

内部控制、投资者情绪与盈余反应

张传财 陈汉文

内容提要: 本文以2007年-2011年中国A股上市公司为样本,研究内部控制是否有助于抑制投资者情绪对盈余反应的影响。研究表明:低内控质量公司盈余消息的反应系数更容易受到投资者情绪的影响,高涨(低落)的投资者情绪提升了盈余好消息(坏消息)的反应系数。而高内控质量公司受投资者情绪的影响截然相反,高涨(低落)的投资者情绪降低了盈余好消息(坏消息)的反应系数,这说明高质量的内部控制不仅能够抑制投资者情绪对反应系数的提升作用,而且具有安全港湾效应。进一步分析发现,小规模和非中央控股企业的内部控制质量显著存在上述效应,而大规模和中央控股企业无论内部控制质量高还是低,其盈余消息的反应系数均不受投资者情绪影响。

关键词: 内部控制质量; 投资者情绪; 盈余反应系数; 安全港湾

一、引言

传统盈余反应研究界定在有效资本市场框架之下,假定会计信息能够有效地反映在股价中(Holthausen & Watts, 2001; Kothari, 2001),但这种观点忽视了投资者在对会计信息进行反应时的行为偏差。因此学者们开始从行为金融角度对盈余公告效应进行研究,其中投资者情绪视角的研究是热点之一。

投资者情绪是一种投资者的非理性信念或者预期^①。投资者情绪对股票市场具有可辨别的规律性影响,是驱动股票误定价的重要因素(Brown & Cliff, 2005; Baker & Wurgler, 2006; Lemmon & Portniaguina, 2006; Kaplanski & Levy, 2010; 陈彦斌, 2005; 伍燕然和韩立岩, 2007)。投资者情绪导致市场对盈余信息的错误反应是投资者情绪驱动股票误定价的重要渠道。投资者情绪之所以影响盈余反应,原因在于盈余信息中所含的未来盈余和现金流信息的不确定性导致投资者对未来预期现金流的估计存在偏差(蒋玉梅等, 2010; Mian & Sankaraguruswamy, 2012)。不同类型、不同特征的公司未来现金流的不确定性程度不同,市场对其盈余信息的反应受投资者情绪影响的程度也具有显著差异。一般而言,规模小、上市年限短、没有分红及具有极端高或低增长的股票更容易受到投资者情绪的影响

收稿日期: 2013-11-26

基金项目: 本文系教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国上市公司内部控制评价与指数研究”(10JJD630003)和国家自然科学基金重点项目“信息生态环境与企业内部控制有效性问题研究(71332008)”的阶段性成果。

作者简介: 张传财, 厦门大学管理学院博士研究生; 陈汉文, 厦门大学管理学院教授, 博士生导师, 博士。

^① Brown & Cliff (2004) 认为投资者情绪代表市场参与者的一种预期, 乐观(悲观)投资者预期收益会高于(低于)某种平均标准, 因此可以将情绪视为投机者的估值偏差, 或者称为过度乐观和悲观。Baker & Wurgler (2006) 将投资者情绪定义为不被现行理论基础支持的对未来现金流或折价率的信念。

(Mian & Sankaraguruswamy ,2012) 。

既然投资者情绪会通过影响市场对盈余信息的错误反应从而导致股票误定价,那么是否存在某种机制可以抑制投资者情绪对盈余市场反应的影响从而使股价回归理性呢?现有研究已经找出了投资者情绪影响盈余反应的重要机理,但鲜有文献从公司治理角度寻找抑制投资者情绪对盈余市场反应的影响机制。大量研究表明,高质量的内部控制有利于降低管理层有意或无意的会计差错,抑制公司的应计和真实活动盈余管理(Kam et al., 2008; Ashbaugh-Skaife et al., 2008; Altamuro et al., 2010; Brochet, 2010; 董望和陈汉文, 2011; 方红星等, 2011), 从而从整体上提高财务报告质量和财务报告信息披露质量。因此,从理论上讲,高质量的内部控制有助于降低盈余信息未来现金流的不确定性,是抑制投资者情绪对盈余反应影响的一种重要机制。现实是否如此?高质量的内部控制是否能够起到抑制投资者情绪的作用,其发挥作用的程度是否会受到其他条件的影响?基于此,本文以 2007 年-2011 年中国 A 股上市公司为研究样本,首先检验在我国资本市场中投资者情绪对盈余反应有何影响,然后检验高质量的内部控制是否有助于抑制投资者情绪对盈余反应的影响,最后检验在不同公司规模和产权性质下,内部控制对投资者情绪的这一作用是否存在差异。

中国资本市场发展起步较晚,具有新兴加转轨的特征,投资者的投资理念不成熟,投机心理浓厚,因此更容易受到投资者情绪的影响,导致对股票的误定价。在了解投资者情绪影响市场盈余反应,进而影响股票定价的机理的基础上,寻找抑制投资者情绪发挥作用的机理,使股价回归理性,具有重要的现实意义,同时也将进一步丰富盈余反应的研究文献,具有理论价值。

本文的结构安排如下:第二部分为文献回顾与研究假设,第三部分为研究设计,第四部分为实证结果分析,第五部分为研究结论。

二、文献回顾与研究假设

(一) 盈余反应研究

盈余信息的信息含量通常用盈余反应系数(earnings response coefficient, ERC) 来表示^①。Ball & Brown(1968) 以及 Beaver(1968) 最先实证证明了会计数据具有信息含量。后续研究主要从盈余反应的影响因素和盈余公告后漂移现象两方面展开。

关于盈余反应的影响因素,国内外学者主要围绕盈余公告的增量信息以及可信性进行研究。在盈余公告的增量信息方面,大量学者研究了公告前信息不对称程度对盈余反应的影响。Atiase(1985) 的实证研究发现大规模企业的盈余公告反应小于规模更小的企业,这是因为规模越大的企业其披露前的信息不对称程度更低,所以盈余报告所提供的增量信息有限。Collins & Kothari(1989) 以及 Easton & Zmijewski(1989) 以 β 衡量企业的相关风险,发现 β 与盈余反应系数显著负相关; Imhoff & Lobo(1992) 以分析师盈余预测一致性程度来衡量公告前的信息不对称程度,发现盈余预测的一致性与盈余反应系数负相关。王雄元等(2008) 以盈余公告发布的及时性为切入点,研究发现盈余公告披露地更及时,盈余反应系数越大,这是因为盈余公告发布地越早,其他信息源所传递的信息就越少,盈余公告的信息增量就越高。

在盈余公告的可信性方面, Holthausen & Verrecchia(1988) 的理论研究表明,投资者对意外盈余的反应取决于盈余报告的可信性。Francis et al. (2005) 发现应计质量与盈余反应系数显著正相关; DeFond et al. (2007) 和赵景文(2006) 发现,公司治理质量与盈余反应系数显著正相关; 于忠泊等(2012)

