衡的结果^[9-14]。例如,Hong 和 Kubik^[9]研究发现出于职业发展的考虑,为了吸引外界关注,分析师倾向于发布乐观报告,以有利于他们未来在更好的投资银行另谋高就。Michaely 和 Womack^[10]、Cowen 等^[11]、Carapeto 和 Gietzmann^[12]、Lim 和 Jung^[13]等研究发现分析师与雇主之间的利益关系容易使得分析师的激励机制发生扭曲。与其它分析师相比,独立性较差的分析师(如承销商或投资银行所雇佣的分析师)更愿意发布乐观的分析报告以迎合雇主的需要。Mola 和 Guidolin^[14]的研究也表明当共同基金增加某只股票在投资组合中的投资比例时,与他们关系密切的分析师会适时调高该股票的投资评级。虽然上述这两种观点增进了学术界对分析师预测偏差现象的理解,但仍无法清楚解释分析师的错误为什么会随着市场状况变动而出现系统性偏差,或者说,为什么在较短时间内他们对同样股票的预测结果会发生“变脸”?

随着行为金融学研究的进展,越来越多的学者将投资者心理特征因素引入到对公司财务决策的解释上,也由此发展了包括“迎合理论”在内的多个重要假说,丰富了传统金融理论框架下对公司各项财务行为的研究。就迎合理论而言,该假说认为投资者存在某种偏好,而这种偏好会被聪明的其它市场参与者(如公司管理层、基金经理等)所洞察,他们会对其决策行为进行适时、适当的包

装来迎合投资者的偏好,从而实现收益的最大化。例如,Baker 和 Wurgler^[15-16]最早运用迎合理论来解释上市公司股利政策。他们认为由于投资者对支付股利的公司股票具有较强的需求,使得支付股利公司与不支付股利公司之间的价值存在差异,即所谓的“股利溢价”,而公司管理层会洞察到这种差异,制定相应的股利政策去迎合投资者的股利偏好,以此提升公司的股价。继 Baker 和 Wurgler 开拓性研究之后,不少学者进一步拓展了迎合理论的相关研究^[17-21]。例如,Shleifer 和 Robert^[18]运用迎合理论解释了上市公司的并购行为;Cooper 等^[19]运用迎合理论来解释投资基金更名现象;Polk 和 Sapienza^[20]运用迎合理论解释了公司的投资行为;Baker 等^[21]则将名义股价与管理层迎合动机联系起来,为公司拆分股票行为提供了一个新的理论解释。然而,就已有的研究文献来看,还没有学者运用迎合理论解释分析师预测行为经常发生偏差的现象。而事实上,大量的心理学和行为金融学研究表明,投资者的信念并非都是理性的,会经常性地表现出某种程度的、偏离理性轨迹的情绪,而投资者这种情绪又会通过影响其行为最终体现在股票价格的变化上。例如,Brown^[22]、Gervais 和 Odean^[23]、Statman 等^[24]发现当投资者情绪高涨的时候,他们将倾向于对股票未来预期给予一个更加乐观的估计,推动股价向上偏离其基本价值,反之亦然。因此,投资者情绪很可能成为分析师迎合的对象。换言之,在投资者情绪的不同状态下,分析师将有选择性地披露信息,以此来提高个人声誉并实现个人收益的最大化。

基于上述分析,本文运用声誉博弈分析方法建立分析师迎合行为模型,对分析师预测行为的“变脸”现象提供了新的解释。本文的理论模型表明:一方面,在无法及时获取其他反馈信息的情况下,投资者主要依赖于自己对资产状态的先验信念(即情绪),通过对比先验信念与分析师预测信息之间的差异来评估分析师的声誉;另一方面,由于分析师自身利益与其声誉密切相关,为了提高声誉,分析师在信息披露时会迎合投资者的先验信念披露有偏的信息,从而导致预测“变脸”行为的发生。本文以 2001—2008 年期间我国证券分析师为样本的实证研究也证明了分析师迎合行为的

存在: 在投资者情绪高涨阶段, 分析师存在着更为明显的乐观倾向, 不仅高估了上市公司未来的盈余, 也对股票的投资评级给予了较高的评级; 反观投资者情绪低落阶段, 分析师会适时调低公司未来盈余的预测数字, 并且在投资评级上趋向于保守谨慎, 低估了股票未来的投资收益. 进一步的研究还表明, 与能力一般的分析师相比, 能力出众的分析师会更加坚持独立判断, 其迎合投资者情绪的行为有所减轻.

在现有文献的基础上, 本文的研究意义在于: 首先, 现有文献主要关注分析师预测行为的偏差, 没有注意到这些偏差存在着系统性变化的显著特征, 即“变脸”特征. 本文以分析师预测“变脸”现象为研究切入点, 不仅弥补了现有研究的不足, 也为进一步考察分析师预测行为偏差提供了一个新的视角; 其次, 尽管学术界对于分析师预测行为偏差做了大量的研究, 也提出了丰富的理论解释, 但这些理论并不适用于探究分析师预测随时间推移发生系统性偏差这一事实. 本文将迎合理论纳入分析框架, 认为在利益动机的驱使下, 分析师为提高声誉将迎合投资者情绪, 从而披露有偏的信息. 通过这样的研究, 本文不仅扩展了目前迎合理论的研究内容, 而且为研究分析师预测“变脸”行为提供了新的理论框架; 第三, 本文建立了基于声誉的博弈模型, 并在此基础上提供了翔实的经验证据, 不仅从公司盈余预测和股票投资评级两个角度考察了分析师是否迎合了投资者情绪, 而且也考察了能力不同的分析师在其迎合行为上是否存在差异, 从而丰富了有关分析师预测行为的实证研究.

1 基于声誉的博弈模型

声誉是影响经济人决策行为的关键变量, 是经济学理论分析中一个重要的逻辑起点, 并由此演化出许多富有建设性的、基于声誉的理论模型^[25-27]. 对证券分析师来说, 声誉同样是不可忽视的要素之一, 它关系到分析师个人的职业发展, 也影响了投资者对分析师所披露信息的选择和解读^[28-29]. 借鉴 Mullainathan 和 Shleifer^[30] 的媒体偏见(即报纸迎合读者)模型, 以及 Gentzkow 和 Shapiro^[31] 的媒体声誉博弈模型, 从分析师职业声

誉的角度, 运用博弈分析的方式建立分析师迎合行为的理论模型.

1.1 博弈的基本假设

假定分析师和投资者为博弈的局中人, 都采用贝叶斯法则更新信念. 市场上证券的未来价格由自然决定, 有两种状态: X_H 表示证券处于好的状态; X_L 表示证券处于坏的状态. 风险中性的分析师有两种类型: 能力出众、坚持真实披露信息的 S 型分析师和能力一般、根据市场情况选择披露信息的 D 型分析师, 分析师知道自己的类型, 但投资者无法了解其类型. 投资者通过声誉激励促使分析师真实披露所拥有的信息, 因而声誉越高的分析师所获得的报酬越高. 在这种激励机制下, 为了实现收益最大化, 分析师将采用期望声誉最大化的信息披露策略.

设 $\Pr(s_H | X_H, F = S)$ 表示当资产未来状态为 X_H 时, S 型分析师获得私有信息 s_H 的概率(其余类同), 因而 p_i ($i = S, D$; 下同) 可度量 S 型或 D 型分析师所获得私有信息的信息质量. S 型分析师所获得信息的信息质量高于 D 型分析师, 即存在 $p_S = 1 > p_D \geq 0.5$ 满足

$$0.5 < \Pr(s_H | X_H, F = S) = \Pr(s_L | X_L, F = S) = p_S = 1 \quad (1)$$

$$0.5 < \Pr(s_H | X_H, F = D) = \Pr(s_L | X_L, F = D) = p_D < 1 \quad (2)$$

式(1)和式(2)表明: 对于分析师来说, 当资产未来状态为 X_H 时获得私有信息 s_H 的概率, 与当资产未来状态为 X_L 时获得私有信息 s_L 的概率是一样的. 这是一个中性假设, 保证了不管资产未来状态如何变化, S 型和 D 型分析师所获取私有信息的概率具有前后一致性.

对投资者来说, 分析师属于 S 型的先验信念为 $\theta \in (0, 1)$ (即 θ 表示分析师的初始声誉), 对分析师来说, 资产未来处于 X_H 的先验信念为 $\Pr(X_H | F = i) = \alpha^F$, 这也是博弈开始前投资者和分析师各自所拥有的先验信念. 可以推算, 当 i 型分析师获得的私有信息是 s_H^i 时, 他们对资产未来状态是 X_H 的最新信念为

$$\Pr(X_H | s_H^i) = \alpha^F p_i / [\alpha^F p_i + (1 - \alpha^F)(1 - p_i)] \quad (3)$$

当 i 型分析师获得的私有信息是 s_L^i 时,他们对资产未来状态是 X_H 的最新信念为

$$\Pr(X_H | s_L^i) = \alpha^F(1 - p_i) / [(1 - \alpha^F)p_i + \alpha^F(1 - p_i)] \quad (4)$$

假设 $\alpha^F \in (1 - p_D, p_D)$ 使得 $\Pr(X_j | s_j^i) > \Pr(X_{-j} | s_j^i)$ (其中 $j = H, L$,下同),这一限制保证分析师对资产未来所处状态的信念更新不会受到极端的先验信念的影响.

