



# 公司透明度与盈余公告惯性 ——基于投资者关注的实证研究

向诚<sup>1</sup>, 陆静<sup>1,2</sup>

1 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400030

2 重庆大学公司财务与会计治理创新研究院, 重庆 400030

**摘要:** 随着信息技术的高速发展, 市场信息极大丰富与投资者注意力相对不足的矛盾日益受到关注, 哪些因素影响公司对个股的关注程度成为有价值的研究议题。已有研究主要通过媒体报导、分析师跟踪和股票量价表现等, 从公司外部观察影响公司受关注程度的因素, 而关于公司透明度等公司内部运营管理特征是否直接影响公司受关注程度的研究较少。

以2003年至2015年中国A股上市公司为样本, 使用盈余质量、关联交易笔数、关联交易金额、审计质量、信息披露评级等指标构建综合指数测量公司透明度, 并结合单变量分组对比和多变量回归两种方法检验公司透明度与公司受关注程度的关联。在多变量回归中, 使用OLS回归和面板固定效应模型, 从股价和交易量两个角度, 验证公司透明度通过影响公司受关注程度, 进而影响其盈余公告惯性强度的路径。

研究结果表明, ①中国A股公司透明度与其盈余公告惯性强度显著负向相关, 透明度越低的公司盈余反应滞后比率越高。当同一日市场上有多家公司发布盈余公告时, 公司透明度相对越高, 其盈余公告惯性程度越弱。在控制内生性问题以及信息泄露、信息含量差异、流动性、投资者情绪、盈余管理等因素影响后, 上述结果依然稳健。②透明度低的公司盈余公告期异常交易量更低, 与信息不对称假说的预期相反, 但符合投资者有限关注假说的预期, 验证了公司透明度通过公司受关注程度影响公司盈余公告惯性强度的路径。

研究结果揭示了公司透明度与公司受关注程度的关联, 为从内部运营管理特征入手研究公司受关注程度的影响因素提供可借鉴思路。除信息不对称外, 公司透明度还通过公司受关注程度影响其股票定价过程, 为理解公司透明度对资本市场的影响提供新的视角。公司透明度低强化盈余公告惯性强度, 为监管部门加强信息披露监管和提高公司透明度提供了新的实证依据。

**关键词:** 公司透明度; 盈余公告惯性; 投资者关注; 分心效应; 资产定价

**中图分类号:** F830.91

**文献标识码:** A

**doi:** 10.3969/j.issn.1672-0334.2020.03.011

**文章编号:** 1672-0334(2020)03-0138-17

## 引言

已有研究表明, 投资者注意力有限的特征显著影响资产定价过程, 投资者注意力的分配与其资产配置存在紧密关联<sup>[1-3]</sup>, 因此, 哪些因素影响投资者

对公司的关注程度成为有价值的研究议题。已有研究主要通过公司的媒体报道数量<sup>[4-5]</sup>、分析师跟踪关注程度<sup>[6]</sup>、机构投资者持股比例<sup>[7]</sup>、网民搜索程度<sup>[8]</sup>和公司股票市场量价表现<sup>[9]</sup>, 从公司外部观察

**收稿日期:** 2017-10-13 **修返日期:** 2018-11-29

**基金项目:** 重庆市社会科学规划项目(2019BS054); 国家自然科学基金(71973018); 中国博士后科学基金(2018M643401)

**作者简介:** 向诚, 经济学博士, 重庆大学经济与工商管理学院博士后(在站), 研究方向为行为金融和公司财务等, 代表性学术成果为“Do disclosures of selective access improve market information acquisition fairness? Evidence from company visits in China”, 发表在2020年第64卷《Journal of Corporate Finance》, E-mail: xiangcheng@cqu.edu.cn

陆静, 经济学博士, 重庆大学经济与工商管理学院和公司财务与会计治理创新研究院教授, 研究方向为资本市场微观结构和行为金融等, 代表性学术成果为“The impact of government intervention on corporate investment allocations and efficiency: Evidence from China”, 发表在2018年第2期《Financial Management》, E-mail: lujing@cqu.edu.cn

其受关注的影响因素,而关于公司内部运营管理特征是否影响公司受关注度的研究较少。

投资者关注主要通过影响公司信息的扩散速度影响公司股票定价过程,因此与公司信息可获得程度直接相关的公司透明度必然与公司受关注程度存在关联。中国A股市场以个人投资者为主,相对于经济和人力资源丰富的机构投资者,其面临的注意力约束更高,对市场公开信息的依赖程度更强,受公司信息透明程度的影响可能更大。同时,公司透明度是市场信息不对称程度和资产定价效率的重要影响因素之一,受到监管部门的高度关注。因此,从公司透明度角度研究其对A股公司受关注程度和资产定价过程的影响兼具学术价值、实务意义和政策启示。

## 1 相关研究评述

盈余公告惯性是公司股价沿意外盈余方向持续漂移的现象,持续广泛存在于全球股票市场之中。行为金融学者认为投资者因存在非理性行为偏差而对盈余公告等市场信息反应不足,进而引发盈余公告惯性现象。近年来,随着信息技术的飞速发展和市场信息的爆炸式增长,投资者的一个重要心理偏差——对市场信息的有限关注,对盈余公告惯性的影响受到了学者们的日益重视。这一领域的研究表明,由于注意力的有限性,在现代资本市场,投资者面临的问题已经不再是信息匮乏,而是信息过多,投资者不得不有选择性地关注和处理市场信息,从而不可避免地对某些信息,如公司盈余信息反应不足,进而引发盈余公告惯性。HIRSHLEIFER et al.<sup>[10]</sup>提出分心假说,认为同一天公布的盈余公告数量越多,投资者对单个盈余公告的注意力越分散,随后的盈余公告惯性强度越强;FREDERICKSON et al.<sup>[11]</sup>进一步认为,当投资者受到这一分心效应影响时,会优先处理受关注度更高公司的盈余公告;DELLAVIGNA et al.<sup>[12]</sup>则发现投资者对星期五发布的盈余公告反应滞后程度更强,认为这是因为注意力有限的投资者在临近周末时更容易被工作以外的活动分散注意力。在中国学者的研究中,权小锋等<sup>[13]</sup>也发现中国A股市场上投资者关注度与盈余公告效应存在显著的负向关系,公司管理者据此选择盈余公告的时机,在投资者关注程度高时发布好消息,在关注程度低时发布坏消息。

总的来说,以上研究表明,公司盈余公告的漂移程度与公司受投资者关注程度反向相关,公司受关注度越高,盈余公告的即时市场反应越强烈,盈余公告惯性越弱,反之亦然。鉴于投资者关注度对盈余公告惯性等资产错误定价现象的重要影响,理解公司在市场中受关注程度的影响因素具有较高的研究价值。已有研究表明,媒体、分析师和机构投资者等市场参与者的参与程度能够反映公司的受关注度,媒体报道越多<sup>[4]</sup>、分析师覆盖度越大<sup>[6]</sup>、机构投资者持股比例越高<sup>[14]</sup>的公司在市场中受关注的程度越高。同时,公司股票受关注度还与其自身的量价表

现相关,股票换手率(交易量)更高<sup>[9]</sup>、收益率更极端<sup>[15]</sup>的公司更容易得到市场关注。最后,在网络时代,网络搜索量直接反映公司被市场关注的程度<sup>[8,16]</sup>。然而,无论是从媒体、分析师、机构投资者,还是公司股票市场量价表现或公司的网络搜索量,都是从外部对公司受关注程度的事后观察,公司内部的运营管理特征差异是否导致公司受关注度的横截面差异,此类研究在国内外都较少。

## 2 理论分析和研究假设

针对已有研究现状,本研究选择从公司透明度出发,通过盈余公告惯性现象检验公司运营管理特征对公司股票受关注程度的影响。BUSHMAN et al.<sup>[17]</sup>将公司透明度定义为外界人士对公司信息的可获得程度,包括财务信息透明度和治理信息透明度两大部分,是管理者作为信息分配者对信息披露形式、内容和时机进行选择的结果。已有研究大都从信息不对称的角度研究公司透明度对资产定价和公司财务的影响,发现低透明度降低公司股票流动性<sup>[18]</sup>、加剧股价波动率<sup>[19]</sup>、提高股权融资成本<sup>[20]</sup>、提高市场系统风险<sup>[21]</sup>以及增加公司对投资者情绪的敏感程度<sup>[22]</sup>等,但鲜有学者将公司透明度与公司受关注度关联起来进行研究。而投资者关注主要通过影响公司信息的扩散速度影响公司股票定价过程,因此与公司信息可获得程度直接相关的公司透明度必然与公司受关注程度存在关联。本研究认为,公司透明度可能从3个方面影响投资者对公司的关注度。①公司透明度越低越容易激发投资者的模糊厌恶心理,从而降低公司的受关注程度。EASLEY et al.<sup>[23]</sup>发现模糊厌恶心理降低了投资者对股票市场的参与程度;DIMMOCK et al.<sup>[24]</sup>对美国家庭资产持有情况的调查证实了这一观点;徐浩峰等<sup>[25]</sup>通过观察深圳股票交易所的交易数据发现,公司透明度是存在信息劣势的A股市场个人投资者选择股票的重要依据,他们更愿意关注和持有透明度较高公司的股票。②公司透明度影响投资者的信息获取成本进而影响公司的受关注程度。公司透明度是外界人士对公司信息的可获得程度,公司透明度越低,外部投资者获取公司信息的成本越高<sup>[17]</sup>。LANG et al.<sup>[18]</sup>以盈余管理程度和会计标准等多个指标构建公司透明度指数,以1994年至2007年46个国家的股票市场数据为样本,实证验证公司透明度与其信息成本之间的负向关系;HUANG et al.<sup>[26]</sup>构建了理性忽视模型,认为信息获取成本的存在是投资者选择以有限的频率和精度获取信息的重要因素,信息获取成本越高,投资者越可能降低其获取公司价值相关信息的频率和准确程度,即越可能减少对公司信息的关注程度。③透明度低的信息环境会降低投资者对公司信息的信任水平,进而减少投资者对公司信息的关注程度。GUISO et al.<sup>[27]</sup>的研究表明,投资者参与股票市场的程度是投资者对市场信任程度的函数;PEVZNER et al.<sup>[28]</sup>以25个国家为研究对象,发现一个国家的社会信任水平



正向影响该国上市公司盈余公告被投资者及时关注的程度,社会信任水平越高,该国投资者对盈余公告的关注和反应越及时,而投资者对股票市场的信任水平与该股票信息环境的透明程度存在显著正向关联。类似的,在公司层面,投资者对公司价值相关信息的信任和关注程度也受到公司信息透明度的正向影响。在中国A股市场上,罗玫等<sup>[29]</sup>发现上市公司修订业绩预告降低投资者对公司的信任程度,市场对有修正历史的上市公司的业绩预告反应强度明显低于无修正历史的公司,表明投资者对公司的不信任降低了其对公司业绩预告信息的关注程度。