^① 盈余反应系数(ERC) 衡量了某一证券的超额市场报酬对该证券发行公司报告的盈利中的未预期因素的反应程度(Scott, 1997)。若将股票异常报酬与未预期盈余之间的关系以回归方程式表示的话,其斜率系数便称之为盈余反应系数。

发现媒体关注增加了短期内盈余信息的市场反应,降低了长期内的盈余公告后漂移程度。

Teoh & Wong(1993)则整合了这两种观点,其理论模型和实证研究结果表明:企业的盈余反应系数取决于公告前企业未来现金流量信息的不确定性以及盈余信息的可信性,即盈余信息含量是增量信息与可信性的联合概率。

(二) 投资者情绪与盈余反应

关于投资者情绪与盈余反应的研究主要从微观和宏观两个方面展开(Baker & Wurgler, 2007)。前者研究个体投资者的心理偏差(如代表性偏差、过度自信、保守主义等)如何影响其对于历史收益或基本价值信息的反应,后者关注宏观市场层面的投资者情绪如何影响投资者对盈余信息的反应。

早期关于投资者情绪的研究主要集中在微观层面。Frazzini(2006)从前景理论和心理账户出发,发现处置效应导致投资者对盈余信息反应不足,会加深盈余惯性的程度;Bartovet al.(2000)对投资主体特征与盈余惯性的关系进行实证检验,发现盈余惯性与投资者成熟度之间存在负相关关系;吴世农等(2005)的研究认为,由于框架依赖偏差的存在,投资者对盈余信息的反应模式依赖于信息的度量方式。

近期部分学者开始从宏观层面测度市场整体的投资者情绪,并探究其对证券市场的影响。这为投资者情绪对股票市场的影响提供了一个新颖而直接的研究视角,不仅找到了市场整体投资者情绪的有效代理变量,而且发现投资者情绪对股票市场具有可辨别的规律性影响。Lemmon & Portniaguina(2006)发现,投资者在高情绪(低情绪)阶段,相对于大的股票,更易于高估(低估)小股票的价格;Baker & Wurgler(2006)发现投资者情绪对股价横截面差异具有显著影响;Kaplanski & Levy(2010)通过对空难事件的股价反应进行研究,证明负面的投资者情绪会影响投资者的决策,进而影响股票定价。陈彦斌(2005)、马晓逵等(2012)以及毕玉国等(2013)研究发现情绪波动对股票价格有着显著的影响,伍燕然和韩立岩(2007)发现投资者情绪对市场收益具有长期的反向影响和短期的正向影响。以上文献给出了投资者情绪与股票误定价之间的关系,但是情绪引起股票误定价的机理尚不清晰。

值得注意的是,蒋玉梅等(2010)以及Mian & Sankaraguruswamy(2012)研究了投资者情绪对盈余反应的影响,证明投资者情绪导致的市场对盈余信息的错误反应是投资者情绪驱动股票误定价的一个重要渠道。蒋玉梅等(2010)发现,投资者情绪对于盈余公告效应具有系统性影响,对于正意外盈余(好消息),情绪乐观时的市场反应比情绪悲观时的市场反应更积极;对于负意外盈余(坏消息),情绪悲观时的市场反应比情绪乐观时的市场反应更消极;情绪悲观时,盈余公告期间市场对于坏消息和好消息的反应是不对称的,坏消息对市场的冲击力度更大。Mian & Sankaraguruswamy(2012)发现了相似的结论,对好的盈余消息的股价敏感性在高投资者情绪阶段比在低投资者情绪阶段要更高,然而对坏的盈余消息的股价敏感性在低投资者情绪阶段比在高投资者情绪阶段要更高,而且这种投资者情绪的影响对规模小、年轻、高波动性、无分红支付以及具有极高或极低股价净值比的股票的盈余消息更显著。

(三) 内部控制与盈余反应

现有文献主要对内部控制与盈余质量之间的关系进行了深入研究。建立内部控制的目标之一是提高财务报告可靠性以保护投资者利益。管理者无意识的错误或者有意操纵均会降低应计质量,薄弱的内部控制可能增大以上两种情况发生的概率(Doyle et al., 2007; Ashbaugh-Skaife et al., 2008)。Doyle et al.(2007)通过对披露重大内部控制缺陷的公司进行研究,发现内部控制越薄弱的公司,应计质量越低。Ashbaugh-Skaife et al.(2008)从动态的角度研究了内部控制及其变动对应计质量的影响,证实了存在内部控制缺陷的公司具有较低的应计质量,改进了内部控制缺陷的公司,其应计质量得到了提升。宋常(2000)认为健全、有效的内部控制是保证会计信息真实的基础与前提,而张国清(2008)以公司是否披露内部控制自评报告或其鉴证报告等内控信息作为内控质量度量指标,对内部控制与应计质量进行实证分析,结果却未发现应计质量随内控质量提高而提高的证据。董望和陈汉文

(2011) 则从信息经济学角度,首次从理论和实证角度提供了内部控制与盈余反应关系的证据,该文发现内部控制质量越高,财务报告越可靠,披露的信息越准确,因此投资者对未预期盈余的反应程度越大。

(四) 内部控制、投资者情绪与盈余反应

现有文献分别研究了投资者情绪、内部控制对盈余反应的影响,但鲜有文献研究内部控制、投资者情绪与盈余反应的关系。

在有效资本市场条件下,股票价格反映了所有的信息,其中最重要的是盈余信息。如果企业的盈余公告导致投资者对企业未来收益(或股票价格)概率分布的估计或者预期发生了变化,而且这个变化足以引起决策者行为的变化,则认为盈余公告具有信息含量(Beaver, 1968)。

盈余公告具有公司未来现金流的信息(Kaszniak & McNichols, 2002),对盈余公告的股价反应需要投资者对增量现金流进行估计。估计的准确性,一方面受到会计信息质量的影响,会计信息质量越高,估计的准确性越高,盈余反应系数越大(Teoh & Wong, 1993);另一方面还受到投资者如何对信息进行解读的影响(Mendenhall & Fehrs, 1999)。

根据现有投资者情绪的研究文献(Baker & Wurgler, 2006; Mian & Sankaraguruswamy, 2012),投资者情绪会导致投资者对盈余信息的非理性解读。当情绪高涨时,投资者会对盈余公告的增量现金流给予乐观解读,因此会高估其增量现金流规模或者低估风险,导致对股价高估。相反,当情绪低落时,投资者会对盈余公告的增量现金流给予悲观解读,从而低估股价。对于预示正的增量现金流的盈余好消息,高情绪阶段的乐观估计与低情绪阶段的悲观估计意味着高情绪阶段比低情绪阶段具有更大的股价上升;对于预示负的增量现金流的盈余坏消息,高情绪阶段比低情绪阶段有更小的股价下跌。因此,好的盈余消息的ERC在高情绪阶段比在低情绪阶段更大,而坏的盈余消息的ERC在高情绪阶段比在低情绪阶段更小。

