



实地调研信息披露对 股票知情交易概率的影响

向 诚, 杨 俊

重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044

摘要: 对公司进行实地调研赋予调研者信息优势, 加剧其与未调研者之间的信息不对称。中国深圳证券交易所与上海证券交易所是否需要披露调研活动的选择上存在差异, 同时, 2012年7月起深圳证券交易所将调研披露要求由在年报中集中披露改为在每次调研结束后两个交易日内披露调研细节, 这为研究是否应该披露、应如何披露调研活动以减少前述信息不对称效应这一重要问题提供了准自然实验。

公司的股票知情交易概率反映其信息不对称程度, 通过对比2012年7月前后实地调研活动对深圳证券交易所上市公司股票知情交易概率的影响变化, 以及深圳证券交易所与上海证券交易所公司股票知情交易概率的相对差异变动, 探讨实地调研信息披露对股票知情交易概率的影响。以公司总部所在城市的极端天气情况作为公司被机构投资者或分析师实地调研频率的工具变量, 解决调研者的调研对象偏好与公司信息不对称程度之间的内生性问题, 建立调研活动与公司股票知情交易概率的因果关系。

研究表明, 深圳证券交易所上市公司的股票知情交易概率与其被调研频率显著正向相关。但2012年7月后, 前述正向关联显著弱化, 且相对于无需披露接待调研情况的上海证券交易所的上市公司, 深圳证券交易所上市公司的股票知情交易概率显著下降; 在要求及时披露调研活动细节后, 相对于机构投资者, 分析师参与调研对被调研公司股票知情交易概率的抑制作用更显著, 且调研中提的问题数量越多、问题的字数或对问题的回答字数越多, 即调研挖掘并披露的公司价值相关信息越多, 被调研公司股票知情交易概率的下降程度越高。

及时披露调研细节有助于将机构投资者或分析师通过调研挖掘的与公司价值相关的信息迅速扩散到整个市场, 抑制其进行知情交易的空间, 显著降低市场参与者之间的信息不对称水平, 而在年报中集中、笼统披露调研活动难以起到类似作用。上海证券交易所可考虑参照深圳证券交易所的做法, 要求上市公司及时披露接待的实地调研活动细节, 以提升市场参与者获取市场信息的公平程度。

关键词: 实地调研; 信息披露; 信息不对称; 知情交易概率; 机构投资者; 分析师

中图分类号: F830.59 **文献标识码:** A **doi:** 10.3969/j.issn.1672-0334.2022.04.010

文章编号: 1672-0334(2022)04-0127-16

收稿日期: 2020-08-02 **修返日期:** 2021-03-24

基金项目: 国家自然科学基金(71973018); 重庆市社会科学规划英才计划(2021YC040)

作者简介: 向诚, 经济学博士, 重庆大学经济与工商管理学院副教授, 研究方向为行为金融和金融市场管理等, 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
杨俊, 经济学博士, 重庆大学经济与工商管理学院教授, 研究方向为公司治理和数量经济等, 代表性学术成果为“Impact of bank competition on the bank lending channel of monetary transmission: evidence from China”, 发表在2016年第43卷《International Review of Economics & Finance》, E-mail: yangjun@cqu.edu.cn

引言

新近研究发现,机构投资者和分析师可通过对公司实地调研等选择性接触活动与管理者直接接触,进而获得信息优势^[1-3]。这一信息优势是否加剧调研者与未调研者之间的信息不对称,是否应该披露、应如何披露调研活动以减少这一潜在的信息不对称效应,提高市场公平性,是具有重要研究意义但尚未得到充分探讨的问题,A股市场为研究这些问题提供了准自然实验。2009年起深圳证券交易所(Shenzhen Stock Exchange, SZSE,以下简称深交所)要求公司在年报中集中披露当年接待调研情况,于2012年7月改为要求在调研结束后两个交易日内披露调研问答等细节信息,而上海证券交易所(Shanghai Stock Exchange, SSE,以下简称上交所)始终未实施类似披露要求。对比2012年7月前后,调研活动对深交所公司信息不对称水平的影响变化,以及深交所与上交所公司信息不对称水平的差异变动,即可从信息不对称的角度,回答是否应该披露、应如何披露实地调研活动的问题。

基于这一思路,本研究以股票知情交易概率为信息不对称指标,对前述问题进行实证研究。机构投资者和分析师能通过实地调研活动获取私有信息,进而基于此类信息进行知情交易,加大其与未调研投资者之间的信息不对称水平,而及时披露调研信息可能会抑制其基于调研挖掘的私有信息进行知情交易的空间。已有研究大都探讨调研本身如何影响调研者的信息优势和被调研公司的管理决策^[4],本研究从信息不对称的角度,研究调研活动的披露要求对市场整体信息环境的影响,有助于弥补对这些问题的研究缺失。