概括而言,投资者可能因模糊厌恶心理、高信息处理成本和低信任水平等原因相对忽视透明度较低的公司。而已有研究表明,投资者对公司的关注程度与公司盈余公告惯性存在显著关联。因此,实证检验公司透明度与公司盈余公告惯性的相关关系,可以验证公司透明度通过影响公司受关注程度进而影响公司股票定价过程这一路径的存在性。HIRSHLEIFER et al.<sup>[10]</sup>和DELLAVIGNA et al.<sup>[12]</sup>的理论或实证研究均表明,投资者对公司的关注程度负向影响公司盈余公告惯性这一错误定价现象的强度,投资者越关注的公司,盈余公告时公司盈余信息反映到公司股价中的速度越快,盈余公告在市场中引发的即时反应越强,滞后反应(即盈余公告惯性)越弱,反之亦然。因此,BEN-REPHAEEL et al.<sup>[7]</sup>通过这一负向关系验证其使用的指标在测量投资者关注程度方面的有效性。如果公司透明度与其受关注程度正向相关,则公司透明度越高,公司盈余公告信息反映到公司股票价格中的速度越快,盈余公告的即时市场反应更强,随后的盈余公告惯性更小。因此,本研究提出假设。

H<sub>1</sub> 公司透明度越高,公司盈余公告的即时市场反应越强,盈余公告惯性越弱。

已有研究还常从信息不对称的角度研究公司透明度对其股票定价过程的影响,若公司透明度对其盈余公告惯性的影响源自于公司的信息不对称程度,则公司透明度越低的公司信息不对称程度越高,投资者对公司基本面信息的先验信念差异更大,当此类公司发布盈余公告时,其公告期的异常交易量应相对更高。相反,如果公司透明度通过影响公司受关注程度影响其盈余公告惯性现象,则公司透明度越低的公司越被投资者忽视,其发布盈余公告时的异常交易量相对更低<sup>[12]</sup>。因此,通过检验公司透明度与其盈余公告期异常交易量的相关方向,可进一步验证公司透明度对其盈余公告惯性现象的影响路径。基于前文理论分析,本研究认为公司透明度主要通过影响公司受关注程度影响其盈余公告惯性现象,预期透明度更高的公司在盈余公告后的短期异常交易量应相对更高。因此,本研究提出假设。

H<sub>2</sub> 公司透明度越高,公司盈余公告后短期异常交易量越大。

HIRSHLEIFER et al.<sup>[10]</sup>的分心假说认为,同一天公

布的盈余公告越多,投资者的注意力越分散,当天盈余公告的惯性效应将越强。然而HIRSHLEIFER et al.<sup>[10]</sup>并没有解答,投资者将按照何种顺序关注和处理同一天公布的多个盈余公告。FREDERICKSON et al.<sup>[11]</sup>发现当市场同一天发布多个盈余公告时,投资者会优先处理规模更大,有更多广告费用支出、媒体报导和分析师盈利预测报告,即受关注度更高的公司的盈余公告,此类公司的盈余公告惯性相对于同一天公布盈余公告的其他公司更弱。如果公司透明度影响公司受关注度,则当同一天市场上有多个盈余公告发布时,各公司盈余公告被投资者关注和处理的顺序应与公司透明度显著正向相关,在同日发布盈余公告的公司中,公司透明度相对更高的公司盈余公告惯性强度相对更弱,短期异常交易量相对更大。因此,本研究提出假设。

H<sub>3</sub> 在同日发布盈余公告的公司中,公司透明度相对越高,公司盈余公告的市场即时反应相对更强,盈余公告惯性相对更弱。

H<sub>4</sub> 在同日发布盈余公告的公司中,公司透明度相对越高,公司盈余公告后短期异常交易量越大。

### 3 研究设计

#### 3.1 样本选择和数据来源

由于中国证监会仅强制要求上市公司对年报进行审计,同时深圳证券交易所(以下简称深交所)信息披露评级数据也仅能按照年度频率获取,因此本研究以中国A股上市公司年报为盈余公告研究对象。由于盈余质量指标需要至少5年连续现金流数据,而中国从1998年起才要求上市公司披露现金流量表,因此本研究选择以2003年至2015年为研究样本期,以A股上市公司为研究对象,并剔除金融行业公司、PT或ST等非正常上市公司以及部分关键变量值缺失的上市公司,最终得到2446家公司的20328个公司一年观测值。本研究使用的每股盈利、年报公告日和公司财务指标等数据来自于国泰安数据库,股票收益率、交易量数据来自于锐思数据库,审计公司、分析师和机构投资者数据来自于Wind数据库,信息披露评级数据来自于深交所网站手工收集整理。表1对数据来源进行了总结。

#### 3.2 变量定义

##### 3.2.1 公司透明度

BUSHMAN et al.<sup>[17]</sup>将公司透明度定义为外界人士对公司信息的获取程度,认为可以从公司的会计报告体系、私人信息获取活动和信息扩散过程3个方面对公司透明程度进行测量。已有研究通常通过以盈余管理程度等表示的会计盈余透明度<sup>[30-31]</sup>和以审计公司质量表示的会计信息整体质量<sup>[22]</sup>等测量公司会计报告的透明程度,以分析师的跟踪程度和盈余预测偏差等从市场参与者对私人信息依赖程度的角度测量公司透明度<sup>[32]</sup>,以媒体报导程度反映信息扩散过程对公司透明度的影响<sup>[33]</sup>。此外,由于深交所对其上市公司的信息披露评级兼具独立性和权威性,

表1 变量定义和数据来源  
Table 1 Definition of Variables and Data Sources

类型	名称	符号	定义	数据来源
被解释变量	累计超额收益	$Car_{i,t}^{[h_1, h_2]}$	$t$ 年盈余公告窗口期 $[h_1, h_2]$ 的 $i$ 公司股票持有期收益率与对应的按公司规模和账面市值比构建的股票组合持有期收益率的差值	锐思
	异常交易量	$AV_{i,t}^{[h_1, h_2]}$	$t$ 年盈余公告窗口期 $[h_1, h_2]$ 的 $i$ 公司股票对数化的平均交易量相对于基准期平均交易量的增长幅度,以 $[h_1 - 20, h_1 - 11]$ 为基准期	锐思
解释变量	盈余质量	$EQ$	经调整的DD模型 <sup>[37]</sup> 得到的公司过去5年非正常应计利润的标准差乘以-1	国泰安
	审计公司质量	$Aud$	如果公司年报审计公司为普华永道、毕马威、德勤、安永四大会计师事务所之一取值为1,否则取值为0	Wind
	信息披露评级	$Idr$	深交所对上市公司信息披露工作进行评级的得分,A为优秀,得4分;B为良好,得3分;C为合格,得2分;D为不合格,得1分	深交所网站
	关联交易笔数	$Nrt$	公司本年度与子公司等进行的关联交易笔数的对数乘以-1	Wind
	非正常关联交易金额	$Art$	公司本年度关联交易金额分行业、分年度与总资产对数、资产覆盖率、账面市值比进行OLS回归后的残差乘以-1	Wind
	公司综合透明度	$Tra$	公司盈余质量、审计公司质量、信息披露评级、关联交易笔数、非正常关联交易金额百分位数的平均值取对数	综合计算
	盈余公告处理优先度	$Pri$	公司在同日发布盈余公告的所有公司中相对透明度的高低,乘以当日公告在整个财报公告期的市场权重	综合计算
	标准化未预期盈余	$Sue$	本年度第4季度每股盈余减去上年度同季每股盈余,除以过去4个季度每股盈余的标准差	国泰安
	公司规模	$Siz$	公司年末总市值(单位:10亿元)的对数	国泰安
	账面市值比	$BM$	$\frac{\text{公司年末资产总值}}{\text{股票市值} + \text{负债市值}}$	国泰安
控制变量	分析师覆盖度	$Anc$	本年度分析师发布的盈利预测报告数量加1后取对数	Wind
	机构投资者持股比例	$IO$	年末基金、券商、QFII、保险公司等机构投资者持有的公司A股流通股比例	Wind
	同日公告数	$Ann$	公司盈余公告当日市场发布的盈余公告数量的对数	国泰安
	公告滞后度	$Lag$	公司盈余公告日与财报截止日期间天数的对数	国泰安
	周末效应	$DW$	公司在周五或周末等非交易日发布盈余公告取值为1,否则取值为0	国泰安

中国学者也经常使用这一评级指标直接测量公司信息透明程度<sup>[34-35]</sup>。李增泉等<sup>[36]</sup>和FIRTH et al.<sup>[22]</sup>还认为关联交易降低了交易双方对高质量公开信息的需求进而降低公司透明度,因此关联交易程度也能在一定程度上反映公司的信息透明程度。

基于公司透明度影响因素的复杂性,为避免单个测量指标的片面性,LANG et al.<sup>[18]</sup>提出用多个透明度指标构建透明度综合指数,全面、整体地测量公司信息透明程度。他们使用的透明度指标包括公司盈余管理程度、是否聘请“五大”会计师事务所审计公司财务报告、是否遵从国际会计准则、分析师跟踪度和分析师盈余预测准确度5个指标。辛清泉等<sup>[19]</sup>沿用了LANG et al.<sup>[18]</sup>构建的透明度综合指数的思想以及

盈余管理程度等4个透明度指标,根据中国市场实际情况,用深交所信息披露评级取代是否遵从国际会计准则。本研究参照LANG et al.<sup>[18]</sup>和辛清泉等<sup>[19]</sup>的思路,从多个维度综合测量公司透明度。由于本研究样本区间为2003年至2015年,在样本区间的前期,中国股票分析师群体规模较小,有较大一部分样本公司整个会计年度均无分析师跟踪。因此,本研究剔除分析师跟踪度和分析师盈余预测准确度两个指标,以FIRTH et al.<sup>[22]</sup>针对中国市场提出的关联交易金额和关联交易数量取代,即使用盈余质量、审计公司质量、信息披露评级、关联交易笔数和非正常关联交易金额占比5个测量透明度的指标构建透明度指数。

第1个测量公司透明度的指标为盈余质量( $EQ_{i,t}$ )。非正常应计项目是公司财务信息透明度的常见测量指标, DD模型<sup>[37]</sup>是常用的应计盈余分离模型之一, 通过调整的DD模型得到 $EQ_{i,t}$ 。具体为

$$Tca_{i,t} = a_{10} + a_{11}Cfo_{i,t-1} + a_{12}Cfo_{i,t} + a_{13}Cfo_{i,t+1} + a_{14}\Delta Rev_{i,t} + a_{15}Ppe_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^1 \quad (1)$$

其中, $i$ 为公司, $t$ 为年; $Tca$ 为总流动应计利润,等于营业利润加折旧摊销减去经营活动的现金流; $Cfo$ 为经营活动的现金流; $\Delta Rev$ 为营业收入的变动; $Ppe$ 为公司固定资产; $a_{10}$ 为截距项, $a_{11} \sim a_{15}$ 为各变量回归系数, $\varepsilon_{i,t}^1$ 为残差。所有变量均除以上期期末总资产,以控制公司规模的影响。利用(1)式,按照2001年证监会行业分类标准,分行业、分年度进行回归,得到的残差 $\varepsilon_{i,t}^1$ 即为非正常应计利润;然后计算( $t-4$ )年至 $t$ 年共5年非正常应计利润的标准差,即可得到盈余质量 $EQ$ 。为与其他透明度代理指标保持方向一致,本研究将 $EQ$ 乘以 $-1$ ,以使 $EQ$ 越大表示公司的透明度越高。

