

雾里看花——空气质量影响了 分析师的预期吗？*

朱小能^{1,2} 刘鹏林¹

(1. 上海财经大学金融学院, 上海 200433;

2. 上海国际金融与经济研究院, 上海 200433)

内容提要:资本市场的经验表明,市场参与者的情绪波动会对金融决策产生显著影响。空气质量是影响情绪的重要因素,但关于空气质量如何影响市场参与者行为的研究目前还非常匮乏。借助不同地区空气质量的差异,本文研究了不同城市的分析师在同一时期对相同股票的预测是否受到空气质量变化的影响。研究结果表明,分析师的预测与空气质量变化之间存在正相关关系:空气质量改善地区的分析师对公司盈余和投资评级的预测更为乐观。进一步的研究表明,这种影响在小规模或高估值的股票中表现得更为显著。这与此类股票估值不确定性高因而更容易受情绪影响的观点一致。本文为行为资产定价理论提供了全新证据。

关键词:空气质量 情绪 分析师预测

中图分类号:F830.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2018)10—0173—20

一、引言

不少研究发现,全球金融市场中心城市的天气变化与股票指数的收益率相关。学者认为,这可能是因为天气因素影响了投资者的行为。该现象与心理学的相关理论不谋而合,心理学研究很早开始关注天气变化对个人行为的影响。认为天气变化会影响人类的主观情绪,产生积极或消极的信号。鉴于金融市场中的决策活动需要大量投资者的主观判断,天气引起的情绪变化同样可能影响投资者的主观判断,并传递到金融市场中。近年来,作为天气因素的重要一部分,空气质量已经成为全民关注的焦点之一。空气质量对人类的身心健康具有重要影响。考虑到国内各地区的空气质量差异很大,且波动剧烈,那么,空气质量的波动是否会影响投资者的行为呢?这种影响是否会波及金融市场呢?

这一问题对国内金融市场具有重要意义,因为国内金融市场尚未成熟,市场和投资者呈现出很多非理性特征。研究市场参与者的非理性行为,探索其背后的影响机制,一方面,能够加深对国内金融市场的理解,帮助投资者认识自身的局限性;另一方面,也能够从理论角度拓展行为金融学的相关研究。然而,由于难以直接观测到市场参与者在风险环境中的决策行为,以往关于投资者非理性行为的研究存在一定的局限。以天气因素对金融市场的影响为例,已有文献多数从天气因素与资产价格波动之间的关系入手,研究二者的联系,这些研究关注的大多是特定地区(如股票交易所

收稿日期:2018-01-23

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“基于多重预期与不确定性的货币政策和金融市场非线性关系研究”(71473281);上海财经大学研究生创新计划项目“人口结构与住房需求”(2017110313)。

作者简介:朱小能,男,教授,博士生导师,研究领域是货币政策与宏观经济、资产定价,电子邮箱:zhu.xiaoneng@shufe.edu.cn;刘鹏林,男,博士研究生,研究领域是实证资产定价,电子邮箱:2015310072@live.sufe.edu.cn。

所在地区)的天气因素对金融市场的影响,这种识别方法可能存在某种程度上的偏差,且缺乏微观层面上投资者行为的数据,因此,难以阐明天气因素对金融市场的影响机制。本文另辟蹊径,将研究视角拓展至分析师个体,可以精准识别空气质量变化对分析师决策行为的影响。另外,本文选择的样本分布在不同的地区,能够兼顾空气质量在时间和空间上的差异,避免选择单一地区的样本可能出现的偏差。鉴于分析师在金融市场中发挥着举足轻重的作用,以分析师作为研究对象也能够提高本研究的代表意义。

利用我国 A 股市场的数据库,本文运用准自然实验的方法,搜集了分析师预测行为的数据,从微观层面检验了空气质量是否会引起分析师的预测偏差。结果发现,空气质量改善时,分析师预测出现乐观偏差的概率增加;同时,在高风险的环境中,空气质量对分析师预测的影响更显著。这表明,空气质量变化能够诱发分析师的行为偏差,风险容忍程度可能是空气质量影响分析师行为的作用机制。稳健性检验表明,本文的发现在不同的样本中都保持一致。本文的贡献在于:第一,拓展了行为金融学关于市场参与者行为的研究。由于研究手段限制,基于微观层面研究风险环境中个体的非理性行为的研究并不多见,本文能够弥补这一缺憾。第二,丰富了环境因素对市场个体行为的影响机制的研究。已有文献大多着眼于证明环境因素对市场个体的影响的存在性。相比之下,本文进一步探索了环境因素对个体行为的影响机制,发现风险容忍度是重要的作用渠道。第三,本文也拓宽了现有的关于分析师预测行为的研究视角,发现外部环境因素同样可能诱导分析师的行为偏差。

二、文献综述与研究假设

本文的研究涉及行为金融理论和分析师行为两个方面,下面分别对这两方面文献进行回顾,并结合本文的研究目的,提出研究假设。

1. 文献回顾

(1)行为金融学相关理论。心理学家很早认识到天气对个人情绪的影响。最早,Cunningham (1979)^[1]发现,在日照较长的工作日中,个人更愿意提供志愿服务,服务生收到的小费更慷慨,自我感觉也会更好。Saunders 和 Brizzolara (1982)^[2]借助实验手段发现,所处环境湿度的增加会导致个人主观感受变糟。Eagles (1994)^[3]指出,在阴郁的天气中个人情绪更为低落。Howarth 和 Hoffman (1984)^[4]总结了天气与情绪的联系,认为天气条件良好时,个人情绪更乐观;天气条件恶劣时,个人情绪较悲观,天气因素会影响个人行为。前述心理学的研究表明:天气因素的变化会引起个人情绪的波动,并反映在个人的决策和行为中。医学研究表明,暴露在污染的空气环境中时,人体的肾上腺皮质醇水平上升,造成人体代谢紊乱,降低人类追求刺激和冒险行为的欲望。此外,人类的认知和行为会受到皮质醇水平的影响,甚至风险偏好及理性选择能力也会因此发生改变 (Coates 和 Herbert,2008)^[5]。那么,情绪通过哪些渠道影响个体的决策呢?

首先,情绪改变个人对未来的预期。积极的情绪使人对未来的预期更乐观,Wright 和 Bower (1992)^[6]认为乐观时,个人倾向于积极的预期;悲观时,个人倾向于消极的预期。个人的情绪状态会影响对事件趋势的判断。Johnson 和 Tversky (1983)^[7]认为,情绪乐观时,个人会高估好结果的发生概率,低估坏结果的发生概率。心理学家对此的解释是:人的潜意识带有先天偏好,能够带给人快乐的选择更受到青睐。因此,个人行为的选择会受到主观意愿的干扰。当个人情绪乐观时,个人潜意识中的最优选择是能够维持现状的行动 (Damasio,1994)^[8]。限于认知能力和信息广度,个人决策首先要满足自我意识的需求,而非完全遵循理性选择,情绪会干扰个人的决策过程。其次,情绪同样会改变个人对风险的感知,并改变个体的风险偏好。一般而言,情绪乐观的个人对自己的决策和选择更有自信,情绪悲观的个人行事小心谨慎,评估现有信息时更客观理性 (Petty, 1991)^[9]。不确定性越高,情绪对风险偏好的影响越明显。Bassi 等 (2013)^[10]运用实验经济学的

方法,分析了天气、情绪和风险承担意愿之间的关系,研究发现,风险容忍程度和情绪好坏正相关,个体在好情绪时倾向于冒险,在坏情绪时则偏好规避风险的行为。

金融市场的参与者需要在风险环境中做出决策,如果天气能够影响个体的情绪,那么,金融市场的参与者的行为是否会受到天气因素的干扰呢?为寻找二者之间的联系,Saunders(1993)^[11]首先研究了天气与股票收益的关系,发现纽约交易所股票市场的收益与纽约市的云层覆盖比例负相关。随后,Hirshleifer和Shumway(2003)^[12]将研究范围扩大到全球26个国家和地区,表明在其他地区同样存在类似的关系。Kamstra等(2003)^[13]发现,日照时间缩短时,风险资产的收益率会显著降低。之后,Chang等(2008)^[14]将视角转向了投资者,发现云层厚度会影响纽约股票交易所的交易活跃度,说明投资者的行为会受到天气因素的影响。也有学者将视角拓展到其他天气因素上,Dichev和Janes(2003)^[15]、Yuan等(2006)^[16]认为,月相同样会对股票收益率产生影响。国内学者也在这一领域做了一些探索。山立威(2011)^[17]利用汶川地震这一事件,研究了因地震而生的恐慌情绪对中国股票市场的影响。陆静(2011)^[18]借鉴了前人研究的方法,利用上海股票交易所的数据,发现天气对股票价格的作用并不显著,但是,却显著影响了投资者的交易行为。与本文研究较为接近的研究是,郭永济和张谊浩(2016)^[19]运用上证沪企指数研究了本地空气质量对股市收益的影响,发现在中国市场,空气质量与股票收益同样存在正相关的关系。