D 型分析师接受信号 s^D 后的信息披露策略为:接受私有信息 s_H^D 的信息披露策略为 $\{\sigma_H(h), \sigma_H(l)\}$,即以概率 $\sigma_H(h)$ 披露 X_H^F 、概率 $\sigma_H(l) = 1 - \sigma_H(h)$ 披露 X_L^F (下同);接受私有信息 s_L^D 的信息披露策略为 $\{\sigma_L(h), \sigma_L(l)\}$. 当 $\sigma_H(h) = \sigma_L(l) = 1$ 时,称 D 型分析师采用纯策略披露信息;而当 $\sigma_H(h) < 1$ 或 $\sigma_L(l) < 1$ 时,称 D 型分析师采用混合策略披露信息.

为了做出正确投资决策,投资者将评估分析师的声誉,并以此判断分析师所披露信息的质量.假定投资者是同质的,他们对资产未来状态为 X_H 的先验信念均为 $\alpha \in (0.5, p_D)$. 需要指出的是, $\alpha \in (0.5, p_D)$ 表明投资者有看涨(即乐观)的情绪,这里研究投资者情绪看涨情况下分析师信息

披露策略,该结论同时适用于投资者情绪看跌情况.投资者雇用分析师并在根据分析师所披露信息 X^F 做出投资决策之后,以概率 $\pi \in [0, 1]$ 获得资产真实状态的反馈信息,并根据分析师披露的信息和所获得的反馈信息采用贝叶斯法则对其关于分析师的先验信念 θ 进行更正,得到有关分析师声誉的后验信念 $\theta(X^F, X)$,据此对分析师支付报酬.

1.2 博弈的基本过程

本文所建立的博弈是信号“发送—接受”的声誉博弈,局中人为投资者和分析师,博弈过程分为三个阶段.第一阶段自然决定资产未来的状态及分析师的类型.第二阶段市场的分析师获得私有信息 s 后,更新信念并对外披露信息;披露信息时分析师(通过推断)知道投资者的声誉评估方式并采用声誉最大化的信息披露策略.第三阶段投资者在接收到分析师披露的信息 X^F 后以概率 $\pi \in [0, 1]$ 获得反馈信息,投资者采用贝叶斯法则对其关于分析师的先验信念 θ 进行更正,得到有关分析师声誉的后验信念 $\theta(X^F, X)$,并据此对分析师支付报酬.这里令 $X \in (X_H, X_L, 0)$ 表示投资者获得的反馈信息,其中 $X = 0$ 表示没有收到信息,则投资者以概率 π 获得反馈信息 $X \in (X_H, X_L)$,以概率 $1 - \pi$ 获得反馈信息 $X = 0$. 博弈过程如下.

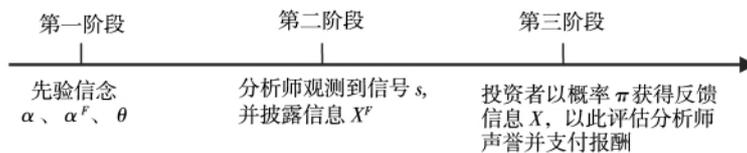


图 1 声誉博弈时间图

Fig. 1 The time series of reputation game

1.3 声誉博弈均衡分析

前文假定 S 型分析师坚持采用真实披露信息的策略,即 $p_S = 1$,只分析 D 型分析师的信息披露策略和投资者的声誉评估机制.由于投资者无法直接观测分析师的类型,他们只能根据所获得的反馈信息 $X \in (X_H, X_L, 0)$ 以及分析师所披露的信息判断分析师的声誉,并决定分析师的相应报酬.根据贝叶斯计算公式,若投资者获得反馈信息是 X_H 时,他们对 D 型分析师的贝叶斯声誉评估机制为

$$\begin{aligned} \theta(X_H^F, X_H) &= \theta / \{ \theta p_S + (1 - \theta) [p_D \sigma_H^A(h) + \\ &\quad (1 - p_D) \sigma_L^A(h)] \} \\ &= \theta / \{ \theta + (1 - \theta) [p_D \sigma_H^A(h) + \\ &\quad (1 - p_D) \sigma_L^A(h)] \} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \theta(X_L^F, X_H) &= \theta \times 0 / \{ \theta \times 0 + (1 - \theta) [p_D \sigma_H^A(l) + \\ &\quad (1 - p_D) \sigma_L^A(l)] \} = 0 \end{aligned} \quad (6)$$

式(5)和式(6)表明当投资者获得反馈信息是 X_H 而分析师刚好披露的信息是 X_H^F 时,投资者会提高对分析师的声誉评级.

同理,若投资者获得反馈信息是 X_L 时,他们

对 D 型分析师的贝叶斯声誉评估机制为

$$\theta(X_H^F, X_L) = \theta \times 0 / \{ \theta \times 0 + (1 - \theta) [p_D \sigma_L^A(h) + (1 - p_D) \sigma_H^A(h)] \} = 0 \quad (7)$$

$$\theta(X_L^F, X_L) = \theta / \{ \theta + (1 - \theta) [p_D \sigma_L^A(l) + (1 - p_D) \sigma_H^A(h)] \} \quad (8)$$

式 (7) 和式 (8) 表明当投资者获得反馈信息是 X_L 而分析师刚好披露的信息是 X_L^F 时, 投资者会提高对分析师的声誉评级。

若投资者获得反馈信息是 $X = 0$ 时, 他们的贝叶斯声誉评估机制为

$$\theta(X_H^F, 0) = \theta \alpha / \{ \theta \alpha + \sigma_H^A(h) (1 - \theta) [\alpha p_D + (1 - \alpha) (1 - p_D)] + \sigma_L^A(h) (1 - \theta) \times [\alpha (1 - p_D) + (1 - \alpha) p_D] \} \quad (9)$$

$$\theta(X_L^F, 0) = \theta (1 - \alpha) / \{ \theta (1 - \alpha) + (1 - \theta) \times [\alpha p_D + (1 - \alpha) (1 - p_D)] \sigma_H^A(l) + (1 - \theta) [\alpha (1 - p_D) + (1 - \alpha) p_D] \sigma_L^A(l) \} \quad (10)$$

在式 (5) 至式 (10) 中 $\sigma_H^A(h)$ 、 $\sigma_H^A(l)$ 、 $\sigma_L^A(h)$ 和 $\sigma_L^A(l)$ 表示投资者对分析师信息披露策略 $\sigma_H(h)$ 、 $\sigma_H(l)$ 、 $\sigma_L(h)$ 和 $\sigma_L(l)$ 的估计, 它们在均衡条件下是对应相等的。

D 型分析师采用混合策略披露信息 X_H^F 、 X_L^F 所获的期望声誉分别为

$$E\{\theta(X_H^F, \pi)\} = \pi [\Pr(X_H | F = D, X_H^F) \theta(X_H^F, X_H) + \Pr(X_L | F = D, X_H^F) \theta(X_H^F, X_L)] + (1 - \pi) \theta(X_H^F, 0) \quad (11)$$

$$E\{\theta(X_L^F, \pi)\} = \pi [\Pr(X_H | F = D, X_L^F) \theta(X_L^F, X_H) + \Pr(X_L | F = D, X_L^F) \theta(X_L^F, X_L)] + (1 - \pi) \theta(X_L^F, 0) \quad (12)$$

$\Pr(X_H | F = D, X_H^F)$ 是指 D 型分析师披露信息 X_H^F 时对资产未来状态处于 X_H 的贝叶斯概率推断 (其余类同)。分析师获得私有信息 s 后他们对资产未来所处状态的信念更新过程如式 (3) 和式 (4) 所示。

对于 D 型分析师而言, 他们获得较低信息质

量的私有信息 ($0.5 < p_D < 1$)。可以证明不存在双混合策略^②。因此, 为了达到期望声誉的最大值 D 型分析师只能采用如下三个策略:

1) 在获得私有信息 s_L^D 时真实披露信息 X_L^F (即 $\sigma_L(l) = 1$); 在获得 s_H^D 时采用混合策略披露信息, 以概率 $\sigma_H(l) < 1$ 披露 X_H^F 、概率 $\sigma_H(h) = 1 - \sigma_H(l)$ 披露 X_L^F 。运用公式可表示为 $E\{\theta(X_H^F, \pi | s_L^D)\} < E\{\theta(X_L^F, \pi | s_L^D)\}$, $E\{\theta(X_H^F, \pi | s_H^D)\} = E\{\theta(X_L^F, \pi | s_H^D)\}$;