第2个测量透明度指标为审计公司质量( $Aud_{i,t}$ ),如果上市公司聘请四大会计师事务所对年报进行审计, $Aud_{i,t}$ 取值为1,否则取值为0。已有研究表明,四大会计师事务所的审计质量更高,聘请四大会计师事务所审计公司年报表明公司更有信心和意愿提供公允、准确的会计和内部控制信息,公司透明度可能更高。因此, $Aud_{i,t}$ 越大表示公司透明度越高。

第3个测量透明度指标为深交所信息披露评级( $Idr_{i,t}$ )。自2001年起深交所对上市公司信息披露工作进行评级,按信息披露质量的好坏分为优秀、良好、合格和不合格,从2011年开始表示为A、B、C、D共4个等级。这一评级分数在中国学者相关研究中得到广泛应用<sup>[19]</sup>。本研究以1分~4分表示4个信息披露等级,分数越高表示公司信息披露评级越高,公司透明度越高。

第4个测量公司透明度指标为公司关联交易笔数( $Nrt_{i,t}$ ),第5个测量公司透明度指标为非正常关联交易金额( $Art_{i,t}$ )。中国上市公司普遍存在关联交易。FIRTH et al.<sup>[22]</sup>认为,一方面,关联交易的价格并不一定能够反映交易的公允价值;另一方面,在中国等新兴市场,关联交易很容易成为大股东转移财富、攫取小股东利益的工具。如果关联交易没有得到充分、准确的披露,存在的信息处理成本会使注意力有限的个人投资者很难准确地理解关联交易对公司价值的影响。因此,对于个人投资者来说,公司的关联交易活动越复杂,公司的透明度可能越低。本研究从关联交易笔数和非正常关联交易金额两个方面测量公司透明度,关联交易笔数为关联交易笔数的对数,参照FIRTH et al.<sup>[22]</sup>的方法,使用下面的OLS回归模型得到非正常关联交易金额,即

$$\frac{Rpt_{i,t}}{Sal_{i,t}} = a_{20} + a_{21}TA_{i,t} + a_{22}Lev_{i,t} + a_{23}MB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^2 \quad (2)$$

其中, $Rpt$ 为关联交易金额; $Sal$ 为营业收入; $TA$ 为总资产的对数, $Lev$ 为资产负债率, $MB$ 为账面市值比,分别控制公司规模、杠杆和成长性对关联交易规模的影

响; $a_{20}$ 为截距项, $a_{21} \sim a_{23}$ 为各变量回归系数, $\varepsilon_{i,t}^2$ 为残差。对(2)式分行业、分年度回归,得到的残差值 $\varepsilon_{i,t}^2$ 即为公司的非正常关联交易金额指标。与 $EQ$ 一样,本研究将 $Nrt_{i,t}$ 和 $Art_{i,t}$ 乘以 $-1$ ,以使 $Nrt_{i,t}$ 和 $Art_{i,t}$ 越大,表示公司透明度越高。

在以上5个测量透明度代理指标的基础上,本研究参照LANG et al.<sup>[18]</sup>和辛清泉等<sup>[19]</sup>的做法,将样本公司透明度变量值转化为其对应的百分位数,并用以上5个指标百分位数平均值的对数构建综合透明度指数 $Tra_{i,t}$ ,作为本研究的主要解释变量, $Tra_{i,t}$ 越大意味着公司综合透明度越高。由于上海证券交易所(以下简称上交所)并未公开对其上市公司的信息披露评级,因此,对于上交所上市样本公司而言, $Tra_{i,t}$ 为其余4个透明度指标百分位数的平均值。

### 3.2.2 盈余公告处理优先度

本研究预期公司透明度越高越能引起投资者的市场关注,当同一交易日市场上有多家公司公告盈余信息时,投资者优先关注和处理公司透明度更高的公司的盈余公告。然而,同日发布公告公司的总数大小对投资者的分心程度显然是不同的,相对于只有10家公司在同一天公布财报,100家公司同日发布盈余公告对投资者的分心程度显然更高,此时公司受关注程度对公司盈余公告惯性的影响显然更大。

本研究基于公司透明程度构建盈余公告处理优先度指标( $Pri_{i,t}$ ),并参考FREDERICKSON et al.<sup>[11]</sup>的思路将这一指标根据当日公告数量的多少进行调整。假设第 $j$ 日 $i$ 公司发布盈余公告,在当日所有 $n_j$ 家发布盈余公告的公司中,有比例为 $p_i$ 的公司其透明度低于 $i$ 公司。将整个财报公告期(以年报为例,每年的1月1日至4月30日)每天公告的数量 $n_j(j=1,2,\dots,N)$ 进行排序,得到当天公告数量所属的十分位数组别减去1,除以9,即为当天所有公告的相对权重 $w_j$ ,进而得到 $i$ 公司的盈余公告处理优先度, $Pri_{i,t} = w_j p_i$ ,即公司在同日发布盈余公告的所有公司中相对透明度的高低乘以该公告日在整个财报公告期的市场权重。 $w_j$ 测量 $j$ 日投资者分心效应的大小,当日公告总数较低时(如当日仅有2家公司发布公告时)分心效应的影响显然非常微小,将当日公告数所属的十分位数减去1后,因为公告总数较低,即位于第1个十分位内的样本公司权重为0,从而控制这一现象对研究结果的可能影响。

### 3.2.3 标准化未预期盈余

本研究使用每股收益作为测量公司盈余的指标,并沿用中国学者的通用做法,使用简单的随机游走模型预测每股收益,即预期公司某季度每股收益与去年同季相同。随后,参照BASU et al.<sup>[38]</sup>的做法,以每股盈余的季度波动率对未预期盈余进行标准化,得到标准化未预期盈余,即

$$Sue_{i,q} = \frac{Eps_{i,q} - Eps_{i,q-4}}{\sigma_{i,q}} \quad (3)$$

其中, $q$ 为季度, $Sue$ 为标准化未预期盈余, $Eps_{i,q}$ 为 $i$ 公司 $q$ 季度的每股收益, $Eps_{i,q-4}$ 为 $i$ 公司去年同一季度的



每股收益,  $\sigma_{i,q}$  为  $i$  公司前4个季度每股盈利的标准差。

### 3.2.4 盈余公告期间的超额收益

本研究采用公司盈余公告期间的超额收益测量盈余公告惯性强度。参考 HIRSHLEIFER et al.<sup>[10]</sup> 的研究, 本研究使用经规模和账面市值比调整后的收益率计算公司盈余公告窗口期的累积超额收益, 将所有股票分别按照上年末账面市值比和市值分为5组, 并将其交叉组合, 得到25个账面市值比和市值组别各不相同的投资组合, 并以公司股票持有收益率与其所属的投资组合的购买持有收益率之差作为公司股票的累积超额收益, 公司股票在  $[h_1, h_2]$  窗口期的累积超额收益为

$$Car_{i,t}^{[h_1, h_2]} = \prod_{j=h_1}^{j=h_2} (1 + R_{i,j}) - \prod_{j=h_1}^{j=h_2} (1 + R_{IP,j}) \quad (4)$$

其中,  $h_1$  和  $h_2$  为盈余公告窗口期的起止日期,  $Car_{i,t}^{[h_1, h_2]}$  为  $i$  公司股票在  $t$  年盈余公告窗口期  $[h_1, h_2]$  的累积超额收益,  $R_{i,j}$  为  $i$  公司股票第  $j$  日的收益率,  $R_{IP,j}$  为  $i$  公司对应投资组合第  $j$  日的收益率。本研究以  $[-1, 1]$  作为盈余公告即时反应窗口期, 以  $[2, 60]$  作为滞后反应窗口期。

### 3.2.5 盈余公告期间的异常交易量

本研究参考 DELLAVIGNA et al.<sup>[12]</sup> 的研究, 将盈余公告期间的异常交易量表示为公告窗口期  $[h_1, h_2]$  公司股票对数化的平均交易量相对于基准期平均交易量的增长幅度, 并以  $[h_1 - 20, h_1 - 11]$  为基准期。盈余公告窗口期  $[h_1, h_2]$  的异常交易量为

$$AV_{i,t}^{[h_1, h_2]} = \frac{\frac{1}{h_2 - h_1 + 1} \sum_{t_1=h_1}^{h_2} V_{i,t_1} - \frac{1}{10} \sum_{t_1=h_1-20}^{h_1-11} V_{i,t_1}}{\frac{1}{10} \sum_{t_1=h_1-20}^{h_1-11} V_{i,t_1}} \quad (5)$$

其中,  $AV_{i,t}^{[h_1, h_2]}$  为  $i$  公司股票在  $t$  年盈余公告窗口期  $[h_1, h_2]$  的异常交易量,  $V_{i,t}$  为  $i$  公司股票在盈余公告窗口期  $[h_1, h_2]$  的日交易量,  $V_{i,t}$  为  $i$  公司股票在基准期  $[h_1 - 20, h_1 - 11]$  的日交易量。

### 3.2.6 控制变量

根据投资者关注度和盈余公告惯性的已有研究, 本研究使用的控制变量包括公司规模、账面市值比、分析师覆盖度、机构投资者持股比例、同日公告数、公告滞后度和周末效应。

主要变量和控制变量的具体含义见表1。

## 3.3 实证模型

本研究以(6)式和(7)式作为公司盈余公告市场价格反应的实证检验模型, 以(8)式和(9)式作为异常交易量的检验模型。

$$Car_{i,t}^{[h_1, h_2]} = a_{60} + a_{61} Sue_{i,t} + a_{62} Tra_{i,t} + a_{63} Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} + \sum Con + \sum Sue \cdot Con + \varepsilon_{i,t}^3 \quad (6)$$

$$Car_{i,t}^{[h_1, h_2]} = a_{70} + a_{71} Sue_{i,t} + a_{72} Tra_{i,t} + a_{73} Pri_{i,t} + a_{74} Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} + a_{75} Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t} + \sum Con + \sum Sue \cdot Con + \varepsilon_{i,t}^4 \quad (7)$$

其中,  $Con$  为控制变量, 包括公司规模、账面市值比、分析师覆盖度、机构投资者持股比例、同日公告数、

公告滞后度和周末效应;  $a_{60}$  和  $a_{70}$  为截距项,  $a_{61} \sim a_{63}$ 、 $a_{71} \sim a_{75}$  为各变量回归系数,  $\varepsilon_{i,t}^3$  和  $\varepsilon_{i,t}^4$  为残差。