(2)情绪与分析师行为。作为金融市场的信息中介,分析师的主要工作是解读市场信息,发布研究报告,供个人和机构投资者制定投资决策参考。若分析师是完全理性的,那么其盈余预测应当完全反映公司基本面信息。但是,大量学术研究表明,分析师的盈余预测存在着系统性的乐观偏差(De Bondt和Thaler,1990^[20];Friesen和Weller,2006^[21];丁方飞和张宇青,2012^[22])。许多学者从不同的角度来解释分析师预测偏差的成因,其中,情绪也是引起分析师预测偏差的重要因素。从理性的角度看,分析师受雇于券商研究机构,依赖为投资者提供服务赚取佣金。因此,分析师有强烈的动机去迎合投资者,分析师的乐观偏差和经纪业务密切相关,机构持股比例高的股票更受分析师青睐,发布乐观的预测可以提高经纪业务收入。曹胜和朱红军(2011)^[23]发现,分析师的乐观程度和证券公司的自营业务相关,分析师倾向推荐自营业务持有的股票。这些研究都从理性的角度解释了情绪是如何影响分析师预测的。

另一方面,随着行为金融学的发展,学者思考从行为金融角度解释情绪对分析师预测的影响,认为反应不足和过度自信导致的心理偏差更能解释分析师的低效率行为。沿着这一角度,学者开始从情绪角度解释分析师的盈余预测偏差。Qian(2009)^[24]发现,在美国市场,分析师的盈利预测存在系统性的乐观偏差,且这种乐观偏差存在明显的时变特征:在投资者情绪乐观的年份,分析师的预测更乐观。Bhojraj等(2012)^[25]的研究得出相似的结论。Corredor等(2014)^[26]以法国、德国、西班牙和英国四个国家的市场为研究对象,证实在这些市场中分析师的预测与投资者情绪同样存在正相关的关系。国内学者也进行了一些初步的探索,伍燕然等(2012)^[27]构建了月度投资者情绪指数,发现情绪与分析师预测偏差存在正向联系。游家兴等(2013)^[28]运用声誉博弈分析的方式建立了分析师的迎合行为模型,指出分析师会为了迎合投资者的先验信念而发布附和投资者情绪的盈余预测。因此,投资者情绪在分析师的盈余预测中起着重要作用。伍燕然等(2016)^[29]发现,在控制信息披露质量和公司治理水平之后,投资者情绪仍能显著影响分析师盈余预测偏差。孔令飞等(2016)^[30]指出,个人和机构投资者情绪均能影响分析师盈余预测乐观偏差,其中,机构投资者的情绪对分析师的盈余预测影响尤甚。这些研究都证明了情绪因素对分析师盈余预测的影响,然而,已有研究侧重考察市场总体情绪对分析师盈余预测的系统性影响,尚未将研究视角拓展到分析师微观个体之上。

2. 研究假设

行为金融学理论认为,市场中的经济个体是有限理性的,传统金融理论的完全理性假设与现实存

在差距,即使机构投资者也会受到认知偏差的系统性影响。例如,Coval 和 Shumway(2005)^[31]发现,芝加哥交易所的交易员中存在着明显的损失厌恶倾向。Frazzini(2006)^[32]证实美国市场的共同基金经理在交易中存在处置效应。上述研究表明,机构投资者也并非符合完全理性假设。与本文研究更为接近的是,Goetzmann 和 Zhu(2002)^[33]发现,纽约的天气状况显著地影响了纽约交易所做市商的交易行为,但对个人投资者的影响并不显著。具体考虑分析师这一金融市场中的“理性人”群体,他们基于对公司未来现金流的期望对公司价值做出判断。实际上,在盈余预测过程中,分析师仍然需要大量运用自身的主观判断。从生理角度来看,分析师与人类社会中的其他个体并无明显差异。因此,分析师的生理状况也难免受到空气质量的影响,那么,分析师的决策活动是否会因这种影响产生偏差呢?

首先,关于分析师预测偏差的研究已有很多,但是,关注分析师主观情绪的研究尚不多见。分析师基于对公司未来现金流的期望预测公司前景,对公司的基本价值做出判断。伍燕然和韩立岩(2007)^[34]认为,依照经典的 Gordon 模型,长期增长率、必要回报率等参数是由分析师主观决定的,分析师的决策也会受到自身情绪的影响,乐观时,分析师会调高预期的未来增长率,上调盈余预期或下调必要回报率;悲观时,分析师会调低预期的未来增长率,下调盈余预期或提高必要回报率。进而,情绪的波动反映在分析师对公司内在价值的判断中。

空气质量具有明显的地域性特征,不同地区的分析师所处的空气环境差别很大。空气质量的变化会影响分析师的生理感受,并借助理生渠道影响到分析师的主观情绪。若分析师所处的地区的空气质量有所改善,分析师的情绪也会变得乐观;反之,分析师的情绪会变得悲观。情绪波动会体现在分析师的日常工作中,对分析师的盈余预测产生潜在影响。具体而言,乐观的分析师倾向于高估公司的前景和内在价值,调高对公司的盈余预期;反之则会调低对公司的盈余预期。作为自然环境因素,空气质量的变化不受市场信息的干扰,但是,却仅能影响本地的分析师群体,因此,空气质量的变化能够从生理角度造成不同地区的分析师群体的情绪差异,这种差异最终体现在分析师的盈余预测中。因此,本文提出如下假设:

H₁:空气质量改善时,分析师发布正面评级的概率增加,盈余预测偏向乐观;反之则会调低对公司的盈余预期。

其次,已有研究表明,股票收益受到投资者情绪的影响,且敏感程度与公司特征密切相关。Baker 和 Wurgler(2009)^[35]发现,规模小、波动率高等估值困难的股票更易受到投资者情绪的影响。一方面,这些股票的套利成本较高,理性投资者难以通过套利活动纠正股票价格;另一方面,市场难以就这些股票的真实价值达成一致,投资者更多依赖自身的判断进行估值,因此,投资者情绪高涨时,股票价格随之上涨,反之则会下跌。蒋玉梅和王明照(2010)^[36]发现,市盈率、波动率等指标较低的公司的股票更容易受到投资者情绪的影响。从已有研究看,股票收益对投资者情绪的敏感程度因公司截面特征的差异存在不同。

那么,若空气质量通过影响分析师的情绪而影响分析师的评级,这种影响是否因公司截面特征的差异而不同呢?直观而言,不同公司的估值难度存在很大差异,分析师在预测公司的前景时,需要考虑到公司的历史业绩、当前运营表现、同行业公司的业绩表现、宏观经济状况等诸多因素。如果缺乏历史资料或同行参照,分析师在预测目标公司的业绩时将更多地依靠主观判断,发布的评级报告中包含更多的分析师个人主观信息。若目标公司的风险很低,增长前景稳定,那么公司的未来价值更容易依照公开信息确定,分析师的评级预测受个人情绪状态的影响将会很小;反之,若目标公司的风险较高,增长前景存在诸多不确定性因素,分析师需要在盈余预测中纳入更多的主观判断,此时,分析师的情绪状态对其主观判断的影响将更为凸显。由于空气质量的变化主要通过影响分析师的情绪状态,进而影响其主观判断,当目标公司的特征蕴含更多风险因素时,空气质量引致的分析师预测偏差将更为显著。因此,本文提出如下假设:

H₂:空气质量对分析师行为的影响在经营不确定性程度较高的公司中更明显。

三、数据处理和模型设定

1. 数据处理

本文以分析师发布的中国 A 股上市公司的评级数据为研究对象,时间区间为为 2010 年 1 月 1 日—2017 年 12 月 31 日。分析师预测数据、分析师排名信息以及公司财务数据均来自国泰安数据库,机构投资者持股比例数据来自锐思数据库。空气质量指数的数据来自环保部官方网站 (<http://www.zhb.gov.cn/>),该网站发布全国各城市的日度空气质量指数信息(AQI)^①。需要指出的是,2013 年 1 月 14 日—2013 年 12 月 31 日期间,环保部修订了空气质量指数的标准,停止披露空气质量指数信息,因此,样本中并未包含该时间范围内的相关数据。分析师的联系方式来自 Wind 数据库,通过匹配固定电话的区号的方式,本研究确定了分析师的地理位置信息,以此匹配了分析师所在城市的空气质量指数。

对原始数据,本文剔除了以下样本:(1)非正常交易公司股票的预测;(2)缺少分析师姓名和发布时间的预测;(3)以研究小组形式发布的预测,但小组成员不在同一城市;(4)时间跨度超过一年的预测。然后根据分析师发布预测的时间对其进行排序。如果样本均来自同一个地区,则意味着样本中的分析师面临的空气质量变化是相同的,可能导致研究结果出现偏差。因此,本文对样本进行如下筛选:若同一周内仅有一座城市的分析师对该公司进行预测,则令 $CityCount = 1$;若有两座城市的分析师在同一周内发布了关于该公司的评级报告,则令 $CityCount = 2$;以此类推。显然,若 $CityCount$ 越大,在相同时间段内对同一家公司发布评级的分析师的地理分布越分散,越有利于区分不同地区的空气质量差异对分析师行为的影响。显然,若 $CityCount$ 的阈值选择过高,则样本中的观测值不足以进行后续研究;反之,若阈值选择过低,样本则缺乏代表性。表 1 给出了不同的阈值标准下样本中观测值的数量,为了兼顾样本容量和差异性两个方面的因素,本文以 $CityCount \geq 6$ 作为标准,最终样本中共包含 963 个观测值。