2) 在获得私有信息 s_L^D 时采用混合策略披露信息, 以概率 $\sigma_L(l) < 1$ 披露 X_L^F 、概率 $\sigma_L(h) = 1 - \sigma_L(l)$ 披露 X_H^F ; 在获得 s_H^D 时真实披露信息 X_H^F (即 $\sigma_H(h) = 1$)。运用公式可表示为 $E\{\theta(X_H^F, \pi | s_L^D)\} = E\{\theta(X_L^F, \pi | s_L^D)\}$, $E\{\theta(X_H^F, \pi | s_H^D)\} > E\{\theta(X_L^F, \pi | s_H^D)\}$;

3) 在获得私有信息 s_L^D 时真实披露信息 X_L^F (即 $\sigma_L(l) = 1$); 在获得 s_H^D 时真实披露信息 X_H^F (即 $\sigma_H(h) = 1$)。运用公式可表示为 $E\{\theta(X_H^F, \pi | s_L^D)\} < E\{\theta(X_L^F, \pi | s_L^D)\}$, $E\{\theta(X_H^F, \pi | s_H^D)\} > E\{\theta(X_L^F, \pi | s_H^D)\}$ 。

在上述三个策略中, 策略 1 称为反迎合信息披露策略, 策略 2 称为迎合信息披露策略, 策略 3 称为真实信息披露策略。可以证明反迎合信息披露策略并不存在, 而当 $\theta(X_H^F, 0) > \theta(X_L^F, 0)$ 成立时, 迎合信息披露策略才有可能成为纳什均衡策略 (证明过程略)。由此得到下面的命题 1 和命题 2。

命题 1 在 $0 < \pi < \pi^*$ 条件下, 即投资者无法充分获得反馈信息时, D 型分析师获得 s_H^D 会采用真实披露策略, 获得 s_L^D 会采用迎合披露策略, 该策略存在混合策略纳什均衡。

命题 2 当 $\pi^* \leq \pi < 1$ 时, 即在可获得较为充分的反馈信息的作用下 D 型分析师采用真实披露信息策略, 该策略是纯策略纳什均衡。

定义 D 型分析师接受私有信息 s_L^D 披露 X_H^F 所获得的声誉与披露 X_L^F 所获得声誉差为

$$\Delta\theta = E\{\theta(X_H^F, \pi | s_L^D)\} - E\{\theta(X_L^F, \pi | s_L^D)\} \quad (13)$$

② 该部分证明过程限于篇幅未予报告, 留存备索。

当投资者信息反馈概率 $0 < \pi < \pi^*$ 时,令 $\Delta\theta = 0$ 通过隐函数微分法可得

$$\begin{aligned} \frac{d\sigma_L^*(l)}{d\alpha} &= - \frac{\partial E\{\theta(X_H^F, \pi | s_L^D)\} / \partial \alpha - \partial E\{\theta(X_L^F, \pi | s_L^D)\} / \partial \alpha}{\partial E\{\theta(X_H^F, \pi | s_L^D)\} / \partial \sigma_L^*(l) - \partial E\{\theta(X_L^F, \pi | s_L^D)\} / \partial \sigma_L^*(l)} \\ &= - \frac{(1 - \pi) [\partial \theta(X_H^F, \rho) / \partial \alpha - \partial \theta(X_L^F, \rho) / \partial \alpha]}{\partial E\{\theta(X_H^F, \pi | s_L^D)\} / \partial \sigma_L^*(l) - \partial E\{\theta(X_L^F, \pi | s_L^D)\} / \partial \sigma_L^*(l)} < 0 \end{aligned} \quad (14)$$

其中 $\sigma_L^*(l)$ 为获得私有信息 s_L^D 的 D 型分析师真实披露信息 X_L^F 的概率. 可以看出, 投资者先验信念 α 直接影响分析师信息披露均衡策略. α 越大 (即越乐观) 获得私有信息 s_L^D 的 D 型分析师真实披露信息 X_L^F 的概率越小, 先验信念 α 是分析师信息披露的迎合对象. 由此, 得命题 3.

命题 3 在 $0 < \pi < \pi^*$ 条件下, 获得私有信息 s_L^D 的分析师披露 X_H^F 的概率 $\sigma_L^*(h)$ 随着投资者先验信念 α 增大而增大, 分析师的信息披露存在明显的迎合行为.

根据命题 3, 得到了第一个研究假设:

H1 在其他条件相同的情况下, 投资者情绪越高涨, 分析师预测行为越乐观; 反之, 投资者情绪越低落, 分析师预测行为越悲观.

那么, 不同类型的证券分析师是否都迎合了投资者情绪行为吗? 或者说, 在迎合投资者情绪的程度, 他们是否存在差异? 根据前面的模型描述, 与能力一般的 S 型分析师不同的是, 能力出众的 D 型分析师坚持采用真实披露信息的策略, 这也意味着能力越高的分析师对自身的收集、信息分析和未来判断能力更加自信, 不容易受到投资者情绪影响. 从而, 得到了第二个研究假设:

H2 在其他条件相同的情况下, 能力出众的分析师受到投资者情绪影响的程度越小.

2 研究设计

2.1 研究样本与数据来源

本文有关分析师预测数据来自 CSMAR 中国上市公司分析师预测研究数据库, 该数据库收录了 2001 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日期间我国证券分析师发布的 36 754 份研究报告, 涉及了来自 101 家证券公司共计 2 081 名分析师对 1 369 家

上市公司的预测. 本文有关公司财务数据和股票交易数据来自 Wind 数据库.

本文中, 分析师盈余预测和股票投资评级是同时关注的研究内容. 根据研究设计的需要, 本文对样本公司做了如下筛选: 1) 在盈余预测数据方面, 需要运用实际盈余数据计算盈余预测偏差, 因此剔除了这方面数据缺失的样本; 2) 在股票投资评级数据方面, CSMAR 数据库根据分析师股票评级的文字描述大多都会给出相对应的五个标准化评级——卖出、减持、中性、增持和买入, 由此剔除了少部分缺少标准化数据的样本. 此外, 为了避免异常值的影响, 剔除了盈余预测偏差变量或投资评级偏差变量在 1% 和 99% 分位数之外的样本, 并且统一剔除了相关控制变量数据缺失的样本. 最终, 纳入本文分析的盈余预测数据和投资评级数据的样本量分别为 56 834 个和 37 418 个^③.

2.2 盈余预测偏差和投资评级偏差

2.2.1 盈余预测偏差

借鉴已有文献普遍的计算方法, 采用下列公式衡量盈余预测误差

$$AFE_{jkt} = \frac{FEPS_{jkt} - AEPS_{kt}}{|AEPS_{kt}|}$$

其中 AFE_{jkt} 表示分析师 j 对公司 k 在第 t 年每股盈余预测的相对误差; $AEPS_{kt}$ 和 $|AEPS_{kt}|$ 分别表示公司 k 在第 t 年每股盈余的实际值及其绝对值; $FEPS_{jkt}$ 表示分析师 j 对公司 k 在第 t 年每股盈余的预测值. 如果 AFE 大于 0, 表明分析师盈余预测较为乐观, 存在向上的预测偏差; 反之则表明分析师盈余预测较为悲观, 存在向下的预测偏差.

2.2.2 投资评级及其偏差

CSMAR 数据库列出了分析师在股票投资评

^③ 一般来说, 分析师在一份报告中会对公司未来若干个年份的盈余进行预测. 在本文, 每个年份的预测都视为一个观测样本. 例如, 如果分析师在一份研究报告中预测了公司未来三年的盈余水平, 计为 3 个盈余预测数据.