(6)式以公司综合透明度  $Tra$  为主要解释变量, 根据前文假设, 本研究预期  $Sue \cdot Tra$  的系数在盈余公告即时反应窗口期  $[-1, 1]$  时显著为正, 在滞后反应窗口期  $[2, 60]$  时显著为负, 表示透明度越高的公司在市场中受关注的程度越强, 其盈余公告信息能够越快反映到股价之中。(7)式在(6)式基础上加入基于公司透明度和同日公告总数构建的盈余公告处理优先度指标  $Pri_{i,t}$  与标准化未预期盈余和公司透明度的交互项, 同样, 如果  $H_3$  成立, 该交互项的系数在  $[-1, 1]$  窗口显著为正, 而在  $[2, 60]$  窗口显著为负。

相应的, (8)式和(9)式用公司透明度、盈余公告处理优先度和其他公司特征控制变量对公司盈余公告后的短期  $[-1, 1]$  异常交易量进行解释。即

$$AV_{i,t}^{[h_1, h_2]} = a_{80} + a_{81} Tra_{i,t} + \sum Con + \varepsilon_{i,t}^5 \quad (8)$$

$$AV_{i,t}^{[h_1, h_2]} = a_{90} + a_{91} Tra_{i,t} + a_{92} Pri_{i,t} + a_{93} Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t} + \sum Con + \varepsilon_{i,t}^6 \quad (9)$$

其中,  $a_{80}$  和  $a_{90}$  为截距项,  $a_{81}$ 、 $a_{91} \sim a_{93}$  为各变量回归系数,  $\varepsilon_{i,t}^5$  和  $\varepsilon_{i,t}^6$  为残差。根据本研究假设, 预期(8)式和(9)式的系数  $a_{81}$ 、 $a_{91}$  和  $a_{93}$  显著为正。

## 4 实证结果

### 4.1 描述性统计分析

表2给出变量的描述性统计结果, 并按透明度的中位数将样本公司分为高和低两组进行对比分析。由表2可知, 透明度较高组公司的标准化未预期盈余更高, 但这一差异在统计上并不显著。同时, 透明度较高组公司的规模显著更大、账面市值比显著更低、分析师覆盖度显著更高、机构投资者持股比例显著更高。大公司更容易受到市场参与者和监管部门的关注, 可能促使公司以更透明的姿态向市场披露公司信息。机构投资者和分析师在某种程度上同样面临注意力约束问题, 公司透明度越高, 机构投资者和分析师获取、分析、传播公司信息的难度越小, 对公司的关注程度越高, 表现为更多的分析师盈利预测报告和更高的机构投资者持股比例。机构投资者和分析师对公司的关注将降低公司信息不对称风险及其风险溢价水平, 进而导致公司市场价值的提升和账面市值比的下降。此外, 两组公司的同日公告数、公告滞后度和周末效应不存在显著差异, 表明两类公司披露盈余公告的时机选择并无明显不同。表3给出主要变量的相关系数, 公司透明度与公司规模、分析师覆盖度、机构投资者持股比例正相关, 与账面市值比负相关, 与表2的描述性统计结果基本一致。

图1以  $Car[-30, 60]$  的数据直观对比了两组公司的盈余公告惯性强度, 可以看到透明度低和透明度高组公司都存在明显的盈余公告惯性, 但透明度低组公司的盈余公告惯性强度更大。

使用图1的累积超额收益数据, 本研究进一步对各组公司盈余公告惯性强度差异进行定量分析。在

表2 变量描述性统计结果  
Table 2 Results for Description Statistics of Variables

变量	全样本			透明度高 50%		透明度低 50%		高减低(按透明度分组)	
	均值	中位数	标准差	均值	中位数	均值	中位数	均值差异	t 值
$Sue_{i,t}$	0.089	0.107	3.052	0.113	0.132	0.068	0.104	0.045	1.291
$Tra_{i,t}$	0.507	0.496	0.139	0.593	0.579	0.421	0.381	0.172	25.647***
$Pri_{i,t}$	0.199	0.111	0.226	0.290	0.242	0.092	0.040	0.198	44.157***
$Siz_{i,t}$	1.392	1.295	1.131	1.614	1.490	1.143	1.067	0.471	30.713***
$BM_{i,t}$	1.055	0.724	0.993	0.921	0.664	1.178	0.842	-0.257	-19.364***
$Anc_{i,t}$	1.484	1.102	1.404	1.745	1.613	1.156	0.704	0.589	31.922***
$IO_{i,t}$	0.178	0.113	0.191	0.193	0.129	0.174	0.102	0.019	8.701***
$Ann_{i,t}$	3.583	3.691	0.846	3.578	3.689	3.578	3.710	0.0003	0.038
$Lag_{i,t}$	4.467	4.489	0.301	4.456	4.489	4.478	4.534	-0.022	-0.711
$DW_{i,t}$	0.421	0	0.493	0.414	0	0.425	0	-0.011	-0.425

注:\*\*\*为在1%水平上显著,下同。

表3 相关系数  
Table 3 Correlation Coefficients

	$Tra_{i,t}$	$Pri_{i,t}$	$Sue_{i,t}$	$Siz_{i,t}$	$BM_{i,t}$	$Anc_{i,t}$	$IO_{i,t}$	$Ann_{i,t}$	$Lag_{i,t}$
$Tra_{i,t}$	1								
$Pri_{i,t}$	0.510***	1							
$Sue_{i,t}$	-0.034	-0.001	1						
$Siz_{i,t}$	0.178***	0.075	-0.021	1					
$BM_{i,t}$	-0.052*	0.118**	-0.0002	0.012	1				
$Anc_{i,t}$	0.101***	0.076*	0.026	0.483***	-0.167***	1			
$IO_{i,t}$	0.149**	0.051	-0.021	0.528***	-0.191***	0.285***	1		
$Ann_{i,t}$	0.044	0.319***	-0.024	-0.082	0.038	-0.119	-0.009	1	
$Lag_{i,t}$	-0.070*	0.264***	-0.019	-0.023	0.054	-0.134	0.060**	-0.007	1
$DW_{i,t}$	-0.004	0.091*	0.040	-0.041	0.067	-0.073	-0.020	0.208*	0.047

注:\*\*为在5%水平上显著,\*为在10%水平上显著,下同。

透明度高组公司中,存在正向未预期盈余利好消息的公司在 $[2,60]$ 的窗口期内平均可以获得1.973%的正向超额收益,存在负向未预期盈余利空消息的公司平均将产生-1.438%的负向超额收益。与透明度高组公司相比,利好盈余信息为透明度低组公司带来的正向超额收益为2.441%,较透明度高组公司高0.472%;利空盈余信息为透明度低组公司带来的负向超额收益为-1.889%,较透明度高组公司低-0.445%。且这一差异在统计上显著,符合本研究所做的公司透明度与盈余公告惯性强度显著反向相关的预期。

图2对比了两组公司盈余公告前后5个交易日 $([-1,3])$ 的交易量异常变动情况。盈余公告带来的新市场信息提高了市场交易活跃程度,两组公司在

$[-1,3]$ 窗口期各交易日的交易量相对基准期 $([-21,12])$ 的平均交易量均有显著提升, $t=0$ 时,即盈余公告后的最近1个交易日的异常交易量最大,较基准期平均交易量高出25个百分点以上。同时,在5个交易日中,透明度高的公司的异常交易量均显著更高。前文描述性统计表明两组公司的平均未预期盈余并不存在显著差异,因此这一交易量差异符合本研究从投资者关注度所做的预期,透明度低导致投资者对公司盈余公告信息选择性忽视,进而导致相对更低的异常交易量。

#### 4.2 公司透明度与盈余公告惯性

本研究使用(6)式检验即时市场反应 $Car[-1,1]$ 与公司透明度和标准化未预期盈余的交互项的关

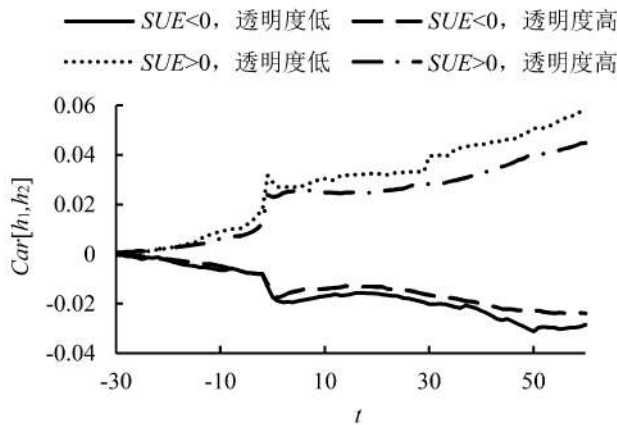


图1 样本盈余公告惯性  
Figure 1 Samplings' Post Earnings Announcement Drift

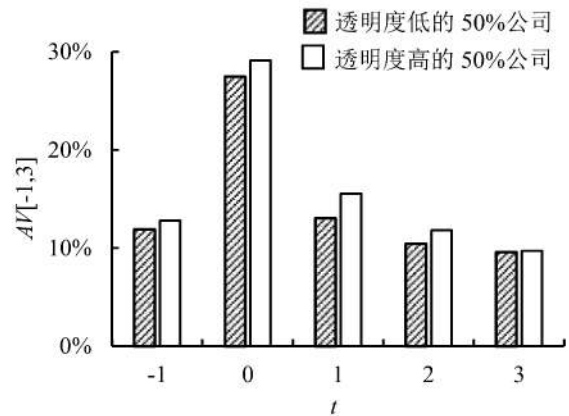


图2 样本盈余公告异常交易量变动  
Figure 2 Change of Earnings Announcement Abnormal Trading Volumes of Samplings'

表4 公司透明度与盈余公告市场反应  
Table 4 Firm Transparency and Market Responses to Earnings Announcement

	$Car[-1,1] \times 100$		$Car[2,60] \times 100$	
	(1) OLS	(2) 面板固定效应	(3) OLS	(4) 面板固定效应
$Sue_{i,t}$	0.264** (1.971)	0.309* (1.916)	0.423* (1.813)	0.396* (1.745)
$Tra_{i,t}$	-0.006* (-1.746)	-0.005* (-1.714)	-0.026* (-1.845)	-0.028* (-1.833)
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$	0.022* (1.763)	0.020* (1.868)	-0.106** (-2.143)	-0.105** (-2.101)
$Sue_{i,t} \cdot Siz_{i,t}$	0.031*** (2.806)	0.031*** (2.753)	-0.020 (-0.456)	-0.020 (0.224)
$Sue_{i,t} \cdot BM_{i,t}$	0.018 (1.578)	0.018 (1.543)	-0.003 (-0.056)	-0.010 (-0.245)
$Sue_{i,t} \cdot Anc_{i,t}$	0.006 (0.589)	0.007 (0.641)	-0.125 (-1.201)	-0.129 (-1.303)
$Sue_{i,t} \cdot IO_{i,t}$	0.038* (1.652)	0.039* (1.678)	-0.239* (-1.801)	-0.227* (-1.745)
$Sue_{i,t} \cdot Ann_{i,t}$	-0.019** (-2.567)	-0.016*** (-2.395)	0.048*** (2.801)	0.046*** (2.778)
$Sue_{i,t} \cdot Lag_{i,t}$	0.071 (1.545)	0.058 (1.228)	-0.106 (-0.622)	-0.100 (-0.567)
$Sue_{i,t} \cdot DW_{i,t}$	-0.122* (-1.827)	-0.120* (-1.767)	0.189* (1.889)	0.142* (1.714)
控制变量	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测数	20 328	20 328	20 328	20 328
F 值	10.415	14.875	32.452	47.852
调整的 $R^2$	0.175		0.147	
总体 $R^2$		0.092		0.072