表 1 阈值标准与样本容量

阈值	5	6	7	8
样本容量	3686	963	230	25

资料来源:本文整理

2. 变量选择与度量

(1)相对空气质量指数。本文研究的是空气质量对分析师行为的影响,如何衡量不同地区的空气质量是首要问题。地区间的空气质量存在固有差异,同时,空气质量存在明显的时间依赖性。相关研究表明,国内的空气质量的最短变化周期约为 7 天。另外,对分析师情绪产生影响的应当是空气质量的相对变化,由于人类对生存环境存在适应能力,当分析师长期处于稳定的空气环境中时,无论空气质量好坏,对分析师产生的影响都将减弱。因此,本文构造了相对空气质量指数(ΔAQI)这一指标,即:利用分析师发布报告当周的空气质量指数的平均值减去上一周空气质量指数的平均值,衡量分析师发布预测前后空气质量的变化。计算公式如下:

$$\Delta AQI_{i,t} = AQI_{i,t} - AQI_{i,t-1} \quad (1)$$

其中, $AQI_{i,t}$ 表示第 i 个分析师在第 t 期所处的城市的空气质量指数, $AQI_{i,t-1}$ 表示第 i 个分析师在第 $t-1$ 期所处的城市的空气质量指数, $\Delta AQI_{i,t}$ 表示第 i 个分析师在第 t 期所处的城市的空气质量变化。为简便起见,后文中 ΔAQI 简称为空气质量。

① 空气质量指数越大,空气质量越差。

(2) 分析师相对评级。分析师相对评级是分析师发布的评级与市场一致评级之间的差异。其中,市场一致评级是市场中跟踪同一家公司的所有分析师发布的评级的均值。分析师相对评级可以直观地衡量分析师预测的乐观程度,若分析师的评级高于市场一致预期,说明分析师的乐观程度高于市场;反之则低于市场。分析师每年会发布多份关于同一家公司的预测,市场时刻处于变动之中,不同时期发布的预测包含的信息不同,为测度空气质量的相对变化对分析师预测的影响,首先需要保证分析师发布的预测基于一致的市场信息。因此,本文将时间窗口定为一周,即选定公司的预测必须是在同一周之内发布的,藉此尽量降低选定公司发生重大事项变更的可能。本文的关键被解释变量是个股层面的分析师相对评级指标,该指标引自国泰安数据库。具体计算方式如下:将每位分析师针对特定股票的评级减去市场中所有分析师的投资评级的平均值,得到修正后的分析师评级,如下式所示:

$$Recom d_{i,j,t} = AnaRecomd_{i,j,t} - AverMarketRecom d_{j,t} \quad (2)$$

其中, $AnaRecomd_{i,j,t}$ 表示第 i 个分析师在 t 期对第 j 家公司股票的评级推荐, $AverMarketRecom d_{j,t}$ 表示市场中其他分析师对该公司股票评级的均值。若 $Recom d_{i,j,t}$ 为正,说明分析师对该公司的预期高于市场平均预期;反之,说明分析师对该公司的预期低于市场平均预期。为了便于 Ordered Probit 模型分析,本文将修正后的分析师评级按高低排序,依次赋值为 1、2、3、4 和 5,相应地,称这五个评级为“卖出”“减持”“中性”“增持”和“买入”。简便起见,后文中 $Recomd$ 称为分析师评级。

(3) 分析师盈余预测偏差。为保证研究结论的稳健性,借鉴已有研究的计算方法,本文另外构建了分析师盈余预测偏差这一指标衡量分析师的行为,计算公式如下:

$$Bias_{i,j,t} = \frac{FEP S_{i,j,t} - AEP S_{i,j,t}}{|AEP S_{i,j,t}|} \quad (3)$$

其中, $Bias_{i,j,t}$ 表示分析师 i 对公司 j 在第 t 年每股盈余预测的相对偏差; $FEP S_{i,j,t}$ 表示分析师 i 对公司 j 在第 t 年每股盈余的预测值; $AEP S_{i,j,t}$ 表示公司 j 在第 t 年每股盈余的实际值。如果 $Bias_{i,j,t}$ 大于 0,说明分析师的盈余预测较为乐观;反之,则表明分析师的盈余预测较为悲观。

(4) 控制变量。在前人研究基础上,本文引入了以下控制变量,包括:1) 明星分析师 ($Star$)。《新财富》杂志每年对国内分析师进行排名,并以此授予明星分析师称号,如果分析师在前一年进入了新财富排名,那么 $Star$ 哑变量取 1,反之则为 0。2) 目标公司被分析师关注的程度。在一年内,有多少个分析师(团队)对该公司进行过跟踪分析,一个团队数量为 1,不单独列出其成员计算数量。3) 公司规模 ($Size$)。采用对数化的公司上一年度的总市值来度量。4) 账面市值比 (BM)。采用公司上一年度的账面价值和市值之比。5) 机构投资者持股比例 ($InsHold$)。以公司上一年度机构投资者持有股票的市值除以公司股票的总市值计量。6) 公司股票上一年度的收益率 (Ret)。采用经红利调整后的收益率。公司股票收益率一般具有持续性,上一年度的回报很大程度上影响了本年度股票的走势。此外,本文还设置了季节虚拟变量 ($SeasonD$) 和城市虚拟变量 ($CityD$),以消除空气质量的季节效应和地区效应。所有的控制变量均取滞后一期的值。本文以 t 表示预测发布的时期, i 表示第 i 个分析师, j 表示第 j 家公司。各变量的定义如表 2 所示。

表 2 变量定义

名称	符号	定义
分析师盈余预测偏差	$Bias$	$\frac{FEP S_{i,j,t} - AEP S_{i,j,t}}{ AEP S_{i,j,t} }$
分析师相对评级	$Recomd$	$AnaRecomd_{i,j,t} - AverMarketRecom d_{j,t}$
相对空气质量指数	ΔAQI	$\Delta AQI_{i,t} = AQ I_{i,t} - AQ I_{i,t-1}$

续表 2

名称	符号	定义
明星分析师	<i>Star</i>	若分析师上年进入“新财富”最佳分析师排名,则取“1”;反之,取“0”
目标公司被关注度	<i>Anattention</i>	在一年内,有多少个分析师(团队)对该公司进行过跟踪分析,一个团队数量为1,不单独列出其成员计算量
公司规模	<i>Size</i>	Ln(公司上一年度总市值)
账面市值比	<i>BM</i>	公司上一年度总市值/公司上一年度账面价值
机构投资者持股比例	<i>InsHold</i>	公司上一年度机构投资者持有股票总市值/公司股票总市值
股票收益率	<i>Ret</i>	公司上一年度股票收益率

资料来源:本文整理

3. 模型设定

(1)研究模型。为保证结论的稳健性,本文采用了两个被解释变量衡量分析师的行为,由于分析师盈余预测偏差为连续型变量,而分析师评级偏差为离散型变量,因此,本文构建了两个实证模型检验空气质量对分析师行为的影响,下面分别说明。

本文重点关注空气质量变化对分析师预测行为的影响,其中,被解释变量分析师评级为离散变量,采用有序 Probit (Ordered Probit) 模型进行估计,该模型为 Probit 模型的扩展,专门用于被解释变量为排序数据的情况。该模型设定如下:

$$Recom\ d_{i,j,t} = F(\beta_1 \Delta AQ\ I_{i,t} + \gamma Control\ l_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}) \quad (4)$$

其中, $Recom\ d_{i,j,t}$ 为被解释变量,表示分析师评级。 $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 是本文重点关注的解释变量,表示分析师所处地区的空气质量, $Control\ l_{i,j,t}$ 为控制变量。 $F(\cdot)$ 为某非线性函数,具体形式为:

$$F(y^*) = \begin{cases} 1 & y_i^* \leq \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2 \\ \vdots & \vdots \\ J & y_i^* > \mu_{J-1} \end{cases} \quad (5)$$

其中, y^* 是 y 的背后存在的不可观测的连续变量,称为潜变量。

由于相对空气质量指数增加时,空气质量恶化,若研究假设 H_1 成立,则 $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 的系数应当显著为负。为了验证假设 H_2 ,本文按照 Fama 和 French (1993)^[37] 的方法,对样本按照市值、账面市值比进行排序,检验不同分组的样本中空气质量变化对分析师盈余预测的影响。若假设 H_2 成立,那么,在风险较高的分组中, $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 的系数的绝对值应当大于风险较低的分组中 $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 的系数的绝对值。

为了证明结论的稳健性,本文另外构建了分析师盈余预测偏差这一被解释变量,建立如下线性回归模型,检验分析师行为是否受到空气质量的影响:

$$Bias_{i,j,t} = \alpha + \beta \Delta AQ\ I_{i,t} + \gamma Control + \varepsilon_{i,j,t} \quad (6)$$

其中, $Bias_{i,j,t}$ 为被解释变量,表示分析师评级。 $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 是本文重点关注的解释变量,表示分析师所处地区的空气质量, $Control\ l_{i,j,t}$ 为控制变量。由于相对空气质量指数增加时,空气质量恶化,若研究假设 H_1 成立,则 $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 的系数应当显著为负。为了验证假设 H_2 ,本文按照 Fama 和 French (1993)^[37] 的方法,对样本按照市值、账面市值比进行排序,检验不同分组的样本中空气质量变化对分析师盈余预测的影响。若假设 H_2 成立,那么,在风险较高的分组中, $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 的系数的绝对值应当大于风险较低的分组中 $\Delta AQ\ I_{i,t}$ 的系数的绝对值。