级上的详细内容,并通过标准化处理将其划分为5个级别:卖出、减持、中性、增持和买入。相对应地,本文设立离散型变量 $InvRank$,分别赋值 -2 、 -1 、 0 、 1 和 2 ,数值由低到高表示分析师股票推荐从悲观到谨慎再到乐观的不同观点。

为了更加清晰刻画分析师在投资评级上的偏差程度,本文将股票收益率考虑进来,计算公式如下:

$$AIE_{jkt} = FRE_{jkt} - ARE_{kt}$$

其中 AIE_{jkt} 表示分析师 j 对公司 k 在 t 年股票未来收益预测的偏差; FRE_{jkt} 表示分析师 j 对公司 k 在 t 年股票未来收益的预测值。根据分析师投资评级:卖出、减持、中性、增持和买入5个级别,假设它们相对应的个股未来预期收益分别为 20% 、 10% 、 0% 、 -10% 和 -20% ^④; ARE_{kt} 表示公司 k 股票未来实际收益。由于不同研究机构在预测的时间跨度上存在差异,从6个月、9个月到1年不等,为了保证实证结果的稳健性,分别采用分析师投资评级公告发布后的180天、270天、360天的个股累计收益率来衡量股票未来实际收益。如果 AIE 大于0时,表明分析师对该股收益未来表现过度乐观,评级较为激进;反之则表明分析师对该股收益未来表现过度悲观,评级较为保守。

2.3 分析师能力水平的衡量

分析师能力的高低最直接的表现就是他们对公司经营状况和股票价格的分析和判断上,现有文献中,盈余预测或股票推荐的准确性是常用的两个尺度,但这两个变量也是本文所关心的被解释变量。为了避免因果往复而产生的计量检验问题,本文借鉴 Jackson^[32] 的研究方法,采用第三方独立机构对分析师能力的评价结果,选择《新财富》杂志举办的“最佳分析师”评选活动的结果。该活动从2003年开始举行,每年一届,它通过发放问卷,由分析师的服务对象——以基金公司为主体的机构客户采用直接提名并打分的方式评选出最佳分析师,是我国最早开始的、也是影响力较

大的分析师能力排名活动。通过网络查索搜集了2003—2008年期间六届活动的评选结果。统计数据显示,在这期间共计342位分析师获得了最佳分析师的荣誉^⑤。

2.4 投资者情绪的度量

借鉴 Baker 和 Wurgler^[33] 的思想,选取换手率 (TVR)、封闭式基金折价率 ($PREM$)、IPO 首日收益率 ($RIPO$)、IPO 首日换手率 ($TIPO$)、IPO 股票数量 ($NIOP$) 五个投资者情绪的代理变量,采取主成分分析方法构建投资者情绪综合指数。由于不同变量反映投资者情绪的时滞不一样,本文将上述5个变量的滞后一期值也纳入主成分分析。本文采用月度数据来衡量投资者情绪。在2000—2008年期间,中国A股市场有19个月没有发行新股。对此,本文采用两步法进行估计:

第一步,对所有变量数据都完整的月份进行主成分分析,选取特征值大于1的主成分,并以它们各自的方差贡献率作为权数,将其与所对应的主成分得分相乘并加总,最后所获得的和就是投资者情绪指数。通过计算,获得了四个主成分,并且它们的累计方差贡献率达到 80.57% 。投资者情绪指数得分函数的具体公式如下:

$$Sentiment_t = 0.2975 \times FAC_1 + 0.2382 \times FAC_2 + 0.1542 \times FAC_3 + 0.1159 \times FAC_4$$

其中 $Sentiment_t$ 表示第 t 月的市场情绪指数, FAC_i 表示第 i 个的主成分,其相乘的数值为各自的方差贡献率。

第二步,以上述获得的投资者情绪指数作为被解释变量,以换手率、封闭式基金折价率及其滞后一期值共计4个变量作为解释变量,通过回归获得投资者情绪的估计模型^⑥:

$$Sentiment_t = -0.444 + 0.006 \times TVR_t + 0.026 \times PREM_t + 0.006 \times TVR_{t-1} - 0.025 \times PREM_{t-1}$$

接着,将情绪指数缺失的月份的4个变量数

④ 此外,还用 -15% 、 -10% 、 0% 、 10% 和 15% 作为五个投资评级的股票未来收益预测值的替代值,实证结果保持一致。

⑤ 在《新财富》评选活动中,每个研究领域的最佳分析师取若干名不等,他们又分为第一名、第二名和第三名,甚至还有第四名和第五名。为了简化分析,只要有入选最佳分析师排行榜,均视为能力出众的分析师。

⑥ 回归结果显示模型调整拟合系数为 0.488 ,并且各变量的回归系数都至少达到 10% 的显著性水平,说明运用该模型能较好地估计投资者情绪指数。

据代入估计模型,从而获得这些月份投资者情绪的估计值.

由于在进行主成分分析时,各主成分(FAC_i)都经过了标准化处理(均值为0,标准差为1),因此,通过得分函数计算获得的Sentiment_t的均值也为0.这样,可以定义两种不同的投资者情绪状态:如果投资者情绪指数大于0,视该阶段为投资者情绪高涨阶段;否则视该阶段为投资者情绪低落阶段.

2.5 检验模型

2.5.1 检验模型(1):投资者情绪与分析师盈余预测偏差

$$AFE_{jkt} = \alpha_0 + \alpha_1 Sentiment_{t-m} + \sum_{i=2}^n \alpha_i CV_{kt} + \varepsilon_{jkt}$$

其中AFE表示分析师j对公司k在第t年每股盈余预测的相对误差;Sentiment_{t-m}表示滞后m期的投资者情绪指数,采用了分析师报告发布前3个月的平均数值进行检验(下同).此外,为了保证回归结果的稳健性,本文借鉴Das等^[34]、Gu和Wu^[35]等学者的研究成果,在上述回归方程中引入以下控制变量(CV):1)公司规模(Size),采用经对数转换的年初资产总额进行度量;2)公司财务杠杆(Lev),采用年初负债总额与资产总额的比值进行度量;3)分析师跟进数量(AytNum),按年度分公司统计每个公司的分析师跟进数量,并取对数值;4)公司的复杂程度(Complex),采用无形资产所占总资产的比例进行度量;5)盈余的可预测性(Disp),采用盈余预测的分歧度作为代理变量,即通过计算分析师对同一家公司同年度盈余预测值的标准差进行度量.此外,为了控制行业可能产生的影响,还引入了行业虚拟变量.如果α₁显著大于0,说明分析师报告发布前(即分析师进行调研做出预测这一期间),投资者情绪越高涨时,分析师盈余预测越乐观;反之亦然,从而验证了分析师迎合行为的存在.

2.5.2 检验模型(2):投资者情绪与分析师投资评级

$$InvRank_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 Sentiment_{t-m} + \sum_{i=2}^n \beta_i CV_{kt} + \varepsilon_{jkt}$$

其中InvRank表示当期的分析师投资评级;

Sentiment为投资者情绪指数;CV表示一系列控制变量,与检验模型(1)一致.由于InvRank是一个离散型变量,本文采用次序Probit模型进行检验.如果β₁显著大于0,说明分析师报告发布前投资者情绪越高涨,分析师投资评价等级越高,即越倾向于推荐投资者购买股票;反之亦然,从而验证了分析师迎合行为的存在.

2.5.3 检验模型(3):投资者情绪与分析师股票推荐偏差

$$AIE_{jkt} = \gamma_0 + \gamma_1 Sentiment_{t-m} + \sum_{i=2}^n \gamma_i CV_{kt} + \varepsilon_{jkt}$$

其中AIE_{jkt}表示分析师j对公司k在t年股票未来收益预测的偏差;Sentiment为投资者情绪指数.CV表示一系列控制变量,除了引入前面检验模型中一系列控制变量外,还引入与股票预期收益和风险相关的四个变量:1)个股换手率(TVR),采用分析师投资评级公布前半年的个股平均换手率进行度量;2)上期个股收益率(PRE),为分析师投资评级公布前半年个股累积收益率;3)个股波动率(IVOL),采用分析师投资评级公布前半年个股日收益率的标准差进行度量;4)市场波动率(MVOL),采用分析师投资评级公布前半年市场日收益率的标准差进行度量.如果γ₁显著大于0,说明分析师报告发布前投资者情绪越高涨时,分析师股票推荐越乐观;反之亦然,从而验证了分析师迎合行为的存在.

2.6 描述性统计分析

表1列示了主要研究变量的描述性统计分析结果.从中可以看出,盈余预测偏误的均值和中值分别为0.891和0.154,即公司公布的实际盈余都要小于分析师的预测水平;而投资评级偏误除了在长期研究窗口内表现为正,在中短期都表现为负,即股票未来收益的实际表现要低于分析师的预期水平;另外,从投资评级来看,其均值和中值分别为0.987和1,说明了分析师对其所研究的股票的未來表现普遍看好,大都给出了“增持”或“买入”的投资建议.综合而言,上述描述统计结果表明我国证券分析师在预测上普遍存在着乐观情绪,这一现状与Cowen等^[12]对美国证券分析师的研究结果一致.