1 相关研究评述

1.1 公平信息披露与选择性接触活动

减少市场信息不对称、维持市场公平性是资本市场的核心监管目标之一,确保上市公司价值相关信息的公平披露是实现这一目标的重要途径。进入21世纪后,包括A股市场在内的全球主要股票市场相继实施公平披露原则,禁止上市公司选择性的向特定对象披露非公开实质性信息,以减少机构投资者和分析师与个人投资者之间的信息不对称问题。KOCH et al.^[5]和KLEIN et al.^[6]认为,在公平披露原则实施后,机构投资者和分析师更多依靠与公司管理者的私下接触,即通过所谓的选择性接触活动维持自身的信息优势,而此类活动的市场影响也进而成为新的研究热点^[7]。

在形式上,选择性接触活动包括投资者接待日^[8]、非财务性质的路演活动^[9]、券商主办的投资者会议^[10]、与管理者的私人会面^[11]、仅限受邀机构参与的公司会议^[7],以及对公司的实地调研等活动^[1]。多数研究表明,选择性接触活动的参与者能够获得有价值的公司信息,并据此做出知情交易,引发股价异常变动^[7-9]。学者们对选择性接触活动参与者的信息优势

来源存在不同看法,BUSHEE et al.^[9]认为管理者向活动参与者提供的非公开但非实质性信息,能够填补他们分析公司价值缺失的信息“马赛克”,从而使他们变得更加知情。另外一些学者认为这些活动的参与者能够通过观察管理者的肢体语言、语音语调^[12-13]或亲身感受公司员工士气^[1],额外获取更多与公司价值相关的信息;但同样有学者担心管理者会在此类活动中披露非公开的实质性信息^[2]。事实上,2011年荷兰伊拉斯姆斯大学鹿特丹管理学院组织的全球分析师与投资者调查结果表明,47%的受访者表示他们在与公司管理者进行一对一会面时经常收到管理者有意或无意披露的实质性信息;中国A股市场也不乏类似案例。因此,选择性接触活动是否应当强制要求披露的问题日益受到关注^[14]。

1.2 公司实地调研的市场影响

公司实地调研是选择性接触活动的主要形式之一^[1,15],相对于其他形式的选择性接触活动,因实地调研赋予调研者与管理者进行正式、面对面且私密的接触机会而倍受市场关注^[16]。然而,只要在调研过程中管理者未向调研者透露非公开实质性信息,就没有违反公平披露原则。因此,全球多数股票市场并不强制要求上市公司披露接待实地调研的情况,这使实证研究此类活动的市场影响存在数据缺失等问题。自2006年8月起,中国深交所鼓励上市公司在定期报告中披露接待实地调研情况,并于2009年将这一自愿披露行为改为强制披露要求,从而为研究实地调研活动提供了宝贵而独特的数据。

基于这一数据,已有研究从信息获取活动和监督治理渠道两个方面入手,探讨实地调研活动赋予调研者的信息优势,以及调研活动对被调研公司财务、运营和治理等管理决策的影响。在信息获取活动方面,已有研究表明,参与调研的分析师比未参与调研的分析师能够做出更为准确的公司盈余预测^[1,2,17],遵循分析师的调研报告构建的投资策略能获得显著的超额收益^[18];机构投资者在参与调研后做出的投资决策盈利能力更强^[3,19],其调研次数越多,投资业绩越高^[20]。这些研究表明,无论分析师或机构投资者,都能通过调研活动获得一定的信息优势。

在监督治理渠道方面,机构投资者和分析师能够通过调研表达对公司的关注和诉求,改善公司信息披露质量,缓解公司内外部信息不对称程度,进而实现对公司的监督治理^[21-22]。已有研究表明,对公司进行实地调研能显著削弱公司利用私有信息进行内幕交易等套利活动的空间^[23],抑制公司避税行为和将研发投入资本化的倾向^[24-25],提升公司创新水平^[26],并缓解公司股价崩盘的风险^[27-29]。此外,FIRTH et al.^[30]发现公司接待调研频率与公司接触外部人士的难易程度存在关联,而这一难易程度反映了公司委托代理问题的严重程度。

概括而言,已有研究基于深交所上市公司调研数据的可得性,实证检验调研活动的市场影响,但较少有学者对调研披露制度本身的市场影响进行系统、

专门的研究。实地调研等选择性接触活动赋予了活动参与者显著的信息优势,而机构投资者和分析师是此类活动最主要的参与者,这些活动是否加剧了机构投资者和分析师与个人投资者之间的信息不对称程度,是否应受到更强的披露监管,在学术和实务中均存在较强的争议^[14]。事实上,中国A股市场中,上交所与深交所在这一个问题上做出了截然不同的选择,自2009年起深交所强制要求上市公司在年报中集中披露当年接待调研情况,上交所至今仍未强制要求其上市公司披露此类活动信息。同处A股市场的两个交易所实地调研活动披露要求上的差异对二者的上市公司信息环境存在何种影响具有重要的政策启示,但尚未得到深入探讨。