注:括号内数据为t值,下同。

联,以验证公司透明度对盈余公告惯性效应的影响。如果本研究H<sub>1</sub>成立,则公司盈余公告的即时市场反应  $Car[-1,1]$  应与  $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$  显著正相关,而滞后市场

反应  $Car[2,60]$  则与  $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$  显著负相关。表4给出对这一理论预期进行检验的回归结果,因  $Car[h_1, h_2]$  数值较小,为便于解释回归系数,下面均用  $Car[h_1,$



$h_2]$ 的百分值为被解释变量,即 $Car[h_1, h_2] \times 100$ ; (1)列和(3)列使用OLS回归和异方差稳健误, (2)列和(4)列使用面板固定效应模型回归和按公司分类的聚类标准误,所有回归均控制年度和行业固定效应。

由表4的(1)列和(2)列可知,  $Tra_{i,t}$ 在所有回归中均显著为负,表明公司透明度低导致更高的信息不对称风险进而需要得到更高的风险补偿。但透明度与未预期盈余的交互项系数显著为正,表明在同样大小的未预期盈余信息冲击下,透明度高的公司短期股价会向着未预期盈余的方向发生更大的变动,即透明度高的公司盈余公告的即时市场反应更强。

在控制变量方面,限于篇幅,本研究未报告各控制变量的系数估计结果,而主要关注各控制变量与 $Sue_{i,t}$ 交互项系数的符号和大小。 $Sue_{i,t} \cdot Siz_{i,t}$ 的系数在两个模型设定下均显著为正,大公司更可能是行业中受市场关注的领头羊公司,其盈余公告的即时反应相对更强。 $Sue_{i,t}$ 与 $BM_{i,t}$ 和 $Lag_{i,t}$ 交互项系数不显著。 $Sue_{i,t} \cdot Anc_{i,t}$ 的系数同样不显著,考虑到在样本区间的多数时间中国资本市场分析师制度并不成熟,这一结果与国外类似研究结果存在差异是可以理解的。 $Sue_{i,t} \cdot IO_{i,t}$ 的系数显著为正, $Sue_{i,t}$ 与 $Ann_{i,t}$ 和 $DW_{i,t}$ 的交互项系数显著为负,表明机构投资者持股比例较高、同日公告数较少、在周五以外的交易日发布的盈余公告会得到投资者更快速的市场即时反应,符合已有投资者关注度相关研究的结论。

本研究以 $Car[2,60] \times 100$ 为被解释变量,检验公司透明度与公司盈余公告滞后反应的关系,检验结果见表4的(3)列和(4)列。公司透明度与 $Car[2,60]$ 依然显著负相关,表明无论盈余公告前后,透明度低公司的投资者都需要得到更高的信息不对称风险补偿。但此时 $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$ 的系数由(1)列和(2)列的显著为正转变为显著为负,表明透明度低的公司盈余公告滞后反应程度越高,即盈余漂移现象越严重。

与(1)列和(2)列的结果相比,(3)列和(4)列中公司规模与未预期盈余的交互项系数同样发生反转,但变得不显著。分析师覆盖度和公告滞后度与标准化未预期盈余的交互项依然不显著,而机构投资者持股比例、同日公告数、周末效应与标准化未预期盈余的交互项系数均依然显著,且与(1)列和(2)列的符号相反,公司的机构投资者持股比例越低、同日公告数越多和(或)在周五及非交易日发布的盈余公告惯性效应更强。综合表4的结果可以发现,透明度低的公司盈余公告的市场即时反应更弱,滞后反应更强,表明公司透明度与盈余公告惯性效应存在显著负相关关系, $H_1$ 得到验证。此外,表4的结果还表明,A股市场上存在分心效应,同日发布的盈余公告数量越多,公司的即时市场反应越弱,盈余公告惯性越强,为检验 $H_3$ 提供了必要的基础。

一个直观的比较公司盈余公告惯性强弱的方法是对比公司的盈余滞后反应比率。参照DELLAVIGNA et al.<sup>[12]</sup>的思路,本研究将每年所有样本公司按照 $Sue$ 的大小分为5组,保留 $Sue$ 最大组和最小组作为研

究子样本,并设定虚拟变量 $Sue_{i,t}^{top}$ ,子样本中 $i$ 公司 $t$ 年属于 $Sue$ 最大组时 $Sue_{i,t}^{top}$ 取值为1,属于 $Sue$ 最小组时 $Sue_{i,t}^{top}$ 取值为0。同时,将每年的子样本公司按照公司透明度中位数分为透明度高、低两组,设置虚拟变量 $Dtr_{i,t}$ ,子样本公司透明度高于中位数 $Dtr_{i,t}$ 取值为1,低于或等于中位数 $Dtr_{i,t}$ 取值为0。为对比公司的盈余滞后反应比率,将 $Dtr_{i,t}$ 代入(6)式替换 $Tra_{i,t}$ ,得到

$$Car_{i,t}^{[h_1, h_2]} = a_{100} + a_{101} Sue_{i,t}^{top} + a_{102} Dtr_{i,t} + a_{103} Sue_{i,t}^{top} \cdot Dtr_{i,t} + \sum Con + \sum Sue_{i,t}^{top} \cdot Con + \varepsilon_{i,t}^7 \quad (10)$$

其中, $a_{100}$ 为截距项, $a_{101} \sim a_{103}$ 为各变量回归系数, $\varepsilon_{i,t}^7$ 为残差。对(10)式进行回归估计,得到 $a_{101}$ 和 $a_{103}$ ,代入(11)式和(12)式进行计算,即

$$DRR^T = \frac{E[Car^{[2,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 1, Dtr_{i,t} = 1] - E[Car^{[2,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 0, Dtr_{i,t} = 1]}{E[Car^{[-1,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 1, Dtr_{i,t} = 1] - E[Car^{[-1,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 0, Dtr_{i,t} = 1]} = \frac{a_{101}^{[2,60]} + a_{103}^{[2,60]}}{a_{101}^{[-1,60]} + a_{103}^{[-1,60]}} \quad (11)$$

$$DRR^{NT} = \frac{E[Car^{[2,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 1, Dtr_{i,t} = 0] - E[Car^{[2,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 0, Dtr_{i,t} = 0]}{E[Car^{[-1,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 1, Dtr_{i,t} = 0] - E[Car^{[-1,60]} | Sue_{i,t}^{top} = 0, Dtr_{i,t} = 0]} = \frac{a_{101}^{[2,60]}}{a_{101}^{[-1,60]}} \quad (12)$$

其中, $DRR^T$ 为透明度高组公司的盈余滞后反应比率, $DRR^{NT}$ 为透明度低组公司盈余滞后反应比率。

表5给出以 $Sue$ 最高20%和最低20%的公司为样本时,公司透明度与公司盈余公告即时反应期 $[-1,1]$ 、滞后反应期 $[2,60]$ 和总反应期 $[-1,60]$ 共3个时间窗口公司股票累积异常收益的关联。即时反应期与滞后反应期 $Sue_{i,t}^{top} \cdot Dtr_{i,t}$ 系数符号的差异反映了公司透明度对公司盈余公告惯性强度的影响;根据滞后反应期与总反应期 $Sue_{i,t}^{top}$ 、 $Sue_{i,t}^{top} \cdot Dtr_{i,t}$ 的系数,按照(11)式和(12)式分别计算 $DRR^T$ 和 $DRR^{NT}$ ,对二者进行对比分析。因仅使用 $Sue$ 最大和最小的样本,表5的观测数减少至8077。在OLS回归下, $DRR^T$ 为64.192%, $DRR^{NT}$ 为75.489%,比 $DRR^T$ 高出11.297%,且这一差异在1%水平上显著;类似的,在面板固定效应模型中, $DRR^{NT}$ 比 $DRR^T$ 显著高出11.763%。这一结果再次验证了 $H_1$ ,即公司盈余惯性与公司透明度显著负向相关。

### 4.3 公司透明度与盈余公告期异常交易量

盈余公告信息必须通过市场交易活动反映到公司股价中,如果公司透明度通过关注度影响投资者对盈余公告的反应,这些影响应当同样反映在公告前后的交易量变化中,本研究用(8)式对这一可能影响进行检验。表4的结果表明公司透明度低可能带来更高的信息不对称风险,而信息不对称会强化投资者之间对盈余信息的异质信念,进而增加公司市场交易量。如果公司透明度通过投资者关注度影响盈余公告后的市场交易活动,则透明度低的公司盈余公告异常交易量应当更低而不是更高。因此,(8)式的结果还有助于本研究进一步检验公司透明度对盈余公告惯性效应的影响路径。

以 $AV[-1,1]$ 为被解释变量,表6给出(8)式的回

表5 公司透明度与盈余反应滞后比率  
Table 5 Firm Transparency and Earnings Response Delay Ratio

	$Car[-1,1] \times 100$		$Car[2,60] \times 100$		$Car[-1,60] \times 100$	
	OLS	面板固定效应	OLS	面板固定效应	OLS	面板固定效应
$Sue_{i,t}^{top}$	1.265** (2.231)	1.018** (2.056)	2.591* (1.843)	2.515* (1.845)	3.432** (2.441)	3.333** (2.445)
$Dtr_{i,t}$	-0.006** (-2.089)	-0.005** (-2.045)	-0.013* (-1.902)	-0.014** (-2.124)	-0.015** (-1.989)	-0.015** (-2.021)
$Sue_{i,t}^{top} \cdot Dtr_{i,t}$	0.085* (1.756)	0.075* (1.645)	-0.395*** (-2.689)	-0.399*** (-2.711)	-0.012 (-0.403)	-0.011 (-0.424)
控制变量	是	是	是	是	是	是
控制变量 $\times Sue_{i,t}^{top}$	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	8 077	8 077	8 077	8 077	8 077	8 077
F 值	8.354	60.877	13.871	24.557	14.581	25.649
调整的 $R^2$	0.156		0.189		0.174	
总体 $R^2$		0.087		0.097		0.089
	$DRR^T$		$DRR^{NT}$		$DRR^{NT} - DRR^T$	
OLS	64.192%*** (14.336)		75.489%*** (18.723)		11.297%*** (4.905)	
面板固定效应	63.693%*** (12.865)		75.456%*** (16.214)		11.763%*** (4.151)	

归结果,与前文类似,OLS回归和面板固定效应模型分别使用异方差稳健性标准误和聚类标准误计算显著性水平。由表6可知, $Tra_{i,t}$ 的系数在所有回归中均显著为正,表明透明度高的公司发布盈余公告后市场异常交易量更大,与信息不对称影响的预期方向相反, $H_2$ 得到验证。从控制变量看,小公司、高账面市值比公司的异常交易量更大,更多分析师关注、机构投资者持股比例更高、公告时间离财报截止日时间更长、在周五及非交易日发布公告的公司异常交易量更小。此外, $Ann_{i,t}$ 与 $AV[-1,1]$ 显著负相关,同样验证了分心效应的存在。