由于未来现金流的可估计程度不同,对于不同的盈余消息以及不同的股票,投资者情绪的影响程度也不相同。一方面,由于坏的盈余消息的增量现金流比好盈余消息的增量现金流更不确定或更难估计,投资者情绪对坏消息的股价敏感性(盈余反应系数)的影响比好消息更强(Mian & Sankaraguruswamy, 2012)。另一方面,投资者情绪对股价估值的影响在不同股票之间并不统一,对那些预期现金流更不确定或更难估价的投机性股票的影响更大(Baker & Wurgler, 2006; Lemmon & Portniaguina, 2006)。投机性股票的盈余往往不具有持续性(Baginski et al., 1999),使得对相关增量信息流的确认和评估更难,更有主观性,因此投资者情绪对这类股票的盈余定价更具影响。尤其是规模小、上市年限短、不稳定、没有分红以及具有极端高或者极端低增长的股票的盈余反应更容易受到投资者情绪的影响(Baker & Wurgler, 2006; Mian & Sankaraguruswamy, 2012)。

以上是投资者情绪影响盈余反应的内在机理。企业内部控制质量是否会影响投资者情绪对盈余反应的作用?如果存在影响,那么影响的机理又是什么?通过对投资者情绪影响盈余反应的内在机理分析,可以发现,投资者情绪之所以影响盈余反应,主要在于盈余信息中所含的未来盈余和现金流信息的不确定性,导致投资者对未来预期现金流的估计存在偏差。未来现金流的不确定性很大程度上是由于管理层与投资者之间的信息不对称所导致。管理层与投资者之间的信息不对称导致程度越高,投资者对企业未来现金流信息的不确定性也越高,因此投资者情绪对盈余反应的影响也越大。

而高质量的内部控制有利于降低管理层有意或无意的会计差错(Kam et al., 2008),抑制应计和真实活动盈余管理(Altamuro et al., 2010; Barger et al., 2010; 方红星等, 2011),从而从整体上提高财务报告质量(Ashbaugh-Skaife et al., 2008; 董望和陈汉文, 2011),缓解管理层与投资者的信息不对称。高质量的内部控制提高了投资者赖以决策的盈余信息的质量,使得盈余信息中所包含的未来现金流的不确定性降低,在一定程度上抑制了投资者情绪对盈余反应的影响。相反,低质量的内部控制会增大管理者无意识的错误或者有意操纵导致应计质量降低的情况发生的概率(Doyle et al., 2007; Ashbaugh-Skaife et al., 2008),降低盈余信息的质量,使得盈余信息中所包含的未来现金流的不确定

性增大,从而使得盈余反应更容易受到投资者情绪的影响。基于以上分析,本文认为,高质量的内部控制有利于抑制投资者情绪对盈余反应系数的影响,本文提出如下研究假设:

假设:其他条件不变的情况下,与低质量的内部控制相比,高质量的内部控制有助于抑制投资者情绪对盈余反应系数的提升作用。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取2007年-2011年中国A股上市公司为研究样本。由于金融行业公司财务数据的特殊性,本文剔除该行业样本。此外,剔除主要财务数据缺失、在事件窗口期中日交易数据不全的样本,最终得到5899个样本公司观察值。每股收益、市场收益、新增投资者开户数、封闭式基金折价率、市场换手率以及相关财务数据均来自WIND和CSMAR数据库。内部控制评价指数由厦门大学内控指数课题组提供。为了降低异常值的影响,对所有连续变量在1%和99%分位进行了Winsorized处理。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

(1) 累积超额收益率(CAR)

本文借鉴Ball & Brown(1968)的思路计算累积超额收益率(CAR)。

首先,估计个股*t*时刻的实际收益率:

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1} \quad (1)$$

式中 $R_{i,t}$ 为个股*T*时刻的实际收益率, $P_{i,t}$ 、 $P_{i,t-1}$ 分别为第*i*家样本本公司在*t*、*t-1*交易日的收盘价。

其次,估计个股*T*时刻的超额收益率:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (2)$$

式中 $AR_{i,t}$ 为个股*T*时刻的超额收益率, $R_{i,t}$ 为个股*T*时刻的实际收益率, $R_{m,t}$ 为用市场模型计算的个股*T*时刻的预期收益率。

最后,估计个股的累积超额收益率:

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t_1}^{t_2} AR_{i,t} \quad (3)$$

2. 解释变量

(1) 投资者情绪(SENT)

不同学者以不同的指标来衡量投资者情绪。如Baker & Wurgler(2006, 2007)选取封闭式基金折价率、市场换手率、IPO发行数量、IPO首日收益率、权益占总负债和权益的比以及股利溢价六个指标;蒋玉梅和王明照(2010)选取封闭式基金折价率、IPO发行数量、IPO首日收益率、新增投资者开户数和市场换手率五个指标;伍燕然等(2012)选取换手率、新增开户数、封闭式基金折价率和IPO月度平均溢价四个指标。由于我国资本市场政策的影响,在样本期间有较多的月份IPO停发,对IPO指标的使用产生较严重的影响,因此本文选择封闭式基金折价率、新增投资者开户数和市场换手率三个指标计算投资者情绪复合指数。其中,封闭式基金折价率为每月最后一个交易日所有参与交易的封闭式基金的等权平均折价率,由于封闭式基金折价为负数,本文取其绝对值,并与年度时间数据进行OLS回归,取残差作为折价率的最终数据,以消除时间趋势影响;新增投资者开户数为个人投资者和基金月新增开户数;市场换手率为沪深两市的月累计成交金额和月累计流通市值的比值。

本文参考Baker & Wurgler(2006)对情绪指数的合成方法,首先对三个同期情绪指标与各自滞后一期指标共六个变量整体进行主成分分析,提取主成分;然后将合成的情绪指数与六个变量进行相关

性比较,挑选出与合成指数相关度最高的三个变量再次进行主成分分析,提取主成分作为最终的投资者情绪指数(SENT)。

(2) 内部控制质量(IC)

本文采用的内部控制质量度量指标是厦门大学内控指数课题组提供的内部控制评价指数(IC),该指数为百分制(0-100%) ,指数值越大表示内部控制质量越高。

(3) 未预期盈余(UE)