同时,2012年7月17日深交所颁布《信息披露业务备忘录第41号——投资者关系管理及其信息披露》(以下简称第41号备忘录),将在年报中集中披露当年调研信息改为要求在每次调研结束后两个交易日内、以标准格式披露包括调研问答内容在内的细节信息。BOWEN et al.^[16]认为,第41号备忘录实施后,调研活动的市场关注度显著增加,管理者等内部人士有意识地利用这一关注度为其增减持公司股份创造有利的市场条件;YANG et al.^[31]则发现第41号备忘录加快了调研挖掘的新信息被反映到股票价格中的过程。但总体而言,第41号备忘录对调研细节的及时披露要求是否实现了其确保所有投资者可以获得同样信息、减少市场信息不对称的政策目标还有待进一步研究。

2 理论分析和研究假设

减少市场信息不对称是资本市场信息披露的核心目标,本研究从知情交易概率的角度,检验实地调研活动及其披露要求对投资者之间信息不对称水平的影响。将投资者区分为拥有私有信息的知情交易者和未拥有私有信息的非知情交易者,是金融市场微观结构理论的基本假设^[32]。知情交易者利用此类私有信息以增加获利或减少损失的交易即为知情交易。相对于非知情交易者,知情交易者具有明显的信息优势。因此,从市场微观结构视角,市场中知情交易的相对比例即知情交易概率反映了投资者之间的信息不对称程度^[33]。知情交易概率这一指标产生于欧美等实施做市商制度的股票市场,其在实施订单驱动制的A股市场中用以测量信息不对称水平的适当性也在已有研究中得到了丰富论证^[34-35]。

广义上的知情交易者包括任何获取了未公开的公司价值相关信息并据此进行交易活动的内外部人士。本研究以实地调研活动及其披露制度为研究对象,而机构投资者和分析师是实地调研活动的主要参与群体^[1],因此,机构投资者和分析师为本研究重点关注的知情交易者,其基于调研获取的私有信息进行的交易为本研究重点关注的知情交易。事实上,已有研究表明,机构投资者持股数量多且能直接基于私有信息实施交易,是市场中最主要的外部知情

交易者^[36]。同时,孔东民等^[3]、LIU et al.^[19]和CHENG et al.^[14]的多项研究均表明,基金等机构投资者在参与实地调研后做出的投资决策盈利能力显著更强,证实参与调研能够使机构投资者做出知情交易。而卖方分析师尽管不能直接进行股票交易,但其可能将调研挖掘的信息与存在关联关系的买方机构进行共享^[4]。换言之,无论是机构投资者还是分析师对公司进行实地调研,都可能加大调研者与非调研者之间的信息不对称,增加市场中的知情交易比例;公司被调研次数越多,知情交易比例则越高。因此,本研究提出假设。

H₁ 深交所公司被实地调研的频率显著正向影响其股票知情交易概率。

对公司价值相关信息进行公开披露是减少市场信息不对称的重要途径。然而,尽管自2009年起深交所强制其上市公司披露接待调研情况,但在2012年7月前仅要求公司在年报中滞后、笼统、集中披露当年接待的所有调研活动。以某公司为例,2011年6月15日该公司接待机构调研,但直到2012年3月29日,该次调研信息才与重要的财务活动信息一起披露于年报之中,这使参与调研的机构在挖掘到有价值的信息后,有充裕的时间择机做出有利的交易选择。而2012年7月后深交所要求上市公司在调研结束后两个交易日内详细披露调研细节,从而至少将调研挖掘的公司价值的部分相关信息迅速公开化^[31]。尽管参与调研者依然可能在调研后两个交易日内披露之前实施交易,但已有研究表明,机构投资者等知情交易者更倾向于在临近公司盈余公告等重大事项时执行基于私有信息的交易活动^[37-39],以最大化这一信息的市场收益。换言之,在第41号备忘录实施后,深交所的上市公司的调研者基于调研挖掘的私有信息做出知情交易的空间应显著缩小,上市公司被调研频率对其股票知情交易概率的正向影响因而弱化。因此,本研究提出假设。