表1 主要研究变量描述性统计
Table 1 Descriptive statistics of key variables

变量	均值	中值	最大值	最小值	标准差	样本量
<i>AFE</i>	0.891	0.154	27.571	-0.657	2.562	56 834
<i>InnRank</i>	0.987	1	2	-2	0.764	37 418
<i>AIE₁</i>	0.111	0.073	2.133	-2.371	0.552	37 418
<i>AIE₂</i>	0.054	0.011	2.504	-2.391	0.673	37 418
<i>AIE₃</i>	-0.030	-0.051	2.432	-2.817	0.752	37 418
<i>Sentiment</i>	-0.049	0.060	0.815	-1.279	0.404	108

注: AIE_1 、 AIE_2 和 AIE_3 为投资评级偏差变量,分别采用分析师投资评级公告发布后的180天、270天、360天的个股累计收益率计算。

3 实证结果与分析

3.1 单变量分析

图2、图3和图4分别描绘了盈余预测偏差、投资评级及投资评级偏差三者与投资者情绪之间的关系,其中投资者情绪为分析师报告发布前3个月的投资者情绪指数的均值。盈余预测偏差、投资评级及投资评级偏差分别为所有分析师当月盈余预测偏差、投资评级和投资评级偏差的平均数^⑦。从图2可以看出:首先,盈余预测偏差在所有月份都大于0,由此可见我国证券分析师在盈余预测上长期处于过度乐观的状态;其次,分析师盈余预测与投资者情绪呈现出较为明显趋同性。当投资者情绪高涨时,分析师盈余预测的乐观程度会进一步加剧;当投资者情绪低落时,分析师盈余预测仍然过于乐观,但程度有所减轻,从而说明了分析师在盈余预测上迎合了投资者的情绪。从图3可以看出,随着时间的推移,分析师投资评级与投资者情绪之间的变化趋势趋向一致,即当投资者情绪高涨时,分析师倾向于乐观推荐;当投资者情绪低落时,分析师的推荐则比较谨慎。那么,分析师这种与投资者情绪同涨共跌的推荐行为到底存在什么样的偏差呢?从图4可以很直观地发现,在投资者情绪高涨(或低落)时,分析师对股票未来收益的预期远远高于(或低于)股票的实际表现。这种完全吻合的关系恰恰说明了分析师在股

票推荐上迎合了投资者的情绪。

为了进一步考察在投资者情绪不同阶段,分析师预测行为是否发生显著变化,本文进行了如下分组:如果在分析师报告发布时间之前3个月的投资者情绪指数均值大于(或小于)0,则视为分析师在投资者情绪高涨(或低落)阶段下所做的预测。表2列示了投资者情绪不同阶段下的各种统计检验结果,验证了图2至图4的研究发现,在投资者情绪高涨阶段,分析师存在着更为明显的乐观倾向,不仅高估了上市公司的盈余,也对股票的投资评级给予较高的评级;反观投资者情绪低落阶段,分析师盈余预测和投资评级的向上估计偏误有了明显的降低,与情绪高涨阶段相比较,其差异都达到了1%的显著性水平。上述发现表明了分析师预测偏倚方向和程度与投资者情绪状态呈显著的正相关关系,初步支持了本文关于分析师迎合行为的第一个研究假设。

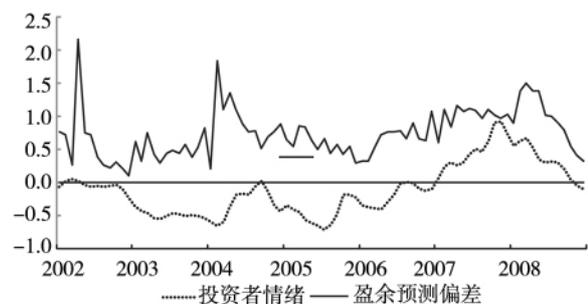


图2 分析师盈余预测偏差与投资者情绪

Fig. 2 Analysts' earnings forecast bias and investor sentiment

^⑦ 需要指出的是,CSMAR数据库中记录的2001年的有关分析师预测的数据很少,其中有9个月份的样本量为0,因此在画图时把时间轴截取为2002年1月至2008年12月这段区间。

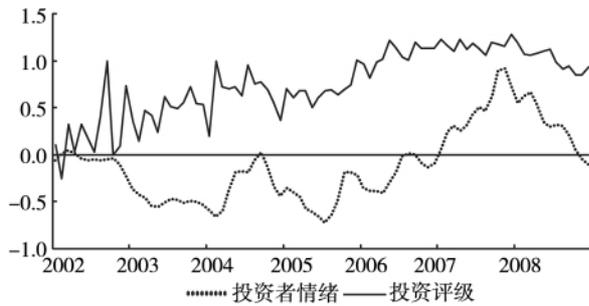


图3 分析师投资评级与投资者情绪

Fig. 3 Analysts' investment grade and investor sentiment

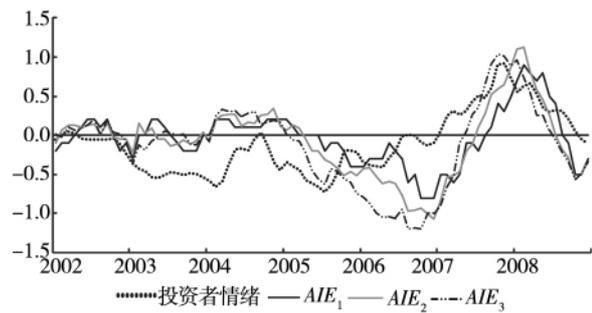


图4 分析师投资评级偏差与投资者情绪

Fig. 4 Analysts' investment grade bias and investor sentiment

表2 投资者情绪不同状态下分析师预测行为表现

Table 2 Analysts' forecasting behavior under different investor sentiment

	全样本	情绪低落阶段 S_1	情绪高涨阶段 S_2	差异 = $S_2 - S_1$
AFE	0.891 *** (82.881)	0.661 *** (42.851)	1.025 *** (71.189)	0.364 *** (17.25)
$InvRank$	0.987 *** (249.871)	0.846 *** (111.744)	1.052 *** (231.455)	0.206 *** (23.27)
AIE_1	0.111 *** (38.975)	-0.197 *** (-58.563)	0.252 *** (71.422)	0.450 *** (92.10)
AIE_2	0.054 *** (15.483)	-0.339 *** (-79.879)	0.234 *** (55.202)	0.573 *** (95.55)
AIE_3	0.030 *** (7.834)	-0.532 *** (100.136)	0.199 *** (44.873)	0.731 *** (105.64)

注：分析师预测偏差样本在情绪低落阶段和高涨阶段的子样本量分别是 21 002 个和 35 832 个；分析师投资评级及其偏差样本在情绪低落阶段和高涨阶段的子样本量分别是 11 736 个和 25 678 个；差异数列中括号内的数值为采用 Cochran 和 Cox^[36] 方法计算的 t 统计量，以消除两组样本方差不等的影响，其它数据列中括号内的数值为是否显著异于 0 的 t 统计量。*，**，*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%（双尾检验）。

3.2 多元回归分析

为了更加细致地考察投资者情绪对证券分析师盈余预测行为和投资评级行为的影响，本文将投资者情绪指数引入多元回归分析。同时，通过多元回归分析，也控制了其它变量可能产生的影响，从而保证了结论的稳健性。

3.2.1 证券分析师迎合了投资者情绪吗？

表 3 列示了方程回归结果，其中因变量分别是盈余预测偏差 (AFE)、投资评级 ($InvRank$) 及其偏差 (AIE)，而本文所关心的解释变量为投资者情绪指数。从模型 (1) 的回归结果可以看出， $Sentiment$ 的回归系数为正，并且显著性水平达到了 1%，可见分析师盈余预测偏差与投资者情绪成正相关的关系。从模型 (2) 的回归结果可以看出， $Sentiment$ 的回归系数为正，并且在

1% 的水平上显著，说明了分析师在投资者情绪高涨时倾向于给出“增持”或“买入”的投资推荐，而在投资者情绪低落时给出的投级推荐会较为谨慎。模型 (3) 的回归结果则表明了投资者情绪对分析师投级评级的影响程度，从中可以看出， $Sentiment$ 的回归系数均显著为正，说明了投资者情绪严重影响了分析师对股票未来表现的判断，在投资者乐观时，他们过度激进；在投资者悲观时，他们过度小心。综合而言，上述结果表明作为理性人代表的证券分析师，他们的预测行为并不理性，不仅很难置身于市场氛围之外进行独立研究，反而容易受投资者情绪所左右，即投资者情绪越高涨（或越低落），分析师预测行为越乐观（或越悲观），支持了本文所提出的假设 1。