本文使用随机游走模型,以年度盈余差异计算未预期盈余。Baker&Wurgler(2007)发现小投资者更容易受到投资者情绪的影响,因此基于时间序列预测的未预期盈余更适合研究投资者情绪对投资者盈余反应的影响。具体来说,本文借鉴 Mian&Sankaraguruswamy(2012)的做法,用以下公式计算未预期盈余:

$$UE_{i,t} = (EPS_{i,t} - EPS_{i,t-1}) / P_{i,t} \tag{4}$$

式中, $U_{i,t}$ 为公司*i*第*t*年的未预期盈余, $EPS_{i,t}$ 为公司*i*第*t*年的每股盈余, $EPS_{i,t-1}$ 为公司*i*第*t*-1年的每股盈余, $P_{i,t}$ 为公司*i*第*t*年盈余公告日的开盘价格。

3. 控制变量

根据已有研究(如 Ball&Kothari,1991; Collins&Kothari,1989; Francis et al.,2005),模型中控制了公司规模(SIZE)、产权性质(SOE)、财务杠杆(LEV)、系统风险(BETA)、成长性(TQ)以及应计质量(DA)的影响。

相关变量的定义见表1所示。

表1 本文主要变量的说明

变量名称	变量说明
CAR	利用市场模型计算的累计超额收益率
UE	本文使用随机游走模型,以年度盈余差异计算未预期盈余
up	未预期盈余 UE 为正的指示变量,当未预期盈余为正时取 1,其他取 0
down	未预期盈余 UE 为负的指示变量,当未预期盈余为负时取 1,其他取 0
UEup	盈余好消息,未预期盈余 UE 与其正指示变量 up 的乘积
UEdown	盈余坏消息,未预期盈余 UE 与其负指示变量 down 的乘积
SENT	借鉴 Baker & Wurgler (2006,2007)、蒋玉梅和王明照(2010)和伍燕然等(2012)的做法,选取能够反应投资者情绪的三个间接指标:封闭式基金折价率、新增投资者开户数和市场换手率,利用主成分分析法构造的投资者情绪复合指数。
IC	采用厦门大学内控指数课题组提供的内部控制评价指数,该指数为百分制(0-100%),指数值越大表示内部控制质量越高
SIZE	公司规模,以总资产的自然对数衡量
SOE	产权性质,若样本公司为中央政府控制的公司则取 1,否则取 0
LEV	财务杠杆,等于总负债/总资产
Beta	系统风险,以市场年度的 BETA 衡量
TQ	企业成长性,等于(流通股市值+非流通股数×每股净资产面值+债务市值)/总资产面值
DA	企业应计质量的代理变量,根据 Kothari et al. (2005)的业绩匹配模型计算的操纵性应计的绝对值

(三) 模型设定

本文首先通过模型(5)检验投资者情绪对盈余反应系数的影响:

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 UE + \beta_2 SENT + \beta_3 UE * SENT + \beta_4 SIZE + \beta_5 UE * SIZE + \beta_6 SOE +$$

$$\beta_7 LEV + \beta_8 Beta + \beta_9 TQ + \beta_{10} DA + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (5)$$

现有研究表明,股票市场对正意外盈余(好消息)和负意外盈余(坏消息)的反应程度是不对称的,因此在模型设计中,参照 Conrad et al. (2002) 的研究方法,设定 UP 和 DOWN 两个指示变量,以便对正意外盈余和负意外盈余分别进行分析。当意外盈余(UE)为正时,UP 取 1,否则取 0;当意外盈余为负时,DOWN 取 1,否则取 0。然后分别用 UP 和 DOWN 与 UE 相乘,得到 UEup 和 UEdown 两个指标,分别表示好的盈余消息和坏的盈余消息。同时本文按内部控制质量的中位数将样本分为高内控质量组和低内控质量组两个子样本,通过对比两个子样本中投资者情绪对盈余反应系数的影响来检验内部控制质量如何影响投资者情绪对盈余反应系数的作用,具体见模型(6):

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 down + \beta_2 UEup + \beta_3 UEdown + \beta_4 UEup* SENT + \beta_5 UEdown* SENT + \beta_6 SIZE + \beta_7 UEup* SIZE + \beta_8 UEdown* SIZE + \beta_9 SOE + \beta_{10} LEV + \beta_{11} Beta + \beta_{12} TQ + \beta_{13} DA + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (6)$$

本文进一步在模型中加入内部控制质量指标,并分别与未预期盈余以及投资者情绪与未预期盈余交乘项进行交乘,以全样本检验内部控制质量如何影响投资者情绪对盈余反应系数的作用,具体见模型(7)所示:

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 down + \beta_2 UEup + \beta_3 UEdown + \beta_4 SENT + \beta_5 UEup* SENT + \beta_6 UEdown* SENT + \beta_7 IC + \beta_8 UEup* IC + \beta_9 UEdown* IC + \beta_{10} UEup* SENT* IC + \beta_{11} UEdown* SENT* IC + \beta_{12} SIZE + \beta_{13} UEup* SIZE + \beta_{14} UEdown* SIZE + \beta_{15} SOE + \beta_{16} LEV + \beta_{17} Beta + \beta_{18} TQ + \beta_{19} DA + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (7)$$

四、实证结果分析

(一) 主要变量描述性分析

主要变量的描述性统计结果见表 2 所示。表 2 的 Panel A 是主要变量的分布情况,可以发现,在样本检验期内,未预期盈余 UE 的均值为负数,中位数为正,盈余好消息的观测值个数大于盈余坏消息(分别为 3273 和 2626),约占样本总数的 55.48%,而盈余好消息的均值和中位数的绝对值均小于盈余坏消息;在(-2,+2)的窗口期内累积超额收益均值和中位数均为负;投资者情绪均值和中位数为负,说明投资者情绪总体上是偏悲观的。

Panel B 是主要变量的相关系数矩阵,从表中可以看出未预期盈余、投资者情绪、内部控制质量、规模、资产负债率以及应计质量均与(-2,+2)窗口期内的累积超额收益正相关,而产权性质、系统风险以及企业成长性则与累积超额收益存在负相关关系。

表 2 主要变量的描述性统计

Panel A: 主要变量的分布情况

变量	N	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
CAR[-2,2]	5899	-0.0043	-0.0104	0.0903	-0.2274	0.2888
UE	5899	-0.0002	0.0011	0.0432	-0.1885	0.1542
UEup	3273	0.0121	0.0011	0.0259	0.0000	0.1542
UEdown	2626	-0.0123	0.0000	0.0299	-0.1885	0.0000
SENT	5899	-0.0586	-0.0623	0.8854	-1.2284	1.5284
IC	5899	36.6320	35.9881	10.2918	6.9650	82.0703