H₂ 第41号备忘录实施后,深交所上市公司被实地调研的频率对其股票知情交易概率的正向影响显著下降。

上交所并不强制要求其上市公司公开披露接待调研情况。如前文所述,在第41号备忘录实施前,在年报中滞后、笼统地披露调研活动信息难以起到缓解调研者与未调研者信息不对称程度的披露效果。此时,是否要求披露实地调研活动,不应对上交所与深交所上市公司的信息不对称相对水平造成显著影响。正如H₂所述,第41号备忘录关于及时披露调研活动细节的要求,使未参与调研者在理论上最多在调研结束后两个交易日内即可获得与调研者相同的信息,从而改善二者之间的信息不对称。如果这一假设成立,则在第41号备忘录实施后,相对于不披露接待调研活动的上交所上市公司,深交所上市公司投资者之间的信息不对称改善程度应显著更强。换言之,深交所与上交所上市公司的股票知情交易概率相对水平在第41号备忘录实施后应显著降低。因

此,本研究提出假设。

H₃第41号备忘录实施后,深交所股票知情交易概率相对于可匹配的上交所上市公司显著下降。

3 数据和变量定义

3.1 数据和样本

本研究基于 EASLEY et al.^[33] 构建的模型(以下简称 EKOP 模型),使用日内高频交易数据计算股票知情交易概率,测量投资者之间的信息不对称程度。获取和处理高频交易数据进而计算知情交易概率的工作量巨大,绝大多数研究选择通过缩短样本区间或是减少样本公司数量解决这一实际困难。陈国进等^[34]的样本期为 2007 年至 2015 年,但仅以沪深 300 指数中的 270 只成分股为研究对象;王春峰等^[35]以 2007 年至 2013 年为样本期,但样本公司仅包括中证 800 指数的成分股;屈文洲等^[40]的样本期仅包括 2004 年和 2007 年两年。为了避免样本选择偏差以及满足本研究对比深交所与上交所上市公司股票知情交易概率的研究目的,本研究需要以所有 A 股上市公司为样本公司。基于这一需求,同时考虑到高频数据巨大数据量的问题,本研究以 2011 年至 2013 年为样本区间。本研究认为这一选择不会影响研究结果的稳定性,其原因在于:首先,本研究以季度为频率获取观测值,样本区间横跨 12 个季度,能够提供足够的观测值观察解释变量与被解释变量的变化关系。同时,深交所的调研披露制度变革发生于 2012 年 7 月 17 日,这使本研究能够在前述样本期内按照是否已实施调研披露制度变革,即以 2012 年 6 月为界,将样本期平均分为两段,且每段均包含一个完整的年度,能够避免样本观测值的季节性变化对实证结果的潜在影响。其次,本研究主要以 2012 年 7 月深交所的调研披露制度变化为研究对象,以与制度变革事件临近的时期为样本期,能够为检验这一事件的市场影响提供更为干净的样本。若将样本期拓展到更长的时期,实证结果反而可能受到其他时期的制度变革或市场变化的不利影响。

基于研究需要,本研究剔除第 41 号备忘录实施前仅在年报中含糊披露以合规方式接待调研活动但未具体披露接待调研总次数和各次调研时间的公司,剔除金融行业公司、ST 和 SST 等特殊处理的样本公司,剔除当季交易天数不足 30 天而无法有效估计知情交易概率的样本公司,剔除上市不足半年的新股公司,剔除主要变量数据缺失的样本公司。最终,在检验 H₁ 和 H₂ 时,使用的样本为深交所上市公司的 15 512 个公司-季度观测值,在检验 H₃ 时,加入上交所上市公司的 12 643 个公司-季度观测值作为对照组样本,即本研究最多为 28 155 个样本观测值。

3.2 变量定义

(1) 知情交易概率

参考陈国进等^[34]和王春峰等^[35]的做法,本研究以公司股票的知情交易概率测量市场信息不对称程度,知情交易概率越高,投资者之间的信息不对称程

度越高。具体而言,本研究依据 EKOP 模型^[33],通过高频交易数据识别买方和卖方发起的交易,进而估计知情交易者与非知情交易者的比例,得到公司层面的知情交易概率值。尽管 EKOP 模型基于欧美等实施做市商制度的股票市场得到,但其在 A 股市场中的适用性已经得到许多中国学者的验证^[35,40-41]。根据 EKOP 模型,知情交易概率的表达式为

$$Pin = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (1)$$

其中, Pin 为知情交易概率, α 为一个交易日发生信息事件的概率, μ 为一个交易日内知情交易者委托单到达率, ε_b 为一个交易日非知情交易者买单到达率, ε_s 为一个交易日非知情交易者卖单到达率。使用高频数据识别各笔交易的发起方向,可进行的最大似然估计为

$$L[(B,S)|\theta] = (1-\alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu+\varepsilon_s)} \frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\varepsilon_b)} \frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (2)$$