(2)模型的内生性问题。形成雾霾天气的重要诱因之一是社会经济活动,因此,空气质量变化与分析师预测可能受到共同潜在变量的影响。具体而言,空气质量变化可能影响分析师预测,这是本文关注的因果关系。然而,空气质量与分析师预测之间可能存在其他联系,上述模型设定可能存在潜在的内生性问题。

为检验模型是否存在内生性问题,本文拟在普通 Ordered Probit 模型中引入工具变量,重新估计模型,并检验模型是否存在内生性问题。本文采取的工具变量为滞后一期的空气质量变化。选择滞后一期的空气质量变化作为工具变量的原因在于:气象条件的变化是连续的,研究表明,中国的 PM2.5 浓度变化呈现出周期性脉冲型变化规律,最短变化周期为 7 天(任婉侠等,2013)^[38]。因此,前一期的空气质量变化可以较好地预测下一期空气质量变化。而个人生理、心理状况在很大程度上仅受到短期环境因素的影响,因此,本文认为,前一期空气质量的变化能够满足工具变量外生性的要求。另外,从政策实践看,停产措施普遍为短期行为,采取前一期的空气质量变化作为工具变量也能够较好地避免未知变量的影响。

本文使用两步法进行参数估计,检验模型的内生性问题。第一阶段,将潜在的内生解释变量 ΔAQI 对所有的外生解释变量和工具变量做回归,得到其拟合值 $\widehat{\Delta AQI}$,即:

$$\Delta AQI = \delta Z + \theta X + u_i \quad (7)$$

$$\widehat{\Delta AQI} = \delta Z + \theta \widehat{X}, \quad (8)$$

其中, $\widehat{\cdot}$ 表示变量的拟合值或参数的估计值, X 向量是与普通 Ordered Probit 模型中相同的控制变量, Z 为工具变量构成的向量。

在第二阶段,将 $Recomd$ 对 $\widehat{\Delta AQI}$ 、残差、外生解释变量做 Ordered Probit 回归,即:

$$Recomd_{i,j,t} = F(\beta_1 \widehat{\Delta AQI}_{i,t} + \gamma Control_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}) \quad (9)$$

在该模型中, ΔAQI 的内生性来自于 u 和 ε 的相关性;若二者的相关性系数 $\rho = 0$,则可以认为 ΔAQI 为外生变量。因此,对 ΔAQI 内生性的检验可以通过检验 $H_0: \rho = 0$ 来进行。

(3)边际效应分析。由于 Ordered Probit 模型的参数含义不直观,前文结果仅能从显著性和参数符号方面给出有限信息。因此,本文通过进一步计算得出了空气质量变化对分析师评级的边际影响,具体而言,边际效应是指当空气质量处于均值时,其单位变化对被解释变量取各个值的概率的影响。即:

$$\left. \frac{\partial Prob(y = i | x)}{\partial x} \right|_{x=\bar{x}} \quad (i = 1, 2, 3, 4, 5) \quad (10)$$

其中, x 表示空气质量的相对变化。上式边际效应的含义是,当空气质量变动 1 个单位时,被解释变量取各个值的概率如何变化。

四、实证结果

1. 描述性统计

表 3 展示了样本的描述性统计量。样本中分析师评级的均值为 -0.01,与变量的构造方式相吻合。分析师盈余预测偏差的均值为 0.1673,说明分析师的盈余预测存在着乐观倾向。需要说明的是,由于数据存在缺失,导致分析师盈余预测偏差的数据较少。空气质量的均值为 1.81,方差为 23.5,说明空气质量存在较大幅度的波动。就样本中被追踪的公司而言,平均每家公司有约 40 位分析师关注,机构持股者的平均持股比例为 37%,其中,持股比例最少的为 2%,最多的则高达 97%。从表 3 中可以看出,样本中目标公司平均有约 40 位分析师或分析师团队关注。在所有的分析师中,约有 20%的分析师曾获得年度新财富最佳分析师的称号。

表3 变量描述性统计

变量符号	变量名	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
<i>Recomd</i>	分析师相对评级	963	3.0861	0.9874	5	1
<i>Bias</i>	分析师盈余预测偏差	913	0.1673	1.5081	44.0	-0.5287
ΔAQI	相对空气质量指数	963	1.8115	23.5185	101.4048	-120.571
<i>Size</i>	公司规模	963	17.7399	1.2705	20.8101	14.8050
<i>BM</i>	账面市值比	963	4.9204	6.2867	21.0010	0.0872
<i>Ret</i>	股票收益率	963	0.1449	0.3515	1.2342	-0.5989
<i>InsHold</i>	机构投资者持股比例	963	0.3685	0.2232	0.9713	0.02
<i>Anattention</i>	目标公司被关注度	963	40.2637	13.0056	79	18
<i>Star</i>	明星分析师	963	0.2056	0.4043	1	0

注：*Bias* 变量的样本缺失较多，因此，仅有 913 个观测值

资料来源：本文整理

从样本观测的地理分布(如图1所示)来看,数据涵盖了国内17个城市,其中,约70%的数据来自北京、上海和深圳,其余30%来自其他城市。原因在于,国内的券商多数分布在北京、上海和深圳,大多数分析师也居住在这些地区。样本数据也涵盖了武汉、南京、广州等券商分布较多的城市,具有较好的代表性。

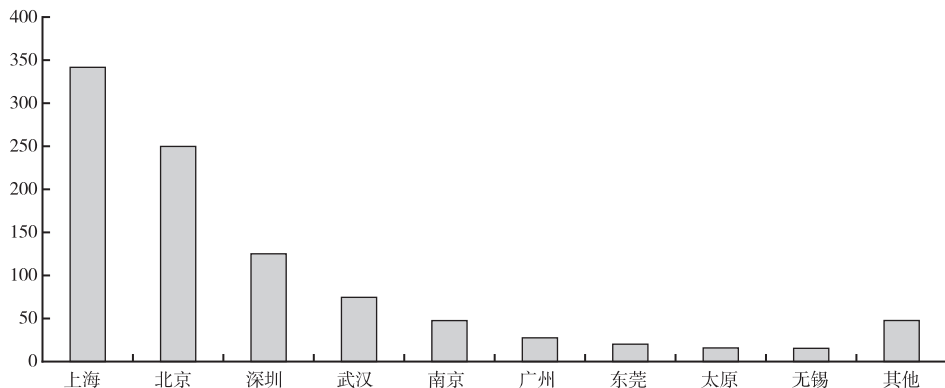


图1 样本的地理分布

资料来源：本文绘制

2. 空气质量对分析师行为的影响

为了考察空气质量对分析师行为的影响,本文以分析师评级(*Recomd*)和分析师盈余预测偏差(*Bias*)作为被解释变量,以相对空气质量指数(ΔAQI)作为解释变量,控制变量包括新财富分析师哑变量、跟踪人数、机构投资者持股比例、公司规模、账面市值比、股票收益率等。 ΔAQI 的系数衡量了空气质量对分析师评级的影响。若该系数显著为负^①,则与本文期待的结果相符,说明空气质量会对分析师的行为产生影响,空气质量改善时,分析师的情绪较为积极,发布乐观评级的概率增加,盈余预测会出现“乐观”偏差;空气质量恶化时,分析师的情绪容易低落,发布负面评级的概率增加,盈余预测会出现“悲观”偏差。全国主要城市空气质量均值如图2所示。

在有序选择模型中,估计系数不能解释为解释变量对被解释变量的边际影响,仅能从符号上判断被解释变量发生的概率大小。若系数为正,说明被解释变量取值越大,因变量发生的概率越大;若系数为负,因变量发生的概率越小。表4展示了实证分析的结果,*SeasonD*和*CityD*表示在回归

① 相对空气质量指数与空气质量的变化趋势相反,当相对空气质量指数增加时,说明空气质量恶化;相对空气质量指数减小时,说明空气质量改善。

中控制了季节效应和城市固定效应。从第(2)列中可以看出, ΔAQI 的系数为负,显著性水平为5%,意味着空气质量恶化时,分析师倾向于给出负面评级。这说明,分析师所在地区的空气质量恶化时,该地区分析师对其所追踪的公司的相对评级倾向于低于市场平均预期,说明这些分析师对目标公司的预期较为悲观。该结果与本文的研究假设 H_1 相吻合,意味着空气质量恶化时,分析师发布负面评级的概率增加,发布正面评级的概率下降。

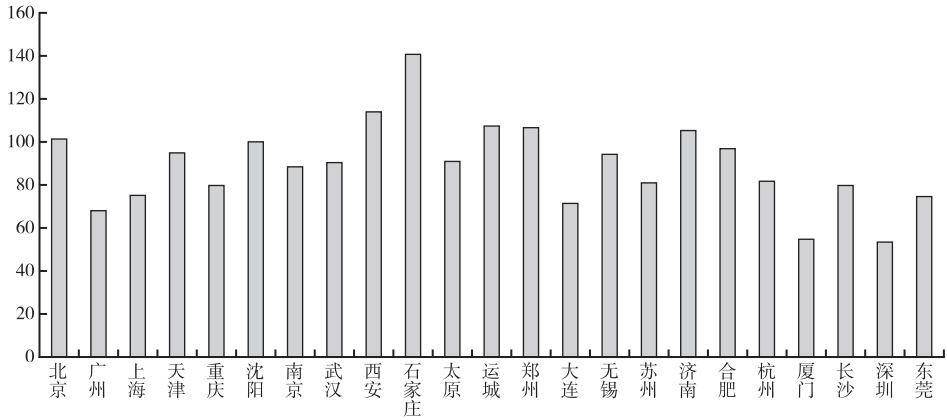


图2 全国主要城市空气质量均值(2010-2017)