续表

变量	N	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
SOE	5899	0.1994	0.0000	0.3995	0.0000	1.0000
SIZE	5899	21.7418	21.6741	1.2283	18.6665	25.2286
LEV	5899	0.5422	0.5352	0.2541	0.0839	1.9937
BETA	5899	1.0110	1.0372	0.1791	0.4971	1.3586
TQ	5899	2.1139	1.6329	1.5573	0.8042	10.8527
DA	5899	0.0657	0.0460	0.0646	0.0006	0.3203

Panel B: 相关系数矩阵

	CAR	UE	UEup	UEdown	SENT	IC	SOE	SIZE	LEV	BETA	TQ	DA
CAR	1											
UE	0.02	1										
UEup	0.01	0.73	1									
UEdown	0.02	0.81	0.19	1								
SENT	0.04	-0.20	-0.10	-0.19	1							
IC	0.06	0.01	-0.06	0.06	0.00	1						
SOE	-0.03	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	0.08	1					
SIZE	0.04	0.01	0.02	-0.01	-0.06	0.38	0.14	1				
LEV	0.01	-0.02	0.17	-0.18	0.01	-0.11	0.00	0.06	1			
BETA	-0.05	-0.08	-0.13	0.00	-0.03	0.01	0.02	0.00	-0.13	1		
TQ	-0.06	0.03	0.01	0.04	-0.17	-0.11	-0.05	-0.45	0.03	-0.21	1	
DA	0.03	0.06	0.10	0.00	-0.03	-0.05	-0.06	-0.02	0.12	-0.04	0.08	1

(二) 多元回归分析

表3为具体的检验结果。其中,第A列是对模型(5)的检验。结果显示UE在5%的水平下显著为正(0.8870),即盈余反应系数(ERC)显著为正,与现有研究一致。投资者情绪SENT的系数在5%的水平下显著为正,说明投资者情绪对公司股票累积超额收益具有显著的正向影响。投资者情绪高涨时,投资者倾向于高估公司的股价,使公司获得更高的超额收益;相反,投资者情绪低落时,投资者倾向于低估公司的股价,使公司获得更低的超额收益。而未预期盈余与投资者情绪的交乘项UE*SENT的系数显著为正(0.0514),这说明投资者情绪的确对ERC具有显著正向影响,当情绪高涨时,投资者会对盈余公告的增量现金流进行乐观解读,因此会高估其增量现金流规模或者低估风险,导致对股价高估,而当情绪低落时,投资者会对盈余公告的增量现金流进行悲观解读,从而低估股价,从而从整体上提高了ERC。控制变量SIZE的系数显著为正,而SIZE*SENT的系数显著为负,说明公司规模降低了ERC;SOE、BETA的系数显著为负,说明央企上市公司、系统风险大的上市公司超额收益更低。DA系数显著为正,说明应计质量越高的公司,超额收益越高。LEV的系数不显著。TQ的系数显著为负,与预期不一致,可能的解释是在国内成长性越高的公司,其信息不对称性越高,因此超额收益越低。

第B列和第C列是对模型(6)的检验结果,区分低内控质量组和高内控质量组,并区分盈余消息的好坏,因此主要关注盈余好消息与投资者情绪的交乘项UEup*SENT和盈余坏消息与投资者情绪的交乘项UEdown*SENT的系数。第B列的结果显示在低内部控制质量组,UEup*SENT的系数在1%的水平下显著为正(0.1725),而UEdown*SENT的系数在10%的水平下显著为负(-0.0809),这与现有研究(蒋玉梅等,2010; Mian&Sankaraguruswamy,2012)的结果一致,盈余好消息的ERC随着投

投资者情绪的高涨而增大, 盈余坏消息的 *ERC* 随着投资者情绪的低落而增大, 即高涨的投资者情绪对盈余好消息的 *ERC* 具有提升作用, 而低落的投资者情绪对盈余坏消息的 *ERC* 具有提升作用。

第 C 列的结果显示在高内部控制质量组, $UEup * SENT$ 的系数在 5% 的水平下显著为负 (-0.1586), 而 $UEdown * SENT$ 的系数在 5% 的水平下显著为正 (0.1202), 这与低内部控制组的结果完全相反。这说明内部控制质量低的公司更容易受到投资者情绪的影响, 投资者更容易因情绪的影响而对该类公司的盈余消息产生误解读, 从而对其股票产生误定价, 最终影响公司的累积超额收益, 而高质量的内部控制抑制了投资者情绪对 *ERC* 的这种影响。具体而言, 高质量的内部控制抑制了高涨的投资者情绪对盈余好消息的 *ERC* 的提升作用以及低落的投资者情绪对盈余坏消息的 *ERC* 的提升作用, 因此本文的研究假设得到初步验证。对高质量内部控制组 $UEup * SENT$ 和 $UEdown * SENT$ 系数的解释可以借鉴 Baker & Wurgler (2007) 的安全港湾假说 (Safe havens), 他们在研究投资者情绪对横截面股票收益的影响时, 发现规模大、成熟、稳定、高分红和中速成长的公司受投资者情绪影响较小, 甚至为相反方向, 因为投资者可能视这些公司为类似债券投资, 因此可能在高情绪阶段低估股价, 在低情绪阶段高估股价, 以为其投资寻求安全港湾。类似地, 内部控制质量高的公司也可能被投资者视为安全港湾, 因此投资者情绪对高内部控制质量组的盈余消息的 *ERC* 的影响与对低内部控制质量组的盈余消息的 *ERC* 的影响截然相反。Mian & Sankaraguruswamy (2012) 发现与规模小、上市年限短、不稳定、没有分红以及具有极端高或者极端低增长的股票相比, 投资者情绪对规模大、上市年限长、稳定、具有高分红以及适度增长的股票的盈余消息的 *ERC* 的影响更小、不显著或者相反。这为本文高内控质量组研究结果的可信性和高内部控制质量公司安全港湾假说解释的合理性提供了进一步支持。

第 D 列是对模型 (7) 的检验结果, 区分盈余消息的好坏, 以全样本检验内部控制质量如何影响投资者情绪对 *ERC* 的影响, 主要关注未预期盈余、投资者情绪与内部控制质量三者的交乘项 $UEup * SENT * IC$ 和 $UEdown * SENT * IC$ 的系数, 根据现有文献, 若内部控制质量能够抑制投资者情绪对 *ERC* 的影响, 那么 $UEup * SENT * IC$ 的预期符号为负, $UEdown * SENT * IC$ 的预期符号为正。模型 (D) 的结果显示 $UEup * SENT * IC$ 的系数在 5% 的水平下显著为负 (-0.1085), 而 $UEdown * SENT * IC$ 的系数在 1% 的水平下显著为正 (0.0988), 该结果进一步支持了本文的研究假设。