其中, $L[(B,S)|\theta]$ 为最大似然函数表达式, B 为买方发起的交易数量, S 为卖方发起的交易数量, δ 为信息事件为坏消息的概率, $(1-\delta)$ 为信息事件为好信息的概率, θ 为待估计的各分布参数,使观测数据发生概率最大,即最大似然函数最大化时的参数值是各参数的最优估计量。基于此进行最大似然估计,将所估计的各参数值代入(1)式,即可得到特定时间内公司层面的 Pin 值。EASLEY et al.^[33]认为,3 个月的交易时长足够计算出精确的 Pin 值。基于这一标准和本研究需要,本研究按照(1)式和(2)式,以季度为周期计算各样本公司的股票知情交易概率。

(2) 实地调研频率

本研究从是否受到调研和调研次数两个角度测量公司接待实地调研活动的频率,设置 $Dvi_{i,q}$ 、 $Div_{i,q}$ 和 $Dav_{i,q}$ 为虚拟变量,测量是否受到调研,用 $Nvi_{i,q}$ 、 $Niv_{i,q}$ 和 $Nav_{i,q}$ 测量调研次数。各变量的具体定义见表 1, i 为公司, q 为季度。

(3) 工具变量

后文 4.2.2 小节使用工具变量和两阶段最小二乘法回归,以解决公司接待调研活动的频率与其股票知情交易概率之间可能存在的内生性关系问题。本研究使用 q 季度 i 公司总部所在城市出现极端天气的天数比例作为其接待调研活动频率的工具变量,表示为 $Wea_{i,q}$, 极端天气指日最高温度超过 38℃,或最低温度低于 -10℃,或日降雨量超过 50 毫米的天气。

(4) 控制变量

参考陈小林等^[41]和王春峰等^[35]的研究,本研究控制公司的分析师关注度、机构持股比例、换手率、公司规模、账面市值比、营收增长率、公司性质、净资产收益率和信息披露质量,机构持股比例为机构投资者持有的 i 公司 A 股股票数占公司 A 股股票总

表 1 变量定义
Table 1 Definitions of Variables

变量名称	变量符号	变量定义
知情交易概率	$Pin_{i,q}$	根据EKOP模型, 使用高频交易数据, 利用最大似然法估计对应参数后得到
	$Dvi_{i,q}$	至少接待1次实地调研活动取值为1, 否则取值为0
	$Nvi_{i,q}$	接待实地调研活动的总次数
实地调研频率	$Div_{i,q}$	至少接待1次机构投资者调研活动取值为1, 否则取值为0
	$Niv_{i,q}$	接待机构投资者调研活动的总次数
	$Dav_{i,q}$	至少接待1次分析师调研活动取值为1, 否则取值为0
	$Nav_{i,q}$	接待分析师调研活动的总次数
极端天气比例	$Wea_{i,q}$	公司总部所在城市当季度出现极端天气的天数比例
分析师关注度	$Ana_{i,q}$	分析师发布的盈余预测报告数
机构持股比例	$IO_{i,q}$	季度末机构投资者持有A股比值
换手率	$Qtr_{i,q}$	交易股数占公司季度初流通股股数的比值
公司规模	$Ass_{i,q}$	季度初的总资产规模(单位为亿元人民币)
账面市值比	$BM_{i,q}$	季度末账面价值与市场价值的比值
营收增长率	$Sgr_{i,q}$	营业收入比去年同期营业收入的增长率
公司性质	$Soe_{i,q}$	虚拟变量, 国有公司取值为1, 非国有公司取值为0
净资产收益率	$Roe_{i,q}$	净利润与期初净资产的比值
信息披露质量	$Drt_{i,q}$	上一年度在深交所信息披露质量评级为合格或不合格取值为1, 为优秀或良好取值为0

数的比值。各变量的具体定义见表 1。高频交易数据来自上海大智慧股份有限公司“大智慧 365”软件终端中的高频数据库, 2012 年 7 月 17 日前的调研数据通过手工整理公司年报得到, 其后的调研数据来自调研活动的官方披露平台——深交所互动易平台的投资者关系模块, 换手率数据来自锐思数据库, 机构持股比例、分析师关注度和公司特征等其他变量的数据来自国泰安数据库。为剔除极端变量值的影响, 对所有连续变量在 1% 和 99% 水平上进行缩尾处理。