表3 分析师预测行为与投资者情绪
Table 3 Analysts' forecasting behavior and investor sentiment

因变量 自变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)		
	<i>AFE</i>	<i>InvRank</i>	<i>AIE</i> ₁	<i>AIE</i> ₂	<i>AIE</i> ₃
常数	-0.879*** (-4.566)	—	-0.063 (-1.271)	0.008 (0.151)	-0.311*** (-5.384)
<i>Sentiment</i>	0.283*** (10.651)	0.272*** (16.377)	0.877*** (119.640)	1.244*** (152.532)	1.335*** (165.634)
<i>Size</i>	0.051*** (6.718)	0.032*** (6.217)	0.023*** (11.940)	0.027*** (12.817)	0.029*** (12.860)
<i>Lev</i>	0.915*** (12.008)	-0.017 (-0.426)	-0.092*** (-5.846)	-0.119*** (-6.755)	-0.138*** (-7.187)
<i>AytNum</i>	0.003 (0.165)	0.071*** (7.248)	0.008** (1.962)	0.007 (1.505)	-0.033*** (-6.885)
<i>Complex</i>	-0.476*** (-4.103)	0.082 (0.931)	0.068** (2.262)	-0.013 (-0.398)	-0.237*** (-6.854)
<i>Disp</i>	0.821*** (10.872)	0.333*** (17.549)	0.092*** (13.268)	0.124*** (16.935)	0.107*** (14.678)
<i>TVR</i>	—	—	-0.044*** (-17.346)	-0.047*** (-17.610)	-0.033*** (-14.858)
<i>PRE</i>	—	—	-0.017*** (-2.689)	0.021*** (2.994)	0.160*** (21.412)
<i>IVOL</i>	—	—	0.012*** (13.852)	0.012*** (13.165)	0.002* (1.779)
<i>MVOL</i>	—	—	-0.219*** (-42.865)	-0.339*** (-60.716)	-0.193*** (-30.510)
行业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整可决系数	3.85%	3.51%	35.18%	46.70%	51.35%
Prob-F 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	56 834	37 418	37 418	37 418	37 418

注: 模型(2) 运用次序 Probit 模型进行回归分析, 括号内的数字为采用 Huber-White 方法修正后的 z 统计量, 相应的调整可决系数为伪可决系数; 其它模型运用多元线性模型进行回归分析, 括号内的数字为采用 White 方法修正后的 t 统计量。* , ** , *** 分别表示显著性水平为 10% , 5% 和 1% (双尾检验), 下表同。

3.2.2 最佳分析师迎合了投资者情绪了吗?

表4 在表3 的检验模型中引入了投资者情绪与最佳分析师虚拟变量 ($STAR$) 的交乘项 ($Sentiment \times STAR$), 其中, 若分析师入选《新财富》杂志的“最佳分析师”排行榜, $STAR$ 取值为 1, 否则取值为 0。该检验的基本思想在于: 根据假设 2, 对于能力出众的分析师而言, 无论是盈余预测还是投资评级, 他们都会比能力一般的分析师

更加坚持自己的独立判断, 受投资者情绪的影响会比较小, 因此, $Sentiment \times STAR$ 的预期符号刚好与 $Sentiment$ 的预期符号相反。

从表4 的回归结果可以看出, 模型(1) 中的 $Sentiment \times STAR$ 回归系数为负, 不仅在符号上与 $Sentiment$ 的回归系数相反, 而且达到了 5% 的显著性水平。由于与一般分析师相比, 最佳分析师预测行为受投资者情绪的综合影响为 $sentiment$ 的

系数和交叉项系数之和,因此上述结果说明最佳分析师受投资者情绪影响较小。然而,模型(2)中的 $Sentiment \times STAR$ 回归系数却与 $Sentiment$ 一致,这似乎说明了最佳分析师股票推荐在投资者情绪高涨时更冒进,而在投资者情绪低落时更谨慎,与前述的理论预期不符。这一结果主要来自于样本的差别,这是因为在全部样本中,明星分析师的平均样本评级为 1.040,而其他分析师的平均样本评级为 0.963,二者差异达到了 5% 的显著性水平(未在表中列示)。换言之,明星分析师对其追踪的股票普遍给予较高的评级。由于前面的研究表明包括明星分析师在内的全部分析师在投资者情绪高涨阶段会给予股票更高的评级,从而使得 $Sentiment$ 和 $STAR$ 交乘项的系数显著为正。更为重要的是,本文更加关心分析师投资评级的准确性,即分析师对股票的投资评级与其股票未来的收益表现是否相符。结果发现在全部样本中,与一般分析师相比,按照明星分析师推荐买卖股票所获得的投资收益都比较高。以 AIE_1 为例,按照明星分析师和其它分析师分组计算的数值分别为 0.109 和 0.141,二者差异达到了 1% 的显著性水平(未在表中列示)。根据前文对变量 AIE 的定义与计算,数值越大表明分析师越乐观,说明在对股票投资推荐上,一般分析师实际上更加乐观。换言之,即便明星分析师在投资者情绪高涨阶段对其跟踪的股票给出较高的评级,但如果这些股票在未来表现确实比较好,那么不能认为明星分析师的股票推荐要比一般分析师更加乐观,反之亦然。

因此,在模型(3)中将分析师对公司股票未来收益预测的偏差(AIE)作为被解释变量,该变量为投资评级所对应的预期收益减去该股票未来的实际收益,它不仅考虑了分析师的投资评级,而且考虑了该股票在其评级发布之后的实际收益率。在模型(3)中,当以 AIE 作为被解释变量时,

$Sentiment \times STAR$ 回归系数符号与 $Sentiment$ 完全相反,并且显著性程度除了一个接近 10% 的水平外,其余两个都达到了 1% 的水平,说明了在对股票投资进行评级时,最佳分析师会更独立于投资者情绪影响之外。综合而言,表 4 的检验结果基本上支持了本文所提出的研究假设 2,即能力出众的分析师受到投资者情绪影响的程度较小^⑧。

另外,从控制变量的回归结果来看,对于规模较大的、受分析师群体关注较多的或盈余可预测性较低的公司,分析师往往倾向于乐观预期,盈余预测或投资评级都存在显著的向上估计偏误;对于资产结构较复杂的公司,分析师推荐行为则比较保守,向上估计偏误有所减轻;对于财务杠杆较高的公司,分析师会高估了其未来盈余的表现,而低估了其未来股票收益的表现。此外,从模型(3)另外加入的四个控制变量的回归结果来看,如果在分析报告披露之前个股换手率越高或者整个市场的波动越大,分析师会给予该股未来收益过低的估计;如果之前个股收益越高或者个股的波动越大,分析师会给予该股未来收益过高的估计。

3.2.3 考虑内生性问题后的回归检验

由于在现实中,分析师作为资本市场的一员,他们可能同时具有分析师和投资者的双重身份,使得其私人信息与本文的投资者情绪存在一定的交互关系。为了去除这种影响,本文做了如下处理:首先,对分析师研究报告(含盈余预测报告和投资评级报告)进行分析,找出 2 个关键指标:分析师所分析的股票以及该分析师所在的证券公司;接着,对对应股票的股东信息进行分析,如果该证券公司在分析报告前后 1 年的时间之内是该公司的前 10 大流通股股东,可能会存在较强的内生性问题,因此删去这个样本^⑨。通过上述的匹配筛选,在分析师盈余预测数据方面,剔除了 3 276

⑧ 在多变量回归分析中,由于变量的选取、设定和计算,多重共线性是经常出现的一个计量问题,这将使得回归结果变得不可信。为此,计算了各个解释变量的方差膨胀因子(VIF)。结果发现,这些解释变量的 VIF 值都比较小,最大值也仅为 2.51(为市场波动率这个变量),说明本文不存在多重共线性问题。

⑨ 需要说明的是,目前国内学术界通用的数据库只能提供近几年前十大流通股股东信息,例如 Wind 和 CSMAR 数据库分别提供了 2002 年至今和 2003 年至今的十大股东信息,因此,通过以下方式整合数据:以 CSMAR 数据库为基础,通过 Wind 数据库补充 2002 年的股东信息数据,通过手工翻阅年报整理获得 2001 年的股东信息数据。

个样本;在分析师投资评级数据方面,剔除了2319个样本。表5和表6报告了采用筛选后的样本数据所获得的回归结果。对比表3和表4,从中可以看出 *Sentiment* 回归系数的数值和 *t* 统计量都有了一定程度的下降,说明当分析师所在证券

公司是其所分析股票的大股东时,由于身兼分析师和投资者的双重身份,他们对该股票的预测分析更容易受到投资者情绪的影响^⑩。但总的而言,去除这种内生性问题后,本文的实证结果没有发生实质性的变化。