表 3 内部控制质量对投资者情绪影响 *ERC* 的作用检验

	不分消息好坏	区分盈余消息好坏		区分消息好坏
	全样本	低内控质量组	高内控质量组	全样本
	(A)	(B)	(C)	(D)
	<i>CAR</i> [-2, 2]	<i>CAR</i> [-2, 2]	<i>CAR</i> [-2, 2]	<i>CAR</i> [-2, 2]
<i>UE</i>	0.8870** (2.14)			
<i>down</i>		-0.0071* (-1.65)	-0.0047 (-1.17)	-0.0062** (-2.10)
<i>UEup</i>		0.8942 (0.89)	-0.1272 (-0.13)	-0.0446 (-0.54)
<i>UEdown</i>		1.1472 (1.30)	1.2459 (1.39)	1.4576** (1.96)
<i>SENT</i>	0.0027** (2.17)			0.0036 (1.43)
<i>UE * SENT</i>	0.0514** (1.97)			
<i>UEup * SENT</i>		0.1725*** (2.87)	-0.1586** (-2.10)	-0.0116 (-0.22)

续表

	不分消息好坏	区分盈余消息好坏		区分消息好坏
	全样本	低内控质量组	高内控质量组	全样本
	(A)	(B)	(C)	(D)
	CAR[-2, 2]	CAR[-2, 2]	CAR[-2, 2]	CAR[-2, 2]
<i>U</i> Edown* <i>SENT</i>		-0.0809* (-1.67)	0.1202** (2.03)	0.0445 (1.05)
<i>IC</i>				0.0032* (1.91)
<i>U</i> Eup* <i>IC</i>				-0.0597 (-1.08)
<i>U</i> Edown* <i>IC</i>				-0.0894** (-2.05)
<i>U</i> Eup* <i>SENT</i> * <i>IC</i>				-0.1085** (-2.23)
<i>U</i> Edown* <i>SENT</i> * <i>IC</i>				0.0988*** (2.65)
<i>SIZE</i>	0.0014 (1.25)			-0.0017 (-1.17)
<i>U</i> E* <i>SIZE</i>	-0.0393** (-2.06)			
<i>U</i> Eup* <i>SIZE</i>		-0.0415 (-0.88)	-0.0001 (-0.00)	-0.0001 (-0.00)
<i>U</i> Edown* <i>SIZE</i>		-0.0493 (-1.19)	-0.0597 (-1.48)	-0.0666** (-1.96)
<i>SOE</i>	-0.0083*** (-2.82)	-0.0038 (-0.81)	-0.0114*** (-2.97)	-0.0078*** (-2.59)
<i>LEV</i>	0.0000 (0.00)	-0.0108* (-1.67)	0.0243*** (2.86)	0.0030 (0.58)
<i>Beta</i>	-0.0313*** (-4.58)	-0.0452*** (-4.35)	-0.0184* (-1.93)	-0.0306*** (-4.53)
<i>TQ</i>	-0.0039*** (-4.39)	-0.0048*** (-4.08)	-0.0039*** (-2.92)	-0.0049*** (-5.13)
<i>DA</i>	0.0445** (2.43)	0.0224 (0.83)	0.0287 (1.07)	0.0287 (1.50)
<i>_cons</i>	-0.0706*** (-3.61)	0.0418*** (2.57)	0.0227 (1.31)	0.0751** (2.15)
<i>Year&Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5899	2944	2955	5899
<i>adj. R</i> ²	0.0117	0.0308	0.0245	0.0247

注: 括号内为 t 值; *、**、*** 分别表示相关系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

(三) 进一步分析

进一步, 内部控制质量对投资者情绪与盈余反应系数之间关系的影响是否因公司规模和产权性质而异呢? 为此, 我们首先根据企业规模, 将样本组分为大规模企业组和小规模企业组, 然后在两组中分别区分低内控质量组和高内控质量组, 分别检验投资者情绪对盈余反应系数的影响, 结果见表 4

所示。结果发现在小规模企业组,低内控质量组(第 C 列) $UEup^* SENT$ 的系数在 1% 的水平下显著为正, $UEdown^* SENT$ 的系数在 5% 的水平下显著为负;而高内控质量组(第 D 列) $UEup^* SENT$ 的系数在 5% 的水平下显著为负, $UEdown^* SENT$ 的系数为正,但不显著。这说明对于小规模的企业,内部控制质量低时,盈余消息的 ERC 更容易受到投资者情绪的显著影响,而高质量的内部控制有助于抑制投资者情绪对 ERC 的影响,进一步支持本文的研究假设。在大规模企业组,低内控质量组(第 A 列) $UEup^* SENT$ 和 $UEdown^* SENT$ 的系数均不显著,高内控质量组(第 B 列)只有 $UEdown^* SENT$ 的系数显著为正,这说明规模大的企业盈余消息的 ERC 更不容易受到投资者情绪的影响。

表 4 区分企业规模的检验

	大规模企业		小规模企业	
	低内控质量	高内控质量	低内控质量	高内控质量
	(A)	(B)	(C)	(D)
	$CAR[-2, 2]$	$CAR[-2, 2]$	$CAR[-2, 2]$	$CAR[-2, 2]$
<i>down</i>	-0.0045 (-0.69)	-0.0042 (-0.86)	-0.0088 (-1.54)	-0.0065 (-0.97)
<i>UEup</i>	-0.1002 (-0.81)	-0.0694 (-0.79)	0.0078 (0.09)	-0.2421 (-1.58)
<i>UEdown</i>	-0.0372 (-0.40)	-0.2497 ^{***} (-2.63)	0.2178 ^{**} (2.41)	0.1466 (1.04)
<i>UEup* SENT</i>	0.0104 (0.08)	-0.0995 (-1.13)	0.2266 ^{***} (3.20)	-0.3098 ^{**} (-2.25)
<i>UEdown* SENT</i>	-0.0269 (-0.39)	0.1835 ^{***} (2.70)	-0.1437 ^{**} (-2.13)	0.0591 (0.54)
<i>SOE</i>	0.0026 (0.39)	-0.0064 (-1.47)	-0.0105 (-1.57)	-0.0221 ^{***} (-2.97)
<i>LEV</i>	-0.0063 (-0.4)	0.0178 (1.37)	-0.0127 (-1.64)	0.0275 ^{**} (2.20)
<i>Beta</i>	-0.0360 ^{**} (-2.25)	-0.0138 (-1.23)	-0.0543 ^{***} (-3.89)	-0.0323 [*] (-1.80)
<i>TQ</i>	-0.0036 (-1.10)	-0.0041 [*] (-1.92)	-0.0056 ^{***} (-3.99)	-0.0048 ^{**} (-2.45)
<i>DA</i>	-0.0275 (-0.71)	0.0170 (0.54)	0.0586 (1.57)	0.0407 (0.83)
<i>_cons</i>	0.0217 (0.77)	-0.0085 (-0.35)	0.0564 ^{***} (2.68)	0.0552 ^{**} (2.01)
<i>Year&Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1187	1749	1757	1206
<i>adj. R²</i>	0.0153	0.0404	0.0446	0.0195