4 实证研究结果

4.1 描述性统计

表 2 给出主要变量的描述性统计结果, $Pin_{i,q}$ 的均值为 0.162, 中位数为 0.161, 略低于屈文洲等^[40]对 2004 年至 2007 年 A 股市场的统计结果, 与王春峰等^[35]的研究结果接近。平均而言, 每个季度约 24.563% 的公司至少接待过 1 次实地调研, 每家公司接待实地调研 0.579 次; 同时, 分析师每个季度向样本公司发布 3.915 份盈余预测报告, 样本公司季度末的机构投资者持股比例均值为 15.627%, 流通股换手率均值为 73.425%, 季度初平均总资产为 43.763 亿元人民币, 而季度营业收入增长率的均值为 13.628%,

表 2 描述性统计结果

Table 2 Results for Descriptive Statistics

变量	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
$Pin_{i,q}$	0.162	0.034	0.139	0.161	0.184
$Dvi_{i,q}$	0.246	0.431	0	0	0
$Nvi_{i,q}$	0.579	1.309	0	0	0
$Wea_{i,q}$	0.040	0.096	0	0.011	0.033
$Ana_{i,q}$	3.915	5.766	0	1	5
$IO_{i,q}$	0.156	0.177	0.027	0.090	0.219
$Qtr_{i,q}$	0.734	0.565	0.350	0.569	0.929
$Ass_{i,q}$	43.763	87.035	10.212	17.968	36.545
$BM_{i,q}$	0.647	0.214	0.503	0.673	0.808
$Sgr_{i,q}$	0.136	0.569	-0.133	0.037	0.250
$Soe_{i,q}$	0.285	0.451	0	0	1
$Roe_{i,q}$	0.045	0.059	0.014	0.037	0.071
$Drt_{i,q}$	0.121	0.326	0	0	0

注: 样本观测值为 15 512。

净资产收益率的均值为4.447%;此外,28.473%的样本观测值来自国有公司,12.128%的样本公司上一年度信息披露质量评级在合格及以下。

4.2 实地调研频率对知情交易概率的影响

4.2.1 基本回归

本研究检验 H_1 , 即关于公司被调研频率正向影响其股票知情交易概率的理论预期。回归模型为

$$Pin_{i,q} = a + \beta_1 Vis_{i,q} + \sum Ctr + Ife + Qfe + \varepsilon_{i,q} \quad (3)$$

其中, $Vis_{i,q}$ 为实地调研频率的6个变量; Ctr 为控制变量; Ife 为行业固定效应, 行业分类按证监会2012年行业分类标准; Qfe 为季度固定效应; a 为常数项; β_1 为回归系数, 反映公司被调研频率与其股票知情交易概率的关联; $\varepsilon_{i,q}$ 为误差项。

表3给出基于(3)式检验公司被调研频率对其股票知情交易概率影响的回归结果, 将 $Nvi_{i,q}$ 、 $Ana_{i,q}$ 和 $Ass_{i,q}$ 进行对数化处理。由表3可知, (1)列和(2)列仅控制行业固定效应和季度固定效应, (1)列中, $Dvi_{i,q}$ 的回归系数为0.020, t 值高达14.396; 由于 $Pin_{i,q}$ 的均值为0.162, 这一回归结果表明, 至少接待过一次实地调研活动的样本公司的 $Pin_{i,q}$ 值高出平均水平约 $12.346\% \left(\frac{0.020}{0.162} \right)$ 。与(1)列类似, (2)列中 $Nvi_{i,q}$ 的回归系数为0.018, t 值高达15.508, 表明样本公司的 $Pin_{i,q}$ 值随其被调研次数增多而上升。同时, (1)列调整的 R^2 为0.107, (2)列调整的 R^2 为0.109, 表明对样本公司的实地调研活动频率能够解释公司10%以上的知情交易概率波动。(3)列和(4)列加入控制变量, 进一步检验 $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 对 $Pin_{i,q}$ 的影响, $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 的回归系数数值比(1)列和(2)列有所下降, 但依然在1%水平上与 $Pin_{i,q}$ 显著正相关。因此, H_1 得到验证, 参与调研者在调研中挖掘出新的价值相关信息, 成为市场中的知情交易者, 进而导致公司股票的知情交易概率增加, 公司被调研次数越多, 其股票知情交易概率越高。

控制变量回归系数的符号和显著性与已有研究大体一致, 分析师关注度、换手率、公司规模和净资产收益率与公司股票的知情交易概率显著负相关, 账面市值比正向影响公司股票的知情交易概率, 国有公司的知情交易概率相对更高, 而机构投资者持股比例和信息披露质量对公司知情交易概率的影响在统计上不显著。

4.2.2 工具变量和两阶段回归

前文研究发现被调研频率更高的公司股票知情交易概率更高, 一种可能是机构投资者和分析师偏好于调研知情交易概率更高的公司, 而非其调研活动提升了公司股票的知情交易概率。例如, 机构投资者和分析师能够通过其他渠道识别信息不对称程度高的公司, 从而有更强的动机通过调研表达对此的关切和对公司的监督。换言之, 公司接待调研活动的频率与其股票知情交易概率之间可能存在双向因果关系, 进而导致内生性问题。