#### 4.4 盈余公告处理优先度与盈余惯性

前文实证结果在验证 $H_1$ 和 $H_2$ 的同时,也间接验证了HIRSHLEIFER et al.<sup>[10]</sup>发现的盈余公告分心效应在A股市场上的存在,当日盈余公告数越多,投资者注意力越分散,对盈余公告的即时反应更加不足,随后的盈余公告惯性更强。FREDERICKSON et al.<sup>[11]</sup>认为,当存在盈余公告分心效应时,投资者对同日发布的多条盈余公告信息的处理顺序同样受到公司受关注程度的影响。因此,如果公司透明度影响公司受关注程度,则如本研究 $H_3$ 所述,在同日发布公告的所有公司中,投资者将优先处理透明度更高公司的盈余公告,这些公司的盈余公告惯性效应将相对更弱。

本研究利用(7)式对 $H_3$ 进行检验,表7分别给出以 $Car[-1,1] \times 100$ 和 $Car[2,60] \times 100$ 为解释变量的回

归结果,各项模型设定与前文一致。 $Sue_{i,t}$ 与公司透明度和各控制变量的交互项系数符号以及显著水平与表4中的结果基本一致。 $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$ 的系数符号反映了在相同条件下,投资者盈余公告市场反应与本研究基于透明度构建的公告处理优先度指标的关联方向。在表7的(1)列和(2)列即时反应窗口检验中, $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$ 的系数显著为正,表明公司盈余公告的市场即时反应随着盈余公告处理优先度指标提高而提高。而在(3)列和(4)列的滞后反应窗口检验中, $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$ 的系数显著为负,表明 $Pri_{i,t}$ 高的公司的盈余公告惯性更小。这些结果表明,投资者的确按一定顺序处理同日发布的多个盈余公告,本研究基于公司透明度构建的优先度指标捕捉到了投资者的这一处理顺序,公司相对透明度越高,其盈余公告被处理的顺序越靠前,盈余公告惯性效应越弱, $H_3$ 得到验证。

公司透明度对投资者盈余公告处理顺序的影响同样可以通过盈余公告后的短期异常交易量进行检验,本研究利用(9)式对这一影响进行检验,(9)式在(8)式的基础上加入公司透明度与盈余公告处理优先度的交互项,检验结果见表8。 $Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$ 的系数显著为正,意味着在同日发布盈余公告的众多公司中,公司的盈余优先度指标越高,即公司相对透明度越高,盈余公告后的短期异常交易量越大,表明公司受投资者的关注程度越高, $H_4$ 得到验证。当投资者因市场同日公布多个盈余公告而注意力分散时,公司

**表6 公司透明度与盈余公告短期异常交易量**  
**Table 6 Firm Transparency and Short Term Earnings Announcement Abnormal Trading Volume**

	AV[-1,1]	
	OLS	面板固定效应
$Tra_{i,t}$	0.041* (1.767)	0.042** (1.978)
$Siz_{i,t}$	-0.060*** (-4.192)	-0.094*** (-4.993)
$BM_{i,t}$	0.043*** (3.267)	0.035* (1.956)
$Anc_{i,t}$	0.084*** (6.713)	0.047** (2.409)
$IO_{i,t}$	0.092** (2.156)	0.096* (1.823)
$Lag_{i,t}$	-0.251*** (-4.167)	-0.209*** (-2.878)
$Ann_{i,t}$	-0.061*** (-2.989)	-0.060** (-2.433)
$DW_{i,t}$	-0.037** (-2.303)	-0.036** (-2.012)
年度固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
观测数	20 328	20 328
F值	19.343	7.034
调整的 $R^2$	0.136	
总体 $R^2$		0.066

透明度成为投资者处理这些盈余公告先后顺序的重要影响因素,公司相对透明度越高,其盈余公告越优先被投资者处理,公告后的短期异常交易量越大。

### 5 稳健性检验

前文的实证研究结果表明,公司透明度与其盈余公告惯性存在显著的反向相关关系,而从异常交易量看,这一影响源自于投资者注意力的有限性,投资者对透明度低的公司关注程度低,对其盈余公告反应更为不足,表现为更低的短期异常交易量和更高的盈余公告惯性。本研究对上述结果进行稳健性检验。

#### 5.1 改变公司透明度测量方式

本研究构建的公司透明度指数包含深交所的信息披露等级考评分数,尽管在部分样本区间内,上交所也进行了类似的考评工作,但并没有连续、完整的公布这一信息,因此上交所样本公司的透明度指数并未包含信息披露等级考评指标。为了检验这一处理方式对本研究结果的可能影响,本研究分别对上交所和深交所样本公司进行子样本回归,两个子样本的结果并未因为  $Tra_{i,t}$  的构成而存在明显差异,且两个子样本主要解释变量的符号和显著性均与前文全样本回归时基本一致,前文的主要结果在子样本回归中依然成立。此外,本研究参考辛清泉等<sup>[19]</sup>的做法,以1分~4分表示样本公司的信息披露等级从不合格到优秀,这一主观赋值方式对本研究结果也可能存在一定影响。为了剔除这些因素的影响,本研究以不包括信息披露等级评分的透明度指数为解释变量,以所有样本公司为研究对象进行重新检验,

**表7 盈余公告处理优先度与盈余公告市场反应**  
**Table 7 Earnings Announcement Priority and Market Responses to Earnings Announcement**

	$Car[-1,1] \times 100$		$Car[2,60] \times 100$	
	(1) OLS	(2) 面板固定效应	(3) OLS	(4) 面板固定效应
$Sue_{i,t}$	0.250* (1.946)	0.192* (1.904)	0.427* (1.907)	0.390* (1.836)
$Tra_{i,t}$	-0.005* (-1.843)	-0.005* (-1.832)	0.016* (1.757)	0.018* (1.733)
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$	0.025* (1.813)	0.028* (1.799)	-0.106* (-1.872)	-0.104* (-1.817)
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$	0.043*** (2.876)	0.044*** (2.897)	-0.100** (-2.001)	-0.102** (-2.049)
控制变量	是	是	是	是
控制变量 $\times Sue_{i,t}$	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测数	20 328	20 328	20 328	20 328
F值	10.306	14.496	30.468	48.982
调整的 $R^2$	0.127		0.119	
总体 $R^2$		0.068		0.069



表8 盈余公告处理优先度与盈余公告短期异常交易量  
Table 8 Earnings Announcement Priority and Short Term Abnormal Trading Volume

	AV[-1,1]					
	OLS			面板固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Tra_{i,t}$	0.033*	0.034*	0.030*	0.032**	0.035**	0.030**
	(1.658)	(1.843)	(1.794)	(2.103)	(2.235)	(2.491)
$Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$	0.016***	0.016***	0.014**	0.015**	0.015**	0.013**
	(3.679)	(3.263)	(2.197)	(2.364)	(2.264)	(2.123)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328
F 值	6.151	14.214	16.955	7.993	6.781	6.273
调整的 $R^2$	0.109	0.124	0.128			
总体 $R^2$				0.049	0.057	0.060

表9 信息泄露与盈余公告信息含量差异检验结果

Table 9 Test Results for Information Leak and Earnings Announcement Information Content Differences

	$Car[-30, -2] \times 100$		$Car[-30, -2] \times 100$		$Car[-1, 60] \times 100$		$Car[-1, 60] \times 100$	
	OLS		面板固定效应		OLS		面板固定效应	
	OLS	面板固定效应	OLS	面板固定效应	OLS	面板固定效应	OLS	面板固定效应
$Sue_{i,t}$	0.012	0.008	0.010	0.006	0.654**	0.633*	0.592**	0.594*
	(1.152)	(0.803)	(0.456)	(0.717)	(2.452)	(1.808)	(2.134)	(1.719)
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$	0.005	-0.004	0.005	-0.004	0.018*	0.017	0.015	0.015
	(0.331)	(-0.406)	(0.335)	(-0.402)	(1.737)	(1.465)	(1.515)	(1.309)
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$			-0.001	-0.002			0.013	-0.075
			(-0.124)	(-0.291)			(1.356)	(-1.294)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量 $\times Sue_{i,t}$	是	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328
F 值	7.158	7.659	8.175	8.648	6.189	7.255	6.963	7.991
调整的 $R^2$	0.087		0.076		0.149		0.176	
总体 $R^2$		0.054		0.049		0.078		0.082

结果与前文结果高度一致,再次表明前文的研究结果是稳健的。限于篇幅,未列示检验结果。

## 5.2 信息泄露与信息含量差异

杨德明等<sup>[39]</sup>研究发现,在中国,股市信息泄漏显著减弱了盈余漂移程度。因此,对公司透明度与盈余漂移程度的负相关关系的一种可能解释是,透明度高的公司盈余信息在公告前泄露的程度更强,导致投资者提前对公司盈余信息做出反应,从而减弱其盈余漂移现象。另外,如果透明度低的公司盈余公告恰好蕴含了更多的公司基本面信息,需要投资

者耗费更长时间对其进行解读和反应,则同样可能造成公司透明度与盈余公告惯性负向相关的实证结果。为了对这两个可能性进行检验,本研究分别对样本公司盈余公告[-30, -2]和[-1, 60]窗口期的持有期超额收益与公司透明度和公告处理优先度的相关性进行检验。如果透明度高的公司在公告前的信息泄露程度更严重,则  $Car[-30, -2]$  应与  $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$  或  $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$  显著正相关。同理,如果透明度低的公司盈余信息含量更多,则  $Car[-1, 60]$  应与  $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$  或  $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$  显著负相关。表9 给出上述推

理的检验结果,在绝大多数情况下, $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$ 或 $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$ 的系数不显著,且在不同的模型设定下不能得到一致的系数符号,表明信息泄露或信息含量的差异并不能解释公司透明度与盈余公告惯性的负相关性,前文的研究结果是稳健的。

### 5.3 其他可能解释

盈余公告惯性是少数在被发现后依然长期存在的市场异象之一,国内外学者对盈余公告惯性的影响因素进行了丰富细致的研究,在这些因素中,流动性、盈余管理、投资者情绪与公司透明度存在一定的相关性<sup>[40]</sup>。为检验这些因素是否影响本研究结果的稳健性,本研究将非流动性指标( $Ill_{i,t}$ )、盈余管理程

度( $EM_{i,t}$ )和市场综合情绪指数( $Sen_{i,t}$ )作为控制变量,重新对假设进行实证检验。 $Ill_{i,t}$ 为Amihud非流动性指标,表示为上年度公司股票日收益率的绝对值与日交易量比值的平均值取对数; $EM_{i,t}$ 为盈余管理程度,由(1)式调整的DD模型得到;月度 $Sen_{i,t}$ 数据取自国泰安数据库。检验结果见表10,加入 $Ill_{i,t}$ 、 $EM_{i,t}$ 、 $Sen_{i,t}$ 及其与 $Sue_{i,t}$ 的交互项后, $Ill_{i,t}$ 、 $EM_{i,t}$ 、 $Sen_{i,t}$ 对公司盈余公告惯性无显著影响, $Ill_{i,t}$ 与盈余公告短期异常交易量显著负相关, $EM_{i,t}$ 和 $Sen_{i,t}$ 对异常交易量的影响不显著,但公司透明度对公司盈余公告惯性和短期异常交易量的影响依然显著存在,再次表明了前文研究结果的稳健性。