表4 最佳分析师预测行为与投资者情绪

Table 4 The best analysts' forecasting behavior and investor sentiment

因变量 自变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)		
	<i>AFE</i>	<i>InvRank</i>	<i>AIE</i> ₁	<i>AIE</i> ₂	<i>AIE</i> ₃
常数	-0.902*** (-4.688)	—	-0.078 (-1.573)	-0.009 (-0.171)	-0.315*** (-5.446)
<i>Sentiment</i>	0.320*** (10.619)	0.256*** (14.079)	0.894*** (111.912)	1.264*** (143.588)	1.341*** (154.810)
<i>Sentiment</i> × <i>STAR</i>	-0.126** (-2.520)	0.048* (1.957)	-0.059*** (-5.834)	-0.069*** (-6.377)	-0.018 (-1.613)
<i>Size</i>	0.052*** (6.840)	0.032*** (6.154)	0.024*** (12.175)	0.028*** (13.061)	0.030*** (12.909)
<i>Lev</i>	0.913*** (11.985)	-0.016 (-0.398)	-0.093*** (-5.913)	-0.120*** (-6.826)	-0.138*** (-7.204)
<i>AytNum</i>	0.005 (0.241)	0.070*** (7.148)	0.010** (2.348)	0.009* (1.921)	-0.033*** (-6.710)
<i>Complex</i>	-0.474*** (-4.089)	0.082 (0.939)	0.068** (2.263)	-0.013 (-0.395)	-0.237*** (-6.853)
<i>Disp</i>	0.822*** (10.897)	0.333*** (17.552)	0.093*** (13.291)	0.124*** (16.951)	0.107*** (14.683)
<i>TVR</i>	—	—	-0.044*** (-17.307)	-0.047*** (-17.569)	-0.033*** (-14.843)
<i>PRE</i>	—	—	-0.016** (-2.551)	0.021*** (3.143)	0.160*** (21.432)
<i>IVOL</i>	—	—	0.012*** (13.890)	0.012*** (13.183)	0.002* (1.757)
<i>MVOL</i>	—	—	-0.218*** (-42.780)	-0.338*** (-60.618)	-0.193*** (-30.474)
行业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整可决系数	3.86%	3.51%	35.29%	46.75%	51.35%
Prob-F 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	56 834	37 418	37 418	37 418	37 418

^⑩ 为了对这一结论做更为严格的检验,本文设置了虚拟变量(*Dummy*):当分析师所在证券公司是其所分析股票的大股东时,*Dummy*赋值为1,否则赋值为0。在此基础上,引入投资者情绪与该虚拟变量的交乘项(*Sentiment* × *Dummy*)。实证结果表明,投资者情绪与该交乘项的回归系数都为正,并达到了1%的显著性水平,验证了上述结论。但为了表达简约起见,本文没有将该回归结果列示出来。

表5 分析师预测行为与投资者情绪
Table 5 Analysts' forecasting behavior and investor sentiment

因变量 自变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)		
	<i>AFE</i>	<i>InvRank</i>	<i>AIE₁</i>	<i>AIE₂</i>	<i>AIE₃</i>
常数	-0.931*** (-4.814)	—	-0.081* (-1.652)	0.007 (0.136)	-0.270*** (-4.594)
<i>Sentiment</i>	0.257*** (8.764)	0.259*** (12.895)	0.801*** (101.531)	1.115*** (122.763)	1.204*** (135.842)
<i>Size</i>	0.064*** (7.523)	0.057*** (8.014)	0.028*** (12.158)	0.031*** (13.709)	0.035*** (13.937)
<i>Lev</i>	1.005*** (11.235)	-0.034 (-0.518)	-0.075*** (-5.541)	-0.105*** (-6.326)	-0.126*** (-6.572)
<i>AytNum</i>	0.002 (0.077)	0.059*** (6.755)	0.007* (1.720)	0.006 (1.381)	-0.041*** (-6.754)
<i>Complex</i>	-0.390*** (-3.784)	1.132* (1.641)	0.078*** (2.592)	-0.029 (-0.503)	-0.259*** (-7.144)
<i>Disp</i>	0.916*** (11.512)	0.278*** (15.620)	0.115*** (15.176)	0.134*** (17.349)	0.116*** (15.900)
<i>TVR</i>	—	—	-0.032*** (-15.348)	-0.041*** (-18.233)	-0.030*** (-12.407)
<i>PRE</i>	—	—	-0.014** (-2.176)	0.019** (2.315)	0.172*** (18.360)
<i>IVOL</i>	—	—	0.017*** (14.753)	0.016*** (15.732)	0.002** (1.980)
<i>MVOL</i>	—	—	-0.196*** (-37.642)	-0.289*** (-56.606)	-0.180*** (-25.439)
行业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整可决系数	3.63%	3.30%	34.55%	44.63%	50.04%
Prob-F 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	53 558	35 099	35 099	35 099	35 099

3.3 稳健性检验

为了保证实证结果的稳健,本文从三个方面展开敏感性检验:1)分别采用了滞后1个月和6个月的投资者情绪指数重新进行检验,结果表明这些情绪指数的回归系数符号保持一致,都达到了1%的显著性水平.通过与前面的结果进行对比,发现当情绪指数从滞后1个月向滞后3个月乃至滞后6个月推移时,其解释力没有得到明显的

提高,说明分析师预测行为倾向于迎合当前投资者情绪.2)投资者情绪指数是本文的一个关键变量,由于在中国封闭基金折价率容易受到基金分红比例的影响,在衡量投资者市场情绪方面可能存在较大的噪音^①,因此,将该变量剔除,重新构造投资者情绪评价函数.3)考虑到分析师在进行股票投资推荐时,经常以同期大盘收益作为比较

^① 在2001-2002年,中国封闭基金由于高分红比例受到投资者的欢迎,其平均折价率不到10%.在2002年以后,随着封闭基金高分红现象的消失,其折价率迅速上升20%以上.即便是在2007年中国的大牛市阶段——市场普遍认为是情绪比较高的阶段,其折价率却高达30%左右,因此,在衡量中国市场情绪方面,封闭基金折价率指标的噪音较大.

基准. 因此, 在衡量投资评级偏差时, 采用同期市场收益率减去分析师对股票未来收益的预测值进行衡量. 如果数值大于 0, 说明分析师投资推荐越

乐观, 反之亦然. 上述三个稳健性检验的结果与原文保持一致, 说明本文的结论具有较好的稳健性, 但限于篇幅, 本文未将上述结果列示出来.

表 6 最佳分析师预测行为与投资者情绪

Table 6 The best analysts' forecasting behavior and investor sentiment

因变量 自变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)		
	<i>AFE</i>	<i>InvRank</i>	<i>AIE₁</i>	<i>AIE₂</i>	<i>AIE₃</i>
常数	- 0. 942 *** (- 4. 935)	—	- 0. 084 * (- 1. 676)	0. 010 (0. 153)	- 0. 281 *** (- 4. 924)
<i>Sentiment</i>	0. 348 *** (7. 983)	0. 242 *** (11. 730)	0. 788 *** (96. 224)	1. 203 *** (115. 460)	1. 239 *** (127. 598)
<i>Sentiment</i> × <i>STAR</i>	- 0. 097 ** (- 2. 239)	0. 063 * (1. 774)	- 0. 073 *** (- 6. 562)	- 0. 079 *** (- 6. 748)	- 0. 026 * (- 1. 646)
<i>Size</i>	0. 061 *** (7. 478)	0. 058 *** (8. 135)	0. 029 *** (12. 321)	0. 030 *** (13. 415)	0. 033 *** (13. 742)
<i>Lev</i>	1. 006 *** (11. 324)	- 0. 035 (- 0. 542)	- 0. 076 *** (- 5. 556)	- 0. 112 *** (- 6. 632)	- 0. 127 *** (- 6. 598)
<i>AytNum</i>	0. 003 (0. 085)	0. 060 *** (6. 761)	0. 007 * (1. 739)	0. 005 (1. 298)	- 0. 032 *** (- 6. 251)
<i>Complex</i>	- 0. 387 *** (- 3. 646)	1. 129 (1. 637)	0. 076 ** (2. 567)	- 0. 030 (- 0. 671)	- 0. 260 *** (- 7. 169)
<i>Disp</i>	0. 917 *** (11. 542)	0. 279 *** (15. 717)	0. 117 *** (15. 320)	0. 137 *** (17. 683)	0. 115 *** (16. 002)
<i>TVR</i>	—	—	- 0. 033 *** (- 15. 645)	- 0. 042 *** (- 18. 517)	- 0. 032 *** (- 12. 563)
<i>PRE</i>	—	—	- 0. 014 ** (- 2. 210)	0. 020 ** (2. 374)	0. 170 *** (18. 015)
<i>IVOL</i>	—	—	0. 016 *** (14. 547)	0. 015 *** (15. 642)	0. 002 ** (1. 975)
<i>MVOL</i>	—	—	- 0. 195 *** (- 37. 302)	- 0. 295 *** (- 55. 783)	- 0. 177 *** (- 25. 091)
行业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整可决系数	3. 64 %	3. 33 %	34. 76 %	44. 80 %	50. 14 %
Prob- <i>F</i> 统计量	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000
样本量	53 558	35 099	35 099	35 099	35 099

4 结束语

证券分析师预测行为为什么会发生偏差? 在股市泡沫时代, 分析师为什么会失去冷静, 陷入过度乐观的非理性状态? 而当泡沫消退, 分析师为什

么会掉头转向, 发布与之前形成强烈反差的盈余预期或股票推荐? 传统的理论观点无法完整清楚地解释分析师预测系统性发生偏差这一事实. 本文试图将行为金融理论中日渐兴起的迎合效应理论纳入分析框架, 运用声誉博弈分析的方式建立分析师迎合行为模型, 对分析师预测随着市场状

态而“变脸”的现象提供了另一种解释. 本文的理论模型表明, 投资者由于无法及时获得其他反馈信息, 他们只能根据自己对资产状态的先验信念及分析师所披露的信息评估分析师的声誉. 分析师为提高自己的声誉以获得更多的利益, 在信息披露时会迎合投资者的先验信念披露有偏的信息, 而这恰好提供了回答上述问题的一种新思路.