为了克服这一问题, 本研究使用工具变量和两阶

表3 实地调研频率对知情交易概率的影响

Table 3 Impact of Site Visit Frequency on Probability of Informed Trading

	$Pin_{i,q}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dvi_{i,q}$	0.020*** (14.396)		0.012*** (3.412)	
$Nvi_{i,q}$		0.018*** (15.508)		0.012*** (3.644)
$Ana_{i,q}$			-0.001*** (-3.196)	-0.001*** (-3.043)
$IO_{i,q}$			0.002 (1.212)	0.002 (1.228)
$Qtr_{i,q}$			-0.035*** (-8.538)	-0.035*** (-8.641)
$Ass_{i,q}$			-0.014*** (-4.051)	-0.014*** (-4.993)
$BM_{i,q}$			0.026*** (9.812)	0.026*** (9.708)
$Sgr_{i,q}$			0.001*** (2.813)	0.001*** (2.809)
$Soe_{i,q}$			0.001*** (2.602)	0.001*** (2.593)
$Roe_{i,q}$			-0.035*** (-7.512)	-0.035*** (-7.533)
$Drt_{i,q}$			0.001 (1.454)	0.001 (1.453)
常数项	0.135*** (6.083)	0.134*** (6.002)	0.199*** (10.838)	0.199*** (10.752)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本观测值	15 512	15 512	15 512	15 512
调整的 R^2	0.107	0.109	0.482	0.482
F 值	66.986	68.917	346.293	346.652

注: 括号内数据为按稳健性标准误计算的 t 值, ***为在1%水平上显著, 下同。

段回归对调研频率与知情交易概率的关联进行重新检验。绝大多数调研在公司总部进行^[1], 参考 HAN et al.^[2] 的做法, 本研究以极端天气的天数比例作为公司被调研频率的工具变量。恶劣的天气状况会降低调研者前往当地调研的意愿, 或是减少调研者通过飞机等交通工具通行至当地的能力, 但自然天气状况与当地公司股票的知情交易概率显然不存在直接关联。本研究中天气数据来自中国气象数据网, 由表2可知, $Wea_{i,q}$ 的均值为0.040, 标准差为0.096, 均值低于、

表4 使用单工具变量的两阶段最小二乘法回归结果
Table 4 2SLS Regression Results for One Instrumental Variable

	$Dvi_{i,q}$	$Pin_{i,q}$	$Nvi_{i,q}$	$Pin_{i,q}$
	第1阶段回归 (1)	第2阶段回归 (2)	第1阶段回归 (3)	第2阶段回归 (4)
$Wea_{i,q}$	-1.011*** (-3.232)		-0.126*** (-3.761)	
$Dvi_{i,q}$		0.017** (2.479)		
$Nvi_{i,q}$				0.014** (2.386)
$Ana_{i,q}$	0.620*** (10.296)	0.0004 (0.403)	0.126*** (6.072)	0.0004 (0.154)
$IO_{i,q}$	0.511*** (4.066)	0.002 (1.607)	0.103*** (4.275)	0.002 (1.033)
$Qtr_{i,q}$	0.541*** (13.342)	-0.036*** (-23.434)	0.096*** (12.756)	-0.036*** (-22.613)
$Ass_{i,q}$	0.241*** (6.578)	-0.017*** (-5.061)	0.047*** (7.314)	-0.017*** (-20.656)
$BM_{i,q}$	0.254* (1.845)	0.030*** (12.196)	-0.077*** (-3.245)	0.030*** (16.523)
$Sgr_{i,q}$	-0.020 (-0.467)	0.001** (1.987)	-0.002 (-0.322)	0.001** (1.974)
$Soe_{i,q}$	-0.214*** (-3.633)	0.0003 (0.581)	-0.036*** (-3.844)	0.0003 (0.323)
$Roe_{i,q}$	1.975*** (4.058)	-0.023*** (-5.065)	0.257*** (3.410)	-0.023*** (-3.742)
$Drt_{i,q}$	-0.632*** (-7.176)	-0.0003 (-0.447)	-0.069*** (-7.603)	-0.0002 (-0.297)
常数项	-4.227*** (-6.231)	0.199*** (9.588)	-0.240*** (-6.534)	0.198*** (4.255)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本观测值	15 512	15 512	15 512	15 512
调整的 R^2		0.495	0.262	0.495
伪 R^2	0.273			
F 值		330.879	119.303	331.347
Wald 卡方值	2 414.742			