表10 检验其他可能解释  
Table 10 Testing Alternative Explanations

	$Car[-1,1] \times 100$		$Car[2,60] \times 100$		$AV[-1,1]$	
	OLS	面板固定效应	OLS	面板固定效应	OLS	面板固定效应
$Sue_{i,t}$	0.211*	0.206*	0.426*	0.410*		
	(1.811)	(1.745)	(1.878)	(1.843)		
$Tra_{i,t}$	0.005*	0.005*	0.015**	0.017**	0.027*	0.028*
	(1.906)	(1.944)	(2.413)	(2.355)	(1.894)	(1.772)
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$	0.026*	0.028*	-0.116**	-0.113**		
	(1.778)	(1.857)	(-2.195)	(-2.083)		
$Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$					0.016**	0.015**
					(2.308)	(2.272)
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t} \cdot Pri_{i,t}$	0.047**	0.047**	-0.131**	-0.128**		
	(2.403)	(2.254)	(-2.141)	(-2.106)		
$Ill_{i,t}$	0.151	0.133	0.641*	0.610*	-0.023***	-0.024***
	(0.889)	(0.903)	(1.856)	(1.766)	(-2.787)	(-2.641)
$Sue_{i,t} \cdot Ill_{i,t}$	0.067	0.066	0.133	0.141		
	(0.700)	(0.641)	(1.337)	(1.464)		
$EM_{i,t}$	0.319	0.402	0.307	0.259	-0.001	-0.001
	(1.092)	(1.184)	(0.537)	(0.557)	(-0.091)	(-0.076)
$Sue_{i,t} \cdot EM_{i,t}$	0.033	0.030	0.041	0.042		
	(0.243)	(0.366)	(0.373)	(0.416)		
$Sen_{i,t}$	0.003	0.005*	0.012*	0.012*	0.001	0.001
	(1.601)	(1.689)	(1.878)	(1.902)	(1.245)	(1.117)
$Sue_{i,t} \cdot Sen_{i,t}$	0.001	0.001	0.005	0.004		
	(0.709)	(0.423)	(0.589)	(0.601)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
控制变量 $\times Sue_{i,t}$	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328
F值	5.794	6.112	6.087	5.947	6.771	6.925
调整的 $R^2$	0.074		0.089		0.127	
总体 $R^2$		0.062		0.055		0.082

#### 5.4 内生性问题

本研究主要结论是公司透明度通过影响公司受投资者关注程度进而影响其盈余公告惯性效应的强度,而已有研究表明公司治理水平与公司信息透明度存在显著关联,公司治理水平、公司透明度和公司盈余公告惯性效应三者之间的关系值得进一步分析探讨。一种可能是公司治理水平的优劣与盈余公告惯性现象无直接关联,公司治理水平只能通过影响公司信息透明度间接影响这一惯性现象,而这一间接关联并不损害本研究结果的稳健性。另一种可能是公司治理水平在影响公司透明度的同时,直接影响盈余公告惯性现象,此时公司治理而非公司透明度才是这一现象的直接影响因子,即存在内生性问题。从本研究的设计和研究成果看,这一内生性问题并不显著。本研究4.4验证了 $H_3$ 和 $H_4$ ,表明同一日发布盈余公告的上市公司数量越多,公司透明度对盈余公告惯性现象的影响越强,盈余公告引起的股价即时市场反应越弱,滞后反应越强,异常交易量越小。显然,一个交易日有多少家上市公司同时发布盈余公告是严格外生的事件,与这些上市公司的治理水平并不存在关联。也就是说,在本研究中盈余公告惯性强度的大小与公司治理水平的优劣并无直接关系。因此,对 $H_3$ 和 $H_4$ 的验证在一定程度上排除

了存在内生性问题的可能。

本研究尝试利用工具变量和两阶段最小二乘法控制潜在的内生性问题,使用跟踪预测公司盈余的分析师数量( $Nan_{i,t}$ ),表示为 $t$ 年度对 $i$ 公司发布盈余预测报告的分析师的数量加1后取对数,作为公司透明度的工具变量。公司透明度影响分析师的信息获取成本,同时分析师的盈余预测活动又影响公司信息扩散过程进而影响公司透明度,因此跟踪公司的分析师数量应与公司透明度存在显著关联,LANG et al.<sup>[18]</sup>和辛清泉等<sup>[19]</sup>均使用分析师跟踪度作为公司透明度的测量指标之一。但已有研究并没有发现分析师的盈余预测活动受到公司治理水平的直接影响,因此使用 $Nan_{i,t}$ 作为工具变量是合适的。本研究第1阶段回归以 $Nan_{i,t}$ 为工具变量拟合 $Tra_{i,t}$ ,第2阶段以 $Tra_{i,t}$ 的拟合值作为解释变量,重新检验公司盈余公告的市场量价反应与 $Tra_{i,t}$ 的相关性,检验结果见表11。第1阶段的回归结果验证了 $Tra_{i,t}$ 与 $Nan_{i,t}$ 显著正向关联,在第2阶段的回归结果中,股票价格的即期反应 $Car[-1,1] \times 100$ 与 $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$ 显著正相关,滞后反应 $Car[2,60] \times 100$ 则与 $Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$ 显著负相关,在交易量反应中,即期异常交易量 $AV[-1,1]$ 与 $Tra_{i,t}$ 显著正相关,与前文研究结果的符号一致,表明在考虑内生性问题后,本研究结果仍然稳健。

表 11 内生性检验结果  
Table 11 Endogeneity Test Results

	第1阶段	第2阶段		
	$Nan_{i,t}$	$Car[-1,1] \times 100$	$Car[2,60] \times 100$	$AV[-1,1]$
$Tra_{i,t}$		0.016** (1.963)	0.149*** (2.608)	0.142** (2.084)
$Nan_{i,t}$	0.068*** (3.073)			
$Sue_{i,t}$	-0.018 (-0.058)	0.202** (2.176)	0.449** (2.463)	
$Sue_{i,t} \cdot Tra_{i,t}$		0.044* (1.901)	-0.145*** (-2.591)	
控制变量	是	是	是	是
控制变量 $\times Sue_{i,t}$		是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测数	20 238	20 238	20 238	20 238
F值	6.907	5.974	6.313	5.508
调整的 $R^2$	0.065	0.106	0.114	0.129



## 6 结论

本研究从盈余质量、关联交易、信息披露评级和审计质量等方面构建公司透明度的综合指数,并对其与公司盈余公告惯性强度的相关性进行检验,研究公司透明度是否影响投资者对公司的关注程度,进而影响盈余公告等重大市场信息反映到公司股价中的速度。主要研究结果如下:

(1) 中国A股公司透明度与其盈余公告惯性效应显著负相关,透明度越低的公司盈余反应滞后比率越高。当同一日市场有多家公司发布盈余公告时,公司相对透明度越高,其盈余公告惯性程度越弱。在控制信息泄露、信息含量差异、流动性、投资者情绪和盈余管理等因素的影响后,上述研究结果依然稳健。

(2) 公司透明度与公司未预期盈余的交互项正向影响公司盈余公告即时反应窗口期的超额收益,负向影响其滞后反应窗口期的超额收益,这一反转效应符合投资者关注的理论预期。同时,盈余公告期公司透明度低的公司异常交易量更低,与信息不对称的预期相反,同样符合投资者关注的理论预期。上述结果表明,公司透明度通过影响投资者对公司的关注程度,而非公司的信息不对称水平,影响公司盈余公告惯性这一错误定价现象。

本研究结果揭示了公司透明度与公司受关注度以及盈余公告惯性的相互关联,丰富了投资者有限关注与盈余公告惯性现象相关领域研究。更重要的是,尽管已有研究已经充分验证了投资者关注度对资产定价过程的影响,但公司自身运营管理特征是否影响投资者对公司的关注程度尚未得到充分的研究,本研究结果有助于改善这一现状,为未来的类似研究提供可借鉴思路。此外,已有研究主要从信息不对称的角度研究公司透明度对公司股票定价过程的影响,本研究结果表明公司透明度还通过投资者关注影响公司股票定价过程,这为理解公司透明度对资本市场的影响提供了新的视角。同时,鉴于公司透明度低将强化盈余公告惯性现象,本研究结果为加强A股上市公司信息披露监管,提高公司透明度,进而提高A股市场运行效率提供了参考依据。

本研究不足在于:①盈余公告惯性的影响因素众多,并非所有潜在影响因素均在本研究中得到控制,可能导致本研究结果的偏差。②本研究仅基于盈余公告惯性这一个现象验证公司透明度与公司受投资者关注程度的负相关关系,这一关系是否能够得到更多实证证据的支撑,还需要后续研究进一步探讨。

## 参考文献:

[1] 尹力博,李劼. 投资者关注对人民币汇率价差波动的影响研究:基于GARCH-MIDAS模型. *管理科学*, 2017, 30(5):147-159.  
YIN Libo, LI Qing. A study on the impact of investor attention on RMB exchange rate spread: based on the GARCH-MIDAS model. *Journal of Management Science*, 2017, 30

(5):147-159.

- [2] 彭叠峰,饶育蕾,雷湘媛. 有限关注、噪声交易与均衡资产价格. *管理科学学报*, 2015, 18(9):86-94.  
PENG Diefeng, RAO Yulei, LEI Xiangyuan. Limited attention, noise trading and asset price in equilibrium. *Journal of Management Sciences in China*, 2015, 18(9):86-94.
- [3] 罗琦,伍敬侗. 投资者关注与IPO首日超额收益:基于双边随机前沿分析的新视角. *管理科学学报*, 2017, 20(9):46-60.  
LUO Qi, WU Jingtong. Investor attention and IPO abnormal initial return: a new perspective based on two-tier stochastic frontier analysis. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(9):46-60.
- [4] KANIEL R, PARHAM R. WSJ category kings: the impact of media attention on consumer and mutual fund investment decisions. *Journal of Financial Economics*, 2017, 123(2):337-356.
- [5] 杨洁,詹文杰,刘睿智. 媒体报道、机构持股与股价波动非同步性. *管理评论*, 2016, 28(12):30-40.  
YANG Jie, ZHAN Wenjie, LIU Ruizhi. Media coverage, institutional ownership and stock price non-synchronicity. *Management Review*, 2016, 28(12):30-40.
- [6] 周开国,应千伟,陈晓娴. 媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度. *金融研究*, 2014(2):139-152.  
ZHOU Kaiguo, YING Qianwei, CHEN Xiaoxian. Media attention, analyst attention and earnings forecast accuracy. *Journal of Financial Research*, 2014(2):139-152.
- [7] BEN-REPHAEEL A, DA Z, ISRAELEN R D. It depends on where you search: institutional investor attention and underreaction to news. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(9):3009-3047.
- [8] 张继德,廖微,张荣武. 普通投资者关注对股市交易的量价影响:基于百度指数的实证研究. *会计研究*, 2014(8):52-59.  
ZHANG Jide, LIAO Wei, ZHANG Rongwu. The effect of ordinary investors' attention on volume and price of stock market: empirical evidence based on Baidu index. *Accounting Research*, 2014(8):52-59.
- [9] BARBER B M, ODEAN T. All that glitters: the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *The Review of Financial Studies*, 2008, 21(2):785-818.
- [10] HIRSHLEIFER D, LIM S S, TEOH S H. Driven to distraction: extraneous events and underreaction to earnings news. *The Journal of Finance*, 2009, 64(5):2289-2325.
- [11] FREDERICKSON J R, ZOLOTROY L. Competing earnings announcements: which announcement do investors process first?. *The Accounting Review*, 2016, 91(2):441-462.
- [12] DELLAVIGNA S, POLLET J M. Investor inattention and Friday earnings announcements. *The Journal of Finance*, 2009, 64(2):709-749.
- [13] 权小锋,吴世农. 投资者关注、盈余公告效应与管理层公告择机. *金融研究*, 2010(11):90-107.  
QUAN Xiaofeng, WU Shinong. Investor attention, earnings announcement effect and announcement timing of management. *Journal of Financial Research*, 2010(11):90-107.