本文以 2001—2008 年期间我国证券分析师为样本的实证研究也证明了分析师迎合行为的存在: 在投资者情绪高涨阶段, 分析师存在着更为明显的乐观倾向, 不仅高估了上市公司未来的盈余, 也对股票的投资评级给予了较高的评级; 反观投资者情绪低落阶段, 分析师会适时调低公司未来盈余的预测数字, 并且在投资评级上趋向于保守谨慎, 低估了股票未来的投资收益. 进一步的研究

还表明, 与能力一般的分析师相比, 能力出众的分析师会更加坚持独立判断, 其迎合投资者情绪的行为有所减轻, 呈现出“众人皆醉我独醒”的良好表现.

事实上, 本文所建立的分析师声誉博弈模型的理论蕴义是十分丰富的. 根据命题 2, 当作为信息需求方的投资者获得充分的反馈信息时, 采用真实披露信息策略成为了能力一般的分析师的最优策略, 而这也意味着当上市公司财务报告更加透明, 信息披露更加及时, 股票价格信息含量更加丰富时, 为迎合投资者情绪而披露有偏信息的策略容易被投资者所察觉, 反而会对分析师的个人声誉和职业谋划产生消极影响, 从而成为他们的次优选择. 换言之, 公司信息披露环境的改善将有助于抑制分析师在盈余预测和股票推荐上的迎合行为, 这将是未来值得关注的研究方向.

参 考 文 献:

- [1]Lang M, Lundholm R. Corporate disclosure policy and analyst behavior[J]. *The Accounting Review*, 1996, 71: 467 - 492.
- [2]Byard D, Shaw K. Corporate disclosure quality and properties of analysts' information environment[J]. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2003, 18: 355 - 378.
- [3]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.
Fang Junxiong. The transparency of information disclosure and analyst forecast in Chinese listed firms [J]. *Financial Research Journal*, 2007, (6): 136 - 148. (in Chinese)
- [4]李丹蒙. 公司透明度与分析师预测活动[J]. *经济科学*, 2007, (6): 107 - 117.
Li Danmeng. Corporate transparency and analyst forecast behavior[J]. *Economics and Science*, 2007, (6): 107 - 117. (in Chinese)
- [5]Tan Hongping, Wang Shiheng, Welker M. Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions[J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49: 1307 - 1357.
- [6]Kross W, Suk I. Does regulation FD work? Evidence from analysts' reliance on public disclosure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53: 225 - 248.
- [7]Trueman B. Analyst forecast and herding behavior[J]. *Review of Financial Studies*, 1994, 7: 97 - 124.
- [8]Hong H, Kubik J, Solomon D. Security analysts' career concerns and herding of earnings forecasts[J]. *Rand Journal of Economics*, 2000, 31: 121 - 144.
- [9]Hong H, Kubik J. Analyzing the analysts: Career concerns and biased earnings forecasts[J]. *Journal of Finance*, 2003, 58: 313 - 351.
- [10]Michaely R, Womack K. Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations[J]. *Review of Financial Studies*, 1999, 12: 653 - 686.
- [11]Cowen A, Groyberg B, Healy P. Which types of analyst firms are more optimistic? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 41: 119 - 146.

- [12] Carapeto M, Gietzmann M B. Sell-side analyst bias when investment banks have privileged access to the board [J]. *Financial Management*, 2011, 3: 757 – 784.
- [13] Lim Y, Jung K. Conflict of interest or information sharing? Evidence from affiliated analyst performance in Korea [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29: 505 – 537.
- [14] Mola S, Guidolin M. Affiliated mutual funds and analyst optimism [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93: 108 – 137.
- [15] Baker M, Wurgler J. A catering theory of dividends [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59: 1125 – 1165.
- [16] Baker M, Wurgler J. Appearing and disappearing dividends [J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 73: 271 – 288.
- [17] Boulton T, Braga-Alves M V, Shastri K. Payout policy in Brazil: Dividends versus interest on equity [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18: 968 – 979.
- [18] Shleifer A, Robert W V. Stock market driven acquisitions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 70: 295 – 311.
- [19] Cooper M J, Gulen H, Rau P R. Changing names with style: Mutual fund name changes and their effects on fund flows [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60: 2825 – 2858.
- [20] Polk C, Sapienza P. The stock market and corporate investment: A test of catering theory [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22: 187 – 217.
- [21] Baker M, Greenwood R, Wurgler J. Catering through nominal share prices [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64: 2559 – 2590.
- [22] Brown G W. Volatility, sentiment, and noise traders [J]. *Financial Analysts Journal*, 1999, 55: 82 – 90.
- [23] Gervais S, Odean T. Learning to be overconfident [J]. *Review of Financial Studies*, 2001, 14: 1 – 27.
- [24] Statman M, Thorley S, Vorkink K. Investor overconfidence and trading volume [J]. *Review of Financial Studies*, 2006, 19: 1531 – 1565.
- [25] 肖条军, 盛昭瀚. 两阶段基于信号博弈的声誉模型 [J]. *管理科学学报*, 2003, 6(1): 27 – 31.
Xiao Tiaojun, Sheng Zhaohan. Two-period reputation model based on signaling game [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2003, 6(1): 27 – 31. (in Chinese)
- [26] 王 强, 陈宏民, 杨剑侠. 搜寻成本、声誉与网上交易市场价格离散 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(5): 11 – 20.
Wang Qiang, Chen Hongmin, Yang Jianxia. Searching cost, reputation and price dispersion of on-line market [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(5): 11 – 20. (in Chinese)
- [27] 郑君君, 韩 笑, 邹祖绪, 等. IPO 市场中风险投资家策略的演化博弈分析 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(2), 72 – 82.
Zheng Junjun, Han Xiao, Zou Zuxu, et al. Analysis on venture capitalists' strategies in IPO market based on evolutionary game [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(2), 72 – 82. (in Chinese)
- [28] Stickel S E. Reputation and performance among security analysts [J]. *Journal of Finance*, 1992, 47: 1811 – 1836.
- [29] Fang L, Yasuda A. The effectiveness of reputation as a disciplinary mechanism in sell-side research [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22: 3735 – 3777.
- [30] Mullainathan S, Shleifer A. The market for news [J]. *The American Economic Review*, 2005, 95: 1031 – 1053.
- [31] Gentzkow M, Shapiro J M. Media bias and reputation [J]. *Journal of Political Economy*, 2005, 114: 280 – 316.
- [32] Jackson A R. Trade generation, reputation, and sell-side analysts [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60: 673 – 717.
- [33] Baker M, Wurgler J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns [J]. *Journal of Finance*, 2006, 59: 1125 – 1165.
- [34] Das S, Levine C, Sivaramakrishnan K. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts [J]. *The Accounting Review*, 1998, 73: 277 – 294.
- [35] Gu Zhaoyang, Wu Shuang. Earnings skewness and analyst forecast bias [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2003, 35: 5 – 29.

[36]Cochran W G ,Cox G M. Experimental Designs [M]. 2nd Edition ,NewYork: John Wiley & Sons ,Inc ,1957.

“Changed face” phenomena of security analysts’ forecasting behaviors: A reputation game model and evidences

*YOU Jia-xing*¹ , *QIU Shi-yuan*² , *LIU Chun*³

1. School of Management , Xiamen University , Xiamen 361005 , China;
2. School of Economics , Xiamen University , Xiamen 361005 , China;
3. School of Economics and Management , Tsinghua University , Beijing 100084 , China

Abstract: The analysts’ forecasting behavior often has bias. In the stock market bubble period , the analysts are often irrational and over-optimistic. When the bubble crashes , the analysts issue the opposite earnings forecasts and downgrade stock recommendations. Traditional theories can’t explain this fact clearly. This paper tries to introduce the catering theory and applies a reputation game model to analyze the analysts’ catering behavior. The theoretical model shows that , because investors can’t obtain the feedback timely , they will infer analysts’ reputation according to their prior beliefs and the analysts’ forecasts. In order to build a good reputation , the analysts are likely to cater investors’ prior beliefs and issue biased forecasts. The evidence based on China also shows that analysts’ forecasts are affected by the investors’ prior beliefs , i. e. , sentiment , which exhibits obvious catering behavior. This supports the theoretical expectations of the reputation game model.

Key words: catering behavior; earnings forecast; stock recommendation; reputation game