资料来源:本文绘制

表4 空气质量对分析师行为的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	因变量 = <i>Recomd</i>			因变量 = <i>Bias</i>
	Ordered Probit (without control)	Ordered Probit (with control)	IVOrdered Probit	OLS
ΔAQI	-0.0042 ** (-2.70)	-0.0043 ** (-2.68)	-0.0024 ** (-2.13)	-0.0051 ** (-2.14)
<i>Anattention</i>		-0.0074 ** (-2.14)	-0.0075 * (-1.81)	-0.0114 ** (-2.48)
<i>Star</i>		-0.0459 * (-0.47)	-0.0431 (-0.44)	-0.1042 (-0.79)
<i>InsHold</i>		0.0484 (0.27)	0.0466 (0.26)	-0.5225 *** (-2.15)
<i>Size</i>		-0.1294 *** (-3.21)	-0.1315 *** (-3.25)	-0.0873 * (-1.67)
<i>BM</i>		0.0268 *** (3.69)	0.0273 *** (3.73)	-0.0044 (-0.47)
<i>Ret</i>		-0.2679 ** (-2.27)	-0.2678 ** (-2.27)	-0.4284 *** (-2.73)
<i>SeasonD</i>	Yes			
<i>CityD</i>	Yes			
<i>Obs</i>	963	963	963	913
R^2	0.049	0.058	0.066	0.053
内生性检验	系数	标准差	<i>t-value</i>	
	$\rho = -0.0485$	(0.105)	-0.46	

注:由于数据缺失,第(4)列中被解释变量 *Bias* 的样本数为913; *、**、*** 分别表示10%、5%以及1%水平上显著异于0;括号内为对应的 *t* 值

资料来源:本文整理

表4的第(3)列给出了IV Ordered Probit模型的二阶段回归结果。其中, ΔAQI 的系数为 -0.0024 , 显著性水平仍保持在5%。其他控制变量的系数与普通 Ordered Probit 模型中的结果基本保持一致。内生性检验表明, u 和 ε 的相关系数 $\rho = -0.0485$, $p = -0.46$, 意味着不能拒绝原假设 $\rho = 0$, 即不能拒绝空气质量为外生变量的假设。这意味着 ΔAQI 可以作为外生变量处理, 因此, 在接下来的研究中, 本文将采用普通 Ordered Probit 模型进行估计。

表4中第(4)列给出了以分析师盈余预测偏差为被解释变量的估计结果。结果显示, ΔAQI 的系数为 -0.0051 , 显著性水平为5%, 说明空气质量每改善100单位, 分析师的乐观偏差将会增加约0.51单位。该结果同样说明了分析师的情绪会受到空气质量波动的影响。同时, 这证明了本文的主要结论并不因为分析师行为的度量方式或模型的改变而改变, 表明空气质量对分析师的影响是确实存在的。

为进一步阐明空气质量对分析师评级的边际影响, 表5给出了空气质量对分析师评级的边际效应分析的结果。结果显示, 空气质量指数增加100个单位, 分析师对目标公司的评级结果为“卖出”的概率增加了约9.17%; 给出“减持”评级的概率增加了约1.84%; 给出“中性”评级的概率降低了约0.33%; 给出“增持”的概率也降低了约1.23%; 给出“买入”评级的概率则降低了约9.44%。总体而言, 空气质量恶化时, 分析师给出负面评级的概率增加, 而给出正面评级的概率降低。边际效应分析的结果表明, 空气质量对分析师评级的影响具有显著的经济意义。

表5 空气质量对分析师评级的边际影响 单位:%

评级	占比
卖出	9.17
减持	1.84
中性	-0.33
增持	-1.23
买入	-9.44

注:空气质量指数的取值范围定为0~500, 其中, 0~50、51~100、101~200、201~300和大于300, 分别对应国家空气质量标准中日均值的I级、II级、III级、IV级和V级标准的污染物浓度限定数值。为了直观起见, 本文计算了AQI指数变化100个单位的边际效应

资料来源: 本文整理

3. 空气质量对分析师行为的影响渠道

那么, 空气质量通过何种渠道影响了分析师呢? 限于数据可得性的问题, 本文难以逐一验证潜在的影响渠道。但是, 金融市场的参与者的风险偏好是尤为引人关注的问题。已有研究认为, 情绪状态是个体风险容忍程度的重要决定因素(Loewenstein等, 2001)^[39], 这一渠道也可能是空气质量影响分析师行为的通道。本文认为, 空气质量影响了分析师的生理状况, 进而影响到分析师的情绪状态, 情绪的变化改变了分析师的风险容忍程度。当分析师暴露于风险环境之中时, 其行为会因风险容忍程度的变化而变化。那么, 如何验证这一渠道的存在呢? 在风险程度不同的环境中, 风险容忍程度的变化对行为人的影响不同。具体而言, 在风险程度高的环境中, 风险容忍程度的变化对行为人的影响更显著。就本文而言, 当分析师所跟踪的公司为高风险类型时, 空气质量对分析师的影响应当更为明显。Fama和French(1993)^[37]认为, 公司的风险特征可以由公司规模和账面市值比刻画。因此, 本文依照Fama和French(1993)^[37]的方法, 将样本按照规模和账面市值比分组, 检验空气质量对分析师的影响是否因公司的风险特征存在差异。

遵循Fama和French(1993)^[37]的做法, 本文首先按照 $t-1$ 年公司总市值(Size)对公司进行排序, 将所有公司市值的中位数作为分界点, 市值大于中位数的公司定义为Big, 市值小于中位数的公司定义为Small, 样本按照规模可以分为Small和Big两组; 然后按照 $t-1$ 年公司的账面市值比

(*BM*)进行排序,将所有公司账面市值比(*BM*)的中位数作为分界点,将账面市值比高于中位数的公司定义为 High,低于中位数的公司定义为 Low,样本按照账面市值比可以分为 High 和 Low 两组。进一步,本文将样本按照 *Size* 和 *BM* 分组,组成 2 × 2 四组子样本,即:Small and High、Small and Low、Big and High、Big and Low,分别进行估计。结果如表 6、表 7 和表 8 所示,其中,表 6 为以分析师评级为被解释变量、Ordered Probit 模型估计的结果,表 7 为对应的边际效应分析的结果,表 8 为以分析师盈余预测偏差为被解释变量、OLS 模型估计的结果。

表 6 空气质量对分析师评级的影响(分组估计,Ordered Probit)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
自变量	Small	Big	High	Low	Small and High	Small and Low	Big and High	Big and Low
ΔAQI	-0.0052** (-2.10)	-0.0022* (-1.71)	-0.001 (-0.37)	-0.0058** (-2.73)	0.0073 (1.02)	-0.0066** (-2.35)	-0.0005 (-0.79)	-0.0049 (-1.24)
<i>Anattention</i>	-0.0142 (-0.94)	-0.0046 (-0.99)	-0.0064 (-1.36)	-0.0047 (0.05)	0.0049 (0.18)	-0.0119 (-0.75)	-0.0056 (-0.99)	0.0507** (2.20)
<i>Star</i>	0.1388 (1.02)	-0.2155 (-1.46)	-0.2524 (-1.72)	0.080 (0.58)	-0.3554 (-1.09)	0.2403 (1.52)	-0.1802 (-1.07)	-0.4205 (-1.28)
<i>InsHold</i>	-0.0713* (-1.78)	0.186 (0.66)	0.3426 (1.13)	-0.0219 (-0.09)	0.8408 (1.14)	0.1586 (0.46)	0.4084 (1.03)	-1.50** (-2.08)
<i>Size</i>	-0.1226* (-1.85)	0.0724* (1.72)	-0.0673 (-1.00)	-0.2665*** (-4.23)	0.0877 (0.30)	-0.1896** (-2.17)	0.006 (0.05)	-0.9991 (-1.16)
<i>BM</i>	0.0105* (1.90)	0.0283*** (3.49)	0.0072* (1.76)	-0.4161* (-1.85)	-0.0862* (-1.67)	-0.4462* (-1.74)	0.0167* (1.03)	1.1594 (0.73)
<i>Ret</i>	-0.3976** (-2.41)	-0.1174 (-0.65)	-0.1710 (-1.00)	-0.3432** (-1.96)	-0.1143 (-0.32)	-0.3986** (-1.97)	-0.1521 (-0.76)	0.1981 (0.22)
<i>SeasonD</i>	Yes							
<i>CityD</i>	Yes							
<i>Obs</i>	487	476	477	486	102	385	382	101
<i>R</i> ²	0.056	0.047	0.059	0.06	0.065	0.048	0.04	0.09

注:*、**、*** 分别表示 10%、5% 以及 1% 水平上显著异于 0;括号内为对应的 t 值

资料来源:本文整理

表 7 空气质量对分析师评级的边际效应

变量	Small	Big	High	Low	Small and High	Small and Low	Big and High	Big and Low
卖出	9.88%	4.81%	1.98%	12.96%	-11.79%	12.62%	1.01%	1.46%
减持	2.56%	0.78%	0.32%	2.92%	-1.95%	3.50%	-0.15%	0.18%
中性	0.80%	-0.68%	0.18%	-2.08%	-3.51%	-0.19%	0.005%	0.70%
增持	-1.39%	-0.63%	-0.07%	-2.89%	17.25%	-2.29%	0.004%	-0.65%
买入	-11.85%	-4.28%	-2.41%	-10.90%		-13.82%	-1.11%	-2.86%