注: 括号内为 t 值; *, **, *** 分别表示相关系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

本文进一步根据企业产权性质,将样本组分为中央控股企业组和非中央控股企业组,然后在两组中分别区分低内控质量组和高内控质量组,分别检验投资者情绪对 ERC 的影响,结果见表 5 所示。结果发现在非中央控股企业组,低内控质量组(第 C 列) $UEup^* SENT$ 的系数在 1% 的水平下显著为正, $UEdown^* SENT$ 的系数为负,但不显著;而高内控质量组(第 D 列) $UEup^* SENT$ 的系数在 1% 的水平下显著为负, $UEdown^* SENT$ 的系数在 5% 的水平下显著为正。这说明,对于非中央控股企业,内部控

制质量低时, 盈余消息的 *ERC* 更容易受到投资者情绪的显著影响, 而高质量的内部控制有助于抑制投资者情绪对 *ERC* 的影响, 这与本文研究假设一致。在中央控股企业组, 不管是低内控质量组(第 A 列) 还是高内控质量组(第 B 列), $UEup^* SENT$ 和 $UEdown^* SENT$ 的系数均不显著, 这说明中央控股企业盈余消息的 *ERC* 更不容易受到投资者情绪的影响。

表 5 区分企业产权性质的检验

	中央控股企业		非中央控股企业	
	低内控质量	高内控质量	低内控质量	高内控质量
	(A)	(B)	(C)	(D)
	<i>CAR</i> [-2, 2]	<i>CAR</i> [-2, 2]	<i>CAR</i> [-2, 2]	<i>CAR</i> [-2, 2]
<i>down</i>	0.0029 (0.30)	0.0006 (0.08)	-0.0090* (-1.86)	-0.0074 (-1.59)
<i>UEup</i>	3.7940* (1.77)	-0.3031 (-0.14)	0.3836* (1.74)	-0.9917 (-0.71)
<i>UEdown</i>	-1.5904 (-0.78)	1.2523 (0.58)	1.9955* (1.74)	2.9887*** (2.41)
<i>UEup* SENT</i>	0.1814 (1.27)	0.1255 (0.73)	0.1818*** (2.73)	-0.2361*** (-2.76)
<i>UEdown* SENT</i>	-0.1119 (-1.18)	-0.0156 (-0.14)	-0.0836 (-1.49)	0.1470*** (2.17)
<i>SIZE</i>	0.0090* (1.77)	0.0003 (0.09)	0.0026 (1.02)	-0.0027 (-1.23)
<i>UEup* SIZE</i>	-0.1568 (-1.59)	0.0091 (0.10)	-0.0211 (-0.33)	0.0389 (0.61)
<i>UEdown* SIZE</i>	0.0811 (0.87)	-0.0513 (-0.56)	-0.0897* (-1.67)	-0.1422** (-2.51)
<i>LEV</i>	-0.0013 (-0.6)	-0.0303 (-1.47)	-0.0089 (-1.25)	0.0366*** (3.73)
<i>Beta</i>	0.01234 (0.51)	-0.1701 (-0.90)	-0.0551*** (-4.78)	-0.0223* (-1.91)
<i>TQ</i>	0.0082* (1.87)	-0.0065* (-1.84)	-0.0062*** (-4.37)	-0.0041*** (-2.64)
<i>DA</i>	0.1276* (1.77)	-0.0041 (-0.07)	0.0068 (0.23)	0.0357 (1.16)
<i>_cons</i>	-0.2675** (-2.24)	0.0336 (0.33)	0.1148*** (1.98)	0.0803 (1.50)
<i>Year&Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	481	695	2463	2260
<i>adj. R²</i>	0.0550	0.0374	0.0319	0.0225

注: 括号内为 t 值; *, **, *** 分别表示相关系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

五、研究结论

本文首先检验并发现投资者情绪对盈余反应具有显著影响。然后, 重点分析了在不同内部控制质量的公司中, 投资者情绪对盈余反应系数的影响是否存在差异。研究发现, 低内控质量企业盈余消

息的反应系数更容易受到投资者情绪的影响,高涨(低落)的投资者情绪提升了盈余好消息(坏消息)的反应系数;高内控质量企业受投资者情绪的影响截然相反,高涨(低落)的投资者情绪降低了盈余好消息(坏消息)的反应系数。这说明高质量的内部控制不仅能够抑制投资者情绪对盈余反应系数的提升作用,而且具有安全港湾效应。进一步区分企业规模和企业产权性质后发现,小规模企业和非中央控股企业的内部控制质量显著存在上述效应,大规模企业和中央控股企业无论内部控制质量高还是低,其盈余消息的反应系数均不受投资者情绪影响。

参考文献:

- [1] Altamuro J. , Beatty A. 2010. How does Internal Control Regulation Affect Financial Reporting? [J]. *Journal of Accounting and Economics* ,49(1) : 58-74.
- [2] Atiase R. K. 1985. Predisclosure Information , Firm Capitalization , and Security Price Behavior Around Earnings Announcements [J]. *Journal of Accounting Research* ,23(1) : 21-36.
- [3] Baginski S. , K. Lorek , G. Willinger , and B. Branson. 1999. The Relationship Between Economic Characteristics and Alternative Annual Earnings Persistence Measures [J]. *The Accounting Review* ,74(1) : 105-120.
- [4] Baker M. P. , Wurgler J. A. 2006. Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns [J]. *Journal of Finance* ,61(4) : 1645-1680.
- [5] Baker M. P. , Wurgler J. A. 2007. Investor Sentiment in the Stock Market [J]. *Journal of Economic Perspectives* ,21(2) : 129-151.
- [6] Ball R. , Brown P. 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers [J]. *Journal of Accounting Research* ,6(2) : 159-178.
- [7] Ball R. , Kothari S. P. 1991. Security Returns Around Earnings Announcements [J]. *Accounting Review* ,66(4) : 718-738.
- [8] Bargeron L. L. , Lehn K. M. , Zutter C. J. 2010. Sarbanes-Oxley and Corporate Risk-taking [J]. *Journal of Accounting and Economics* ,49(1) : 34-52.
- [9] Bartov E. , Radhakrishnan S. , Krinsky I. 2000. Investor Sophistication and Patterns in Stock Returns After Earnings Announcements [J]. *The Accounting Review* ,75(1) : 43-63.
- [10] Brown G. W. , Cliff M. T. 2005. Investor Sentiment and Asset Valuation [J]. *Journal of Business* ,78(2) : 405-440.
- [11] Beaver W. H. 1968. The Information Content of Annual Earnings Announcements [J]. *Journal of Accounting Research* , (6) : 67-92.
- [12] Collins D. W. , Kothari S. P. 1989. An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients [J]. *Journal of accounting and economics* ,11(2) : 143-181.
- [13] Conrad J. , Cornell B. , Landsman W. R. 2002. When is Bad News Really Bad News? [J]. *Journal of Finance* ,57(6) : 2507-2532.
- [14] DeFond M. , Hung M. , Trezevant R. 2007. Investor Protection and the Information Content of Annual Earnings Announcements: international Evidence [J]. *Journal of Accounting and Economics* ,43(1) : 37-67.
- [15] Easton P. D. , Zmijewski M. E. 1989. Cross-sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements [J]. *Journal of Accounting and economics* ,11(2) : 117-141.
- [16] Francis J. , LaFond R. , Olsson P. , et al. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality [J]. *Journal of Accounting and Economics* ,39(2) : 295-327.
- [17] Frazzini A. 2006. The Disposition Effect and Underreaction to News [J]. *The Journal of Finance* ,61(4) : 2017-2046.
- [18] Hollis Ashbaugh-Skaifea , Daniel W. Collins , William R. Kinney Jr. 2007. The Discovery and Reporting of Internal Control Deficiencies prior to SOX-mandated Audits [J]. *Journal of Accounting and Economics* ,44(1-2) : 166-192.
- [19] Holthausen R. W. , Verrecchia R. E. 1988. The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-asset Market [J]. *Journal of Accounting Research* ,26(1) : 82-106.
- [20] Imhoff Jr E. A. , Lobo G. J. 1992. The Effect of Ex ante Earnings Uncertainty on Earnings Response Coefficients [J]. *Accounting Review* ,67(2) : 427-439.
- [21] Jeffrey T. Doyle , Weili Ge , Sarah McVay. 2007. Accruals Quality and Internal Control Over Financial Reporting [J]. *The Accounting Review* ,82(5) : 1141-1170.
- [22] Kam C. Chan , Barbara Farrell Farrell , and Picheng Lee. 2008. Earnings Management of Firms Reporting Material Internal Control weaknesses under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act [J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* ,27

- (2): 161-179.
- [23] Kaplanski G., Levy H. 2010. Sentiment and Stock Prices: the Case of Aviation Disasters [J]. *Journal of Financial Economics*, 95(2): 174-201.
- [24] Kasznik, R., and M. McNichols. 2002. Does Meeting Earnings Expectations Matter? Evidence from Analyst Forecast Revisions and Share prices [J]. *Journal of Accounting Research*, 40(3): 727-759.
- [25] Lemmon M., Portniaguina E. 2006. Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence [J]. *Review of Financial Studies*, 19(4): 1499-1529.
- [26] Mendenhall R. R., H. Fehrs D. 1999. Option listing and the Stock-price Response to Earnings Announcements [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 27(1): 57-87.
- [27] Mian G. M., Sankaraguruswamy S. 2012. Investor Sentiment and Stock Market Response to Earnings News [J]. *The Accounting Review*, 87(4): 1357-1384.
- [28] Teoh S. H., Wong T. J. 1993. Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficient [J]. *The Accounting Review*, 68(2): 346-366.
- [29] 毕玉国, 宓彬. 2013. 证券投资基金与 A 股市场波动性关系研究——基于分位数回归的经验证据 [J]. *中国经济问题* (5): 70-77.
- [30] 陈彦斌. 2005. 情绪波动和资产价格波动 [J]. *经济研究* (3): 36-45.
- [31] 董望, 陈汉文. 2011. 内部控制、应计质量与盈余反应 [J]. *审计研究* (4): 68-78.
- [32] 方红星, 金玉娜. 2011. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究 [J]. *会计研究* (8): 53-60.
- [33] 蒋玉梅, 王明照. 2010. 投资者情绪、盈余公告与市场反应 [J]. *管理科学* 23(3): 70-78.
- [34] 马晓逵, 杨德勇, 李亚萍. 2012. 投资者情绪视角下上市公司定向增发的宣告反应 [J]. *中国经济问题* (2): 98-108.
- [35] 宋常. 2000. 强化单位内部控制防治会计信息失真 [J]. *审计研究* (6): 48-50.
- [36] 王雄元, 陈文娜, 顾俊. 2008. 年报及时性的信号作用 [J]. *会计研究* (12): 47-55.
- [37] 吴世农, 吴超鹏. 2005. 盈余信息度量、市场反应与投资者框架依赖偏差分析 [J]. *经济研究* (2): 54-62.
- [38] 伍燕然, 韩立岩. 2007. 不完全理性: 情绪与封闭式基金之迷 [J]. *经济研究* (3): 119-127.
- [39] 伍燕然, 潘可, 胡松明, 江婕. 2012. 行业分析师盈利预测偏差的新解释 [J]. *经济研究* (4): 149-160.
- [40] 于忠泊, 田高良, 张咏梅. 2012. 媒体关注、制度环境与盈余信息市场反应 [J]. *会计研究* (9): 40-51.
- [41] 赵景文. 2006. 公司治理质量与盈余质量 [J]. *南开管理评论* 9(5): 15-21.
- [42] 张国清. 2008. 内部控制与盈余质量——基于 2007 年 A 股公司的经验证据 [J]. *经济管理* (3): 112-119.

Internal Control, Investor Sentiment and Stock Market Responses to Earnings News

Zhang Chuancai, Chen Hanwen
Xiamen University, Xiamen 361005

Abstract: Using data on Chinese A-share listed companies from 2007 to 2011, we study whether internal control helps to inhibit the impact of investor sentiment on stock market response to earnings news. We find that for companies with low internal control quality, stock market responses to earnings news are more likely to be influenced by investor sentiment, with high (low) investor sentiment increasing earnings response coefficients of good (bad) news. However, for companies with high internal control quality, the impact of investor sentiment on earnings response coefficients is in the opposite direction, with high (low) investor sentiment decreasing earnings response coefficients of good (bad) news. These results show that high internal control quality not only can inhibit the improvement effect of investor sentiment on earnings response coefficients, but also has a safe harbor effect. In addition, we find that the above phenomenon is more evident for small companies and non-state owned companies. In contrast, earnings response coefficients are not influenced by investor sentiment in either large companies or state owned companies.

Key words: internal control quality; investor sentiment; earnings response coefficient; safe harbor effect

(责任编辑: 陈国进)