- [14] 饶育蕾, 王建新, 丁燕. 基于投资者有限注意的“应计异象”研究: 来自中国A股市场的经验证据. *会计研究*, 2012(5): 59-66.  
RAO Yulei, WANG Jianxin, DING Yan. The impact of limited investor attention on accrual mispricing: evidence from Chinese A-share stock market. *Accounting Research*, 2012(5): 59-66.
- [15] DA Z, GURUN U G, WARACHKA M. Frog in the pan: continuous information and momentum. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(7): 2171-2218.
- [16] 张永杰, 张昱昭, 金曦, 等. 媒体关注与成交量: 基于百度媒体指数的研究. *系统工程理论与实践*, 2018, 38(3): 576-584.  
ZHANG Yongjie, ZHANG Yuzhao, JIN Xi, et al. Media coverage and trading volume: evidence from Baidu media index. *Systems Engineering - Theory & Practice*, 2018, 38(3): 576-584.
- [17] BUSHMAN R M, PIOTROSKI J D, SMITH A J. What determines corporate transparency?. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(2): 207-252.
- [18] LANG M, LINS K V, MAFFETT M. Transparency, liquidity, and valuation: international evidence on when transparency matters most. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(3): 729-774.
- [19] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价波动性. *金融研究*, 2014(10): 193-206.  
XIN Qingquan, KONG Dongmin, HAO Ying. Transparency and stock return volatility. *Journal of Financial Research*, 2014(10): 193-206.
- [20] BARTH M E, KONCHITCHKI Y, LANDSMAN W R. Cost of capital and earnings transparency. *Journal of Accounting and Economics*, 2013, 55(2/3): 206-224.
- [21] BOUVARD M, CHAIGNEAU P, MOTTA A D. Transparency in the financial system: rollover risk and crises. *The Journal of Finance*, 2015, 70(4): 1805-1837.
- [22] FIRTH M, WANG K, WONG S M L. Corporate transparency and the impact of investor sentiment on stock prices. *Management Science*, 2015, 61(7): 1630-1647.
- [23] EASLEY D, O'HARA M. Ambiguity and nonparticipation: the role of regulation. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(5): 1817-1843.
- [24] DIMMOCK S G, KOUWENBERG R, MITCHELL O S, et al. Ambiguity aversion and household portfolio choice puzzles: empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119(3): 559-577.
- [25] 徐浩峰, 侯宇. 信息透明度与散户的交易选择: 基于深圳证券交易所上市公司的实证研究. *金融研究*, 2012(3): 180-192.  
SHYU Hawfeng, HOU Yu. Information transparency and individual investor trading. *Journal of Financial Research*, 2012(3): 180-192.
- [26] HUANG L X, LIU H. Rational inattention and portfolio selection. *The Journal of Finance*, 2007, 62(4): 1999-2040.
- [27] GUISSO L, SAPIENZA P, ZINGALES L. Trusting the stock market. *The Journal of Finance*, 2008, 63(6): 2557-2600.
- [28] PEVZNER M, XIE F, XIN X G. When firms talk, do investors listen? The role of trust in stock market reactions to corporate earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(1): 190-223.
- [29] 罗玫, 宋云玲. 中国股市的业绩预告可信吗?. *金融研究*, 2012(9): 168-180.  
LUO Mei, SONG Yunling. Are management earnings forecasts in China credible to the stock market?. *Journal of Financial Research*, 2012(9): 168-180.
- [30] 黎文靖, 孔东民. 信息透明度、公司治理与中小股东参与. *会计研究*, 2013(1): 42-49.  
LI Wenjing, KONG Dongmin. Information transparency, corporate governance and minority shareholders' participation in corporate decision. *Accounting Research*, 2013(1): 42-49.
- [31] HUTTON A P, MARCUS A J, TEHRANIAN H. Opaque financial reports,  $R^2$ , and crash risk. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67-86.
- [32] ARMSTRONG C S, CORE J E, GUAY W R. Do independent directors cause improvements in firm transparency?. *Journal of Financial Economics*, 2014, 113(3): 383-403.
- [33] ROGERS J L, SKINNER D J, ZECHMAN S L C. The role of the media in disseminating insider-trading news. *Review of Accounting Studies*, 2016, 21(3): 711-739.
- [34] 陈小林, 孔东民. 机构投资者信息搜寻、公开信息透明度与私有信息套利. *南开管理评论*, 2012, 15(1): 113-122.  
CHEN Xiaolin, KONG Dongmin. Institutional investors private information search, public information transparency and private information arbitrage. *Nankai Business Review*, 2012, 15(1): 113-122.
- [35] 韩美妮, 王福胜. 信息披露质量、银行关系和技术创新. *管理科学*, 2017, 30(5): 136-146.  
HAN Meini, WANG Fusheng. Information disclosure quality, bank connections and technological innovation. *Journal of Management Science*, 2017, 30(5): 136-146.
- [36] 李增泉, 叶青, 贺卉. 企业关联、信息透明度与股价特征. *会计研究*, 2011(1): 44-51.  
LI Zengquan, YE Qing, HE Hui. Inter-firm relationship, corporate transparency and stock price characteristics. *Accounting Research*, 2011(1): 44-51.
- [37] DECHOW P M, DICHEV I D. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 2002, 77(4): 35-59.
- [38] BASU S, MARKOV S, SHIVAKUMAR L. Inflation, earnings forecasts, and post-earnings announcement drift. *Review of Accounting Studies*, 2010, 15(2): 403-440.
- [39] 杨德明, 林斌. 信息泄漏、处置效应与盈余惯性. *管理科学学报*, 2009, 12(5): 110-120.  
YANG Deming, LIN Bin. Information leak, disposition effect and earnings momentum. *Journal of Management Sciences in China*, 2009, 12(5): 110-120.
- [40] 蒋玉梅, 王明照. 投资者情绪、盈余公告与市场反应. *管理科学*, 2010, 23(3): 70-78.  
JIANG Yumei, WANG Mingzhao. Investor sentiment, earnings announcement and market response. *Journal of Management Science*, 2010, 23(3): 70-78.

## Firm Transparency and Post Earnings Announcement Drift ——An Empirical Study Based on Investor Attention

XIANG Cheng<sup>1</sup>, LU Jing<sup>1,2</sup>

1 School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China

2 Corporate Finance and Accounting Governance Innovation Institute, Chongqing University, Chongqing 400030, China

**Abstract:** Because of the rapid development for information technology, the contradiction between abundant market information and limited investor attention, and factors affecting the amount of attention paid to individual stocks have drawn great academic attention in recent years. While existing studies focus on external factors including media coverage, analysts following-up, stock price and trading volume et al., how internal firm characteristics like firm transparency would affect market attention paid to individual stocks are currently unexplored.

We use listed companies in the China A-share market from 2003 to 2015 as samples, and measure firm transparency with a composite transparency index constructed by earnings quality, the number and magnitude of related party transactions, audit quality and information disclosure quality ratings. We then use both univariable analysis and multivariable regressions to verify the relationship between firm transparency and investors' attention. In multivariable regressions, from the perspectives of prices and trading volume changes around earnings announcements, we use OLS regressions and fixed effects models to verify that firm transparency affects post earnings announcement drifts (PEAD) through affecting investors' attention.

Our findings support the argument abovementioned. First, we find that firm transparency is negatively related with PEAD. Firms with lower transparency are associated with higher earnings delay response ratios. When multiple firms make earnings announcements on the same day, firms with relative higher transparency are associated with relatively weaker PEAD. These findings are robust after addressing possible endogeneity problems and controlling for factors including information leakage, information contents, liquidity, investor sentiments, and earnings management. Second, we find that firms with lower transparency are associated with less abnormal trading volume around earnings announcements. This finding is contrary with the information asymmetry hypothesis, but is consistent with the limited investor attention hypothesis. Therefore, this finding confirms that firm transparency affects PEAD through market attention paid to firms, rather than through asymmetric information.

We make several contributions to the literature. First, this study shows the positive relationship between firms' transparency levels and investors' attention paid to firms, and offers meaningful insights to the impacts of firms' characteristics on investors' attention allocation. Second, we verify that besides information asymmetry levels, firm transparency would also affect asset pricing by affecting investors' attention allocation, which offer new insights to the impacts of firm transparency on capital markets. Finally, we find low firm transparency leads to strong PEAD, which offers new empirical evidences supporting information disclosure regulations aiming to improve firm transparency.

**Keywords:** firm transparency; post earnings announcement drift; investor attention; distraction effect; asset pricing

**Received Date:** October 13<sup>th</sup>, 2017      **Accepted Date:** November 29<sup>th</sup>, 2018

**Funded Project:** Supported by the Chongqing Social Science Planned Project (2019BS054), the National Natural Science Foundation of China (71973018), and the China Postdoctoral Science Foundation (2018M643401)

**Biography:** XIANG Cheng, doctor in economics, is a postdoctoral fellow in the School of Economics and Business Administration at Chongqing University. His research interests include behavioral finance and corporate finance. His representative paper titled "Do disclosures of selective access improve market information acquisition fairness? Evidence from company visits in China" was published in the *Journal of Corporate Finance* (Volume 64, 2020). E-mail: xiangcheng@cqu.edu.cn

LU Jing, doctor in economics, is a professor in the School of Economics and Business Administration and the Corporate Finance and Accounting Governance Innovation Institute at Chongqing University. His research interests include capital market microstructure and behavioral finance. His representative paper titled "The impact of government intervention on corporate investment allocations and efficiency: evidence from China" was published in the *Financial Management* (Issue 2, 2018). E-mail: lujing@cqu.edu.cn □