注:空气质量指数的取值范围定为 0~500,其中,0~50、51~100、101~200、201~300 和大于 300,分别对应国家空气质量标准中日均值的 I 级、II 级、III 级、IV 级和 V 级标准的污染物浓度限定数值。为了直观起见,本文计算了 AQI 指数增加 100 个单位的边际效应

资料来源:本文整理

表 8 空气质量对分析师预测偏差的影响(分组估计, OLS)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
自变量	Small	Big	High	Low	Small and High	Small and Low	Big and High	Big and Low
ΔAQI	-0.0085* (-1.95)	-0.0016** (-2.32)	-0.0006 (-0.89)	-0.0086** (-1.98)	-0.0028* (-1.68)	-0.0084* (-1.73)	-0.0013** (-2.53)	-0.0002 (-0.91)
$Anattention$	-0.0234* (-1.80)	-0.0065*** (-6.14)	-0.0081*** (-8.27)	-0.0078 (-0.70)	0.0027 (0.46)	-0.0276* (-1.72)	-0.0048*** (-5.26)	0.0217** (5.43)
$Star$	-0.2459 (-0.96)	-0.0126 (-0.38)	-0.0019 (-0.06)	-0.2057 (-0.78)	-0.0112 (-0.16)	-0.2943 (-0.88)	-0.0019 (-0.08)	-0.0419 (-0.53)
$InsHold$	-1.3933*** (-2.63)	-0.1769*** (-2.73)	-0.230*** (-3.65)	-0.7143 (-1.50)	-0.2288 (-1.33)	-1.6517** (-2.27)	0.0804 (1.33)	-1.2720*** (-7.14)
$Size$	-0.4089*** (-2.76)	-0.0756*** (-3.32)	-0.0092 (-0.65)	-0.1419 (-1.21)	0.1849** (2.64)	-0.4494** (-2.42)	-0.0186 (-1.06)	-1.1356*** (-5.81)
BM	0.0461 (1.00)	-0.0154*** (-8.34)	-0.0085*** (-4.17)	0.0126 (0.04)	-0.0394*** (-3.30)	0.2048 (0.43)	-0.005** (-3.08)	-0.1428 (-1.12)
Ret	-0.6165** (-2.02)	-0.1086*** (-2.63)	-0.2347*** (-6.52)	-0.5044* (-1.68)	-0.7381*** (-9.28)	-0.6403 (-1.55)	-0.0409 (-1.28)	-0.4513*** (-3.53)
$SeasonD$	Yes							
$CityD$	Yes							
Obs	457	456	448	465	93	364	364	101
R^2	0.08	0.26	0.30	0.06	0.7	0.08	0.17	0.6

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 以及 1% 水平上显著异于 0; 括号内为对应的 t 值

资料来源: 本文整理

表 6 的第(1)列、第(2)列为样本按公司规模分组后回归得到的结果。其中, Small 组中空气质量(ΔAQI)的系数为 -0.0052, 显著性水平为 5%; Big 组中空气质量(ΔAQI)的系数为 -0.0022, 显著性水平为 10%。从统计意义上看, 在两组子样本中, 空气质量对分析师评级的影响均十分显著。相对而言, 在 Small 组中, 空气质量的系数绝对值更大, 约为 Big 组中对应的系数的两倍, 说明在 Small 组中, 空气质量对分析师评级的影响更为显著。对应表 7 中边际效应分析的结果来看, 空气质量指数增加 100 个单位时, 分析师对 Small 组中的公司给出“卖出”评级的概率增加了约 9.88%, 给出“买入”评级的概率减少了约 11.85%; 对于 Big 组中的公司, 分析师给出“卖出”评级的概率增加了约 4.81%, 给出“买入”评级的概率减少了约 4.28%。从经济意义上看, 空气质量对分析师评级的影响也存在着显著差异, 对于 Small 组的公司, 分析师更可能给出负面评级。这意味着空气质量对分析师评级的影响与目标公司的规模密切相关。

表 6 第(3)列、第(4)列为样本按账面市值比分组后得到的结果。其中, High 组中空气质量(ΔAQI)的系数为 -0.001; Low 组中空气质量(ΔAQI)的系数为 -0.0058, 显著性水平为 5%。空气质量对分析师评级的影响在两组子样本中同样存在差异, 在 Low 组中, 空气质量对分析师评级的影响明显高于 High 组中对应的结果。边际效应的估计结果显示, 空气质量指数增加 100 个单位时, 分析师对 Low 组中的公司给出“卖出”评级的概率增加了约 13%, 给出“买入”评级的概率减少了约 11%; 对于 High 组中的公司, 分析师给出“卖出”评级的概率增加了约 2%, 给出“买入”评级的概率减少了约 2.4%。这说明, 对于账面市值比低的公司, 分析师因为空气质量变化调整目标公司评级的可能性更大。

表 6 中的第(5)列、第(6)列、第(7)列、第(8)列为 Small and High、Small and Low、Big and High、Big and Low 四组子样本的估计结果。需要注意的是, 根据公司的成长规律, 账面市值比高的公司多数为成熟的企业, 规模也比较大, 所以 Small and High、Big and Low 两组中的观测值相对较

少。根据前文分析,规模小、账面市值比低的公司风险最高,因此,如果本文的假设成立,那么,在该组样本中空气质量对分析师评级的影响应当最明显。在四组子样本中,Small and Low 组中空气质量(ΔAQI)的系数为 -0.0066 ,显著性水平为 5% ;其次是 Big and Low 组中,空气质量(ΔAQI)的系数为 -0.0049 。该结果为本文的假设提供了有力的支持。表 7 给出了相应的边际效应分析的结果。在 Small and Low 组中,空气质量指数增加 100 个单位,分析师给出“卖出”评级的概率增加了约 11.8% ,给出“增持”评级的概率下降了约 17.2% ,在四组样本中变化幅度最大。这一结果为本文的假设提供了更多的证据,说明空气质量对分析师评级的影响确实因为决策环境的风险程度高低变化,意味着分析师的主观情绪会通过影响分析师的风险容忍程度作用于分析师的行为。

表 8 列示了以分析师盈余预测偏差为被解释变量,以 OLS 方法估计的结果。结果表明, ΔAQI 的系数具有相似的规律。在 Small 组中, ΔAQI 的系数为 -0.0085 ,而 Big 组中, ΔAQI 的系数为 -0.0016 ;在 Low 组中, ΔAQI 的系数为 -0.0086 ,而 High 组中, ΔAQI 的系数为 -0.0006 。这说明,在不确定性较高的分组中,空气质量对分析师盈余预测偏差的影响更明显。Small and High、Small and Low、Big and High、Big and Low 四组子样本的估计结果进一步证实了上述推论。Small and Low 组中, ΔAQI 的系数为 -0.0084 ,明显高于其他分组中 ΔAQI 的系数。表 8 的结果从另一个侧面反映出,空气质量对分析师行为的影响会因目标公司的截面特征而不同。与之前结果相似,在不确定性程度较高的子样本中,空气质量对分析师行为的影响更显著。

心理学研究表明,负面情绪会降低实验个人的风险承担动机(Isen,2000)^[40]。个体的情绪状态是风险容忍程度的重要决定因素。在风险程度不同的环境中,风险容忍程度的变化对分析师行为的影响存在差异。在高风险的环境中,风险容忍程度的变化引起的结果更明显,这与本文的实证结果一致。这意味着空气质量影响了分析师的主观情绪,进而影响到分析师的风险容忍程度,影响到分析师的行为。

4. 稳健性检验

环保部在 2013 年调整了空气质量指数的标准,调整期间,暂停发布空气质量指数信息,调整后的标准包括了更详细的指标^①。借助这一事件,本文将样本按照时间分为 2010—2013 年和 2014—2017 年两个子样本,用同样的方法对两个子样本分别回归,验证空气质量对分析师评级的影响是否因时间区间选择的不同而发生变化,以此作为稳健性检验的一部分。结果如表 9 ~ 表 11 所示。

表 9 空气质量对分析师评级的影响(按时间分组,Ordered Probit)

变量	2010—2013 年 (1)	2014—2017 年 (2)
ΔAQI	-0.0051^{**} (-2.47)	-0.0023^{*} (-1.87)
$Anattention$	-0.0096^{*} (-2.34)	-0.0142 (-1.20)
$Star$	-0.2420^{**} (-2.00)	0.3567^{*} (1.93)
$InsHold$	-0.2111 (-0.93)	0.6637^{**} (1.96)
$Size$	-0.1451^{***} (-3.02)	-0.1894^{**} (-1.97)

① 调整前后的指数包含了不同的指标,但是本研究认为指数构成的调整不影响地区间空气质量的相对水平。

续表 9

变量	2010—2013 年 (1)	2014—2017 年 (2)
<i>BM</i>	0.0274 *** (3.52)	0.0673 ** (2.23)
<i>Ret</i>	0.0815 (0.42)	-0.1647 (-0.80)
<i>SeasonD</i>	Yes	
<i>CityD</i>	Yes	
<i>Obs</i>	687	276
<i>R</i> ²	0.05	0.06

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 以及 1% 水平上显著异于 0；括号内为对应的 t 值
资料来源：本文整理

表 10 空气质量对分析师评级的边际效应(按时间分组) 单位：%

评级	2010—2013	2014—2017
卖出	10.25	5.31
减持	2.27	0.88
中性	0.53	-1.34
增持	-1.37	-0.71
买入	-11.67	-4.13

注：空气质量指数的取值范围定为 0~500，其中，0~50、51~100、101~200、201~300 和大于 300，分别对应国家空气质量标准中日均值的 I 级、II 级、III 级、IV 级和 V 级标准的污染物浓度限定数值。为了直观起见，本文计算了 AQI 指数增加 100 个单位的边际效应

资料来源：本文整理

表 11 空气质量对分析师盈余预测偏差的影响(按时间分组, OLS)

变量	2010—2013	2014—2017
	(1)	(2)
ΔAQI	-0.0093 ** (-2.33)	-0.0009 * (-1.85)
<i>Anattention</i>	-0.0144 ** (-2.23)	-0.0076 *** (-3.46)
<i>Star</i>	-0.1693 (-0.88)	0.0073 (0.20)
<i>InsHold</i>	-0.5580 (-1.55)	-0.2432 *** (-3.72)
<i>Size</i>	-0.1315 * (-1.74)	0.0199 (1.09)
<i>BM</i>	-0.0033 (-0.27)	-0.0029 (-0.52)
<i>Ret</i>	-0.3654 (-1.22)	-0.1443 *** (-3.64)
<i>SeasonD</i>	Yes	
<i>CityD</i>	Yes	
<i>Obs</i>	646	267
<i>R</i> ²	0.06	0.25

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 以及 1% 水平上显著异于 0；括号内为对应的 t 值
资料来源：本文整理

划分为两个子样本后,回归结果如表 9、表 10 和表 11 所示。其中,表 9 和表 10 为 Ordered Probit 模型估计及边际效应分析的结果,被解释变量为分析师评级。表 9 中,在 2010—2013 年之间的子样本中, ΔAQI 的系数为 -0.0051 ,显著性水平为 5%;在 2014—2017 年区间的子样本中, ΔAQI 的系数为 -0.0023 ,显著性水平也非常接近 5%。因此,可以推断,空气质量对分析师评级的影响并未因为区间选择的变化而发生实质性改变。这说明,空气质量对分析师的影响并未随时间推移消失。边际效应分析显示,空气质量恶化时,分析师评级为“卖出”的概率大幅增加,而评级为“买入”的概率大幅降低,与全样本的估计结果保持一致。

表 11 为以分析师盈余预测为被解释变量、以 OLS 方法估计的结果。在 2010—2013 年的子样本中, ΔAQI 的系数为 -0.0093 ,显著性水平为 5%;在 2014—2017 年的子样本中, ΔAQI 的系数为 -0.0009 ,显著性水平也非常接近 5%。总体而言,两类实证模型的实证结果均表明空气质量对分析师的行为具有潜在影响,空气质量恶化时,分析师的预测行为偏向负面;反之则偏向于正面。

除此之外,本文进行了另一项稳健性检验,即在选择样本时,将 *CityCount* 的标准设定为 5,重新选择样本,验证本文的主要结论是否稳健,结果如表 12、表 13 和表 14 所示。其中,表 12 为以分析师评级为被解释变量的估计结果,估计方法为普通 Ordered Probit 方法。 ΔAQI 的系数为 -0.0006 ,显著性水平为 5%。表 13 为对应的边际效应分析的结果。表 14 为以分析师盈余预测偏差为被解释变量、以 OLS 模型估计的结果。结果显示, ΔAQI 的系数为 -0.0037 ,显著性水平为 1%。稳健性检验的结果表明,样本选择标准的改变并未影响到本文的主要结论。

表 12 空气质量对分析师评级的影响 (*CityCount* = 5, Ordered Probit)

变量	(1)
ΔAQI	-0.0006^{**} (-1.96)
<i>Anattention</i>	-0.0022 (-1.25)
<i>Star</i>	0.0676 (1.52)
<i>InsHold</i>	0.1889^{**} (2.13)
<i>Size</i>	-0.1258^{***} (-6.24)
<i>BM</i>	0.0194^{***} (4.46)
<i>Ret</i>	0.1354^{***} (2.90)
<i>SeasonD</i>	Yes
<i>CityD</i>	Yes
<i>Obs</i>	3686
R^2	0.03

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 以及 1% 水平上显著异于 0; 括号内为对应的 t 值

资料来源: 本文整理

表 13 空气质量对分析师评级的边际效应 ($CityCount = 5$) 单位:%

	占比
卖出	1.43
减持	0.22
中性	0.04
增持	-0.19
买入	-1.42

注:空气质量指数的取值范围定为 0~500,其中,0~50、51~100、101~200、201~300 和大于 300,分别对应国家空气质量标准中日均值的 I 级、II 级、III 级、IV 级和 V 级标准的污染物浓度限定数值。为了直观起见,本文计算了 AQI 指数增加 100 个单位的边际效应

资料来源:本文整理

表 14 空气质量对分析师盈余预测偏差的影响 ($CityCount = 5$)

变量	(1)
ΔAQI	-0.0037 *** (-5.65)
$Anattention$	-0.01 *** (-6.28)
$Star$	-0.0657 (-1.52)
$InsHold$	-0.4903 *** (-5.68)
$Size$	-0.0273 (-1.43)
BM	-0.0063 * (-1.66)
Ret	-0.2653 *** (-5.78)
$YearD$	Yes
$CityD$	Yes
Obs	3500
R^2	0.10

注:由于数据缺失,被解释变量 $Bias$ 的观测值较少,因此,样本数为 3500; *、**、*** 分别表示 10%、5% 以及 1% 水平上显著异于 0;括号内为对应的 t 值

资料来源:本文整理

五、结 论

随着行为金融学的发展,金融市场参与者的非理性行为愈发引人关注。诱发非理性行为的因素多种多样。其中,外部环境是不容忽视的一种因素,因为外部环境能够随时随地地影响参与者。本文研究了空气质量波动对分析师预测行为的影响,结果表明,空气质量对分析师的预测具有潜在影响。当空气质量恶化时,分析师发布负面评级的概率增加,盈余预测存在悲观偏差的可能性增加;空气质量改善时,分析师则倾向于发布正面评级,盈余预测出现乐观偏差的可能性增加。接着,

本文研究了空气质量对分析师行为的影响渠道,发现空气质量对分析师的影响大小与分析师面临的风险环境密切相关。在高风险的环境中,空气质量对分析师的影响更明显。原因在于,空气质量能够对分析师的情绪产生负面影响,在负面情绪的干扰下,分析师倾向于做出消极的决策。风险容忍程度是情绪影响分析师行为的重要环节,这导致空气质量对分析师评级的影响因所面临的风险不同而不同。

本文基于国内金融市场环境,运用具有本国特色的数据,将行为金融理论与国内金融市场的现实结合起来,选取了分析师这一重要群体,研究了市场参与者的非理性行为,获取了外部环境对市场参与者行为的直接证据,突破了关于市场参与者行为研究的局限性,为研究市场参与者行为提供了新的思路,也为行为金融理论提供新的经验证据。传统金融理论强调理性原则在经济活动中的作用,在一定程度上忽视了非理性因素的影响。本文的发现表明,毫不相关的外界因素对金融市场中的个体也具有潜在影响,并间接影响到金融市场的运行。当然,本文的研究也存在进一步完善的空间,其他市场参与者如个体投资者是否也会受到外部因素的影响,不同类型的市场参与者的非理性行为是否存在差异。同时,诱发市场参与者非理性行为的因素还有很多。后续可以围绕上述主题做进一步的拓展研究。

在实践上,本文的研究提示金融市场的参与者重视非理性因素对金融市场的影响,关注个体主观因素的不确定性。本文带来以下启示:首先,金融市场参与者的决策行为十分复杂,受到诸多因素的影响。外界因素能够通过生理和心理渠道对参与者的行为产生潜移默化的影响,这种影响可能产生系统性的偏差。认识自身的局限,能够帮助参与者做出理性决策,避免无谓的市场扭曲。其次,市场参与者的非理性行为是普遍存在的,尤其在国内尚不成熟的金融市场上,非理性行为的叠加可能扰乱市场的有序运行。因此,相关监管机构应当关注市场中的非理性因素,积极采取预防措施,提高信息透明度,做好投资者的教育工作。

参考文献

- [1]Cunningham, M R. Weather, Mood, and Helping Behavior: Quasi Experiments with the Sunshine Samaritan [J]. *Journal of Personality & Social Psychology*, 1979, 37, (11): 1947 - 1956.
- [2]Saunders, J. L., and M. Brizzolaro. Relationships between Weather and Mood [J]. *Journal of General Psychology*, 1982, 107, (1): 155.
- [3]Eagles, J. M. The Relationship between Mood and Daily Hours of Sunlight in Rapid Cycling Bipolar Illness [J]. *Biological Psychiatry*, 1994, 36, (6): 422 - 424.
- [4]Howarth, E, and M. S. Hoffman. A Multidimensional Approach to the Relationship between Mood and Weather [J]. *British Journal of Psychology*, 1984, 75, (1): 1 - 15.
- [5]Coates, J M, and J. Herbert. Endogenous Steroids and Financial Risk Taking on a London Trading Floor [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2008, 105, (16): 6167 - 6172.
- [6]Wright, W. F., and Bower G H. Mood Effects on Subjective Probability Assessment [J]. *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 1992, 52, (2): 276 - 291.
- [7]Johnson, EJ, and A. Tversky. Affect, Generalization, and the Perception of Risk [J]. *Journal of Personality & Social Psychology*, 1983, 45, (1): 20 - 31.
- [8]Damasio, A. R. *é*emotion. Descartes' Error [J]. Penguin Usa, 2005, 43, (4): 315 - 333.
- [9]Petty, A. In *Emotion and Social Judgements* [M]. New York: Pergamon Press, 1991.
- [10]Bassi, A., R. Colacito, and P. Fulghieri. 'O Sole Mio: An Experimental Analysis of Weather and Risk Attitudes in Financial Decisions [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2013, 26, (7): 1824 - 1852.
- [11]Saunders. Stock Prices and Wall Street Weather [J]. *American Economic Review*, 1993, 83, (5): 1337 - 1345.
- [12]Hirshleifer, D, and T. Shumway T. Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58, (3): 1009 - 1032.

- [13] Kamstra, M. J., L. A. Kramer, and Levi M D. Winter Blues: A SAD Stock Market Cycle[J]. *American Economic Review*, 2003, 93, (1): 324 – 343.
- [14] Chang, S., S. Chen, RK. Chou, Y. Lin. Weather and Intraday Patterns in Stock Returns and Trading Activity [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32, (9): 1754 – 1766.
- [15] Dichev, I D, and T. D. Janes. Lunar Cycle Effects in Stock Returns[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2001, 6, (4).
- [16] Yuan, K, L. Zheng, and Q. Zhu. Are Investors Moonstruck? Lunar Phases and Stock Returns[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2006, 13, (1): 1 – 23.
- [17] 山立威. 心理还是实质: 汶川地震对中国资本市场的影响[J]. *北京: 经济研究*, 2011, (4): 121 – 134.
- [18] 陆静. 中国股票市场天气效应的实证研究[J]. *北京: 中国软科学*, 2011, (6): 65 – 78, 192.
- [19] 郭永济, 张道浩. 空气质量会影响股票市场吗? [J]. *北京: 金融研究*, 2016, (2): 71 – 85.
- [20] De Bondt., and R. Thaler. Do Security Analysts Overreact? [J]. *American Economic Review*, 1990, 80, (2): 52 – 57.
- [21] Friesen, G, and P. A. Weller. Quantifying Cognitive Biases in Analyst Earnings Forecasts[J]. *Journal of Financial Markets*, 2006, 9, (4): 333 – 365.
- [22] 丁方飞, 张宇青. 基于佣金收入动机的机构投资者盈利预测偏离与股票交易量研究 [J]. *北京: 金融研究*, 2012, (2): 196 – 206.
- [23] 曹胜, 朱红军. 王婆卖瓜: 券商自营业务与分析师乐观性[J]. *北京: 管理世界*, 2011, (7): 20 – 30.
- [24] Qian H. Time Variation in Analyst Optimism: An Investor Sentiment Explanation[J]. *Journal of Behavioral Finance*, 2009, 10, (3): 182 – 193.
- [25] Bhojraj S, Hribar P, Picconi M, and J. Mcinnis. Making Sense of Cents: An Examination of Firms That Marginally Miss or Beat Analyst Forecasts[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64, (5): 2361 – 2388.
- [26] Corredor P, Ferrer E, Santamaria R. Value of Analysts' Consensus Recommendations and Investor Sentiment [J]. *Journal of Behavioral Finance*, 2013, 14, (3): 213 – 229.
- [27] 伍燕然, 潘可, 胡松明, 江婕. 行业分析师盈利预测偏差的新解释[J]. *北京: 经济研究*, 2012, (4): 149 – 160.
- [28] 游家兴, 邱世远, 刘淳. 证券分析师预测“变脸”行为研究——基于分析师声誉的博弈模型与实证检验[J]. *天津: 管理科学学报*, 2013, (6): 67 – 84.
- [29] 伍燕然, 江婕, 谢楠, 王凯. 公司治理、信息披露、投资者情绪与分析师盈利预测偏差[J]. *北京: 世界经济*, 2016, (2): 100 – 119.
- [30] 孔令飞, 刘轶. 个人、机构投资者情绪与证券分析师的乐观偏差——来自中国A股市场的证据[J]. *广州: 南方经济*, 2016, (6): 66 – 81.
- [31] Coval J D, Shumway T. Do Behavioral Biases Affect Prices? [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60, (1): 1 – 34.
- [32] Frazzini A. The Disposition Effect and Underreaction to News[J]. *Journal of Finance*, 2006, 61, (4): 2017 – 2046.
- [33] Goetzmann W N, Zhu N. Rain or Shine: Where is the Weather Effect? [J]. *Yale School of Management Working Papers*, 2002, 11, (5): 559 – 578.
- [34] 韩立岩, 伍燕然. 投资者情绪与IPOs之谜——抑价或者溢价[J]. *北京: 管理世界*, 2007, (3): 51 – 61.
- [35] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns[J]. *Economic Management Journal*, 2009, 61, (4): 1645 – 1680.
- [36] 蒋玉梅, 王明照. 投资者情绪与股票收益: 总体效应与横截面效应的实证研究[J]. *天津: 南开管理评论*, 2010, (3): 150 – 160.
- [37] Fama E F, French K R. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33, (1): 3 – 56.
- [38] 任婉侠, 薛冰, 张琳, 马志孝, 耿涌. 中国特大型城市空气污染指数的时空变化[J]. *沈阳: 生态学杂志*, 2013, (10): 2788 – 2796.
- [39] Loewenstein G F, Weber E U, Hsee C K, Welch N. Risk as Feelings[J]. *Psychological Bulletin*, 2001, 127, (2): 267.
- [40] Isen A M. Some Perspectives on Positive Affect and Self-regulation[J]. *Psychological Inquiry*, 2000, 11, (3): 184 – 187.

A Blurred Vision: Does Air Quality Affect Analysts' Forecasting

ZHU Xiao-neng^{1,2}, LIU Peng-lin¹

(1. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China;

2. Shanghai Institute of International Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: The importance of analysts in the capital market is self-evident. The traditional financial theory places the analysts under a rational framework and studies the role of analysts as information intermediaries in the capital market. With the rise of behavioral finance theory, investor behavior has gradually become one of the hot topics. Previous studies have shown that sentiment changes in financial markets can significantly affect financial decisions by changing market participants' risk appetite or changing market participants' interpretation of information. Psychological studies have shown the impact of the external environment on individual behavior. The situation of the environment will affect human emotions, and to a certain extent, interfere with individual behavior. In recent years, air quality has become one of the concerns of public attention. Air quality has now become an important part of weather forecasting. People's concern about the atmospheric environment in which they live also shows that people are very much concerned about the impact of changes in air quality on their physical and psychological conditions. One interesting question is whether air quality will affect analysts' behavior or even their forecast of firms' earning.

Using the data of A-share market in China, this paper studies whether analysts' behavior is affected by air quality. Analysts, as an important part of the stock market, collect and evaluate public and private information and play an important role as information intermediaries in improving market efficiency. That the analysts living in different cities with different air quality allows us to examine the relationship between air quality and the analyst's predictive behavior at the micro level by means of quasi-natural experiments. First, we examined whether there is a correlation between air quality and analyst expectations. The study finds that air quality did affect analysts' expectations. Analysts' expectations are more optimistic as air quality improves; analyst expectations turn pessimistic when air quality deteriorates. Second, since air quality do have an impact on analysts' expectations, by which mean it affect analysts' behavior. To answer that question, following the method of Fama and French (1993), we construct a group of stock portfolios according to the firm's risk characteristics. Then we examine the impact of air quality on the analysts' forecasting behavior in a heterogeneous risk environment. The results show that air quality has changed analysts' risk aversion by affecting analysts' sentiment. As air quality deteriorates, analysts are more conservative in predicting the prospects of high-risk companies. This shows that the analysts' behavior is related to the degree of uncertainty they face. The higher the uncertainty, the more significant the impact of air quality on the analysts' behavior. Psychological studies show that air quality can affect individual emotions. When personal emotions are optimistic, their behavior will be radical; when pessimistic, their behavior will be conservative. This change is even more pronounced in high-uncertainty scenarios. Therefore, our results show that air quality affects analysts' sentiments and thus affects analysts' predictions. We also prove the robustness of the empirical results using alternative explanatory variables and sample. The results show that the above conclusion is robust when changing explanatory variables or samples.

Our research proves that market participants are irrational according to behavior finance, provides empirical support for this view at the micro-individual level and makes up for the shortcomings of previous studies. At the same time, the research in this paper also expands the research on analyst behavior, proving that the analysts could also be disturbed by external factors, which provides further space for further research. The irrational behavior of market participants is an important source of financial market volatility. When the irrational behavior of market participants overlaps with economic fluctuations, the financial markets may fluctuate sharply. Therefore, to ensure the stable and orderly operation of financial markets needs to pay attention to the external factors that cause the irrational behavior of market participants, which is of great significance to the development of China's financial markets.

Key Words: air quality; sentiment; analysts' forecasts

JEL Classification: G41, D91

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2018.10.011

(责任编辑:刘建丽)