注: (1)列括号内数据为z值; **为在5%水平上显著, *为在10%水平上显著, 下同。

标准差高于 HAN et al.^[2]按年度统计的结果, 表明极端天气存在较强的季节性特征。

表4给出以 $Wea_{i,q}$ 为工具变量进行两阶段最小二乘法回归的结果, 将 $Nvi_{i,q}$ 、 $Ana_{i,q}$ 和 $Ass_{i,q}$ 进行对数化

处理。(1)列和(3)列分别以原始的 $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 为被解释变量进行第1阶段回归, 即利用工具变量 $Wea_{i,q}$ 拟合外生的调研频率指标; (2)列和(4)列以经工具变量拟合的 $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 为主要解释变量, 在控制内生

性问题的基础上进一步验证调研活动对公司股票知情交易概率的影响。由于 $Dvi_{i,q}$ 为虚拟变量, 故 (1) 列采用 Logistic 回归, 括号中报告的是相应的 z 值。 $Wea_{i,q}$ 与 $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 均在 1% 的水平上显著负相关, 符合极端天气降低调研者调研意愿的预期, 经工具变量拟合的 $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 均在 5% 水平上显著正相关, 与前文研究结果一致。因此, 在考虑内生性问题以后, 公司被调研频率对其股票知情交易概率的正向影响依然显著, H_1 再次得到验证, 即调研活动使调研者成为知情交易者, 从而增加公司股票知情交易的比例。

4.2.3 第 41 号备忘录对知情交易概率的影响

(1) 深交所公司的前后差异

本研究 H_2 预期, 第 41 号备忘录实施之前, 调研活动以滞后、笼统的方式披露公司年报, 降低了这一披露活动的及时性和信息含量, 可能难以起到减少市场参与者信息不对称程度的作用; 第 41 号备忘录实施后, 未调研者在两个交易日内获知调研问答等细节内容, 压缩了调研者基于调研挖掘的信息进行知情交易的空间, 此时调研活动对公司股票知情交易概率的正向影响应显著减弱。为检验这一假设, 本研究设置虚拟变量 $Dme_{i,q}$, 第 41 号备忘录实施后的

季度即自 2012 年第 3 季度起 $Dme_{i,q}$ 取值为 1, 否则 $Dme_{i,q}$ 取值为 0。本研究将 $Dme_{i,q}$ 及其与公司被调研频率指标的交互项纳入 (3) 式, 检验第 41 号备忘录实施前后调研活动对深交所上市公司知情交易概率的影响差异。

表 5 给出对上述影响进行实证检验的回归结果, 将 $Nvi_{i,q}$ 、 $Ana_{i,q}$ 和 $Ass_{i,q}$ 进行对数化处理, $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 在 (1) 列和 (2) 列中为原始的调研频率指标, 在 (3) 列和 (4) 列中为经工具变量拟合的调研频率指标, (1) 列和 (3) 列为第 41 号备忘录实施前后公司是否接待过调研活动对其股票知情交易概率的影响差异的检验结果, (2) 列和 (4) 列为第 41 号备忘录实施前后公司接待调研活动次数对其股票知情交易概率的影响差异的检验结果, 限于篇幅, 未列示控制变量的回归结果。在所有回归中, $Dme_{i,q}$ 的回归系数均显著为负, 表明 2012 年第 3 季度后, 深交所上市公司的整体信息不对称水平有所改善。 $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 依然显著正向相关, 但 $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 与 $Dme_{i,q}$ 的交互项与 $Pin_{i,q}$ 均在 5% 及以上水平上显著负相关。如 (3) 列中, $Dvi_{i,q}$ 的回归系数为 0.023, $Dvi_{i,q}$ 与 $Dme_{i,q}$ 的交互项的回归系数为 -0.006, 表明平均而言, 在第 41 号备忘录实施后被调研过公司与未被调研过公司的知情交易

表 5 第 41 号备忘录对知情交易概率的影响
Table 5 Impact of the 41st Memo on Probability of Informed Trading

	$Pin_{i,q}$			
	原始实地调研频率指标		经工具变量拟合的实地调研频率指标	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dvi_{i,q}$	0.019*** (5.313)		0.023*** (3.846)	
$Dme_{i,q}$	-0.007*** (-7.661)	-0.004*** (-4.423)	-0.010*** (-6.005)	-0.008*** (-4.478)
$Dvi_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$			-0.006** (-2.242)	
$Nvi_{i,q}$		0.018*** (4.877)		0.024*** (16.358)
$Nvi_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$		-0.004*** (-3.784)		-0.006** (-2.412)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本观测值	15 512	15 512	15 512	15 512
调整的 R^2	0.481	0.481	0.481	0.491
F 值	338.886	338.426	336.172	335.708

概率的差异下降了 $26.087\% \left(\frac{0.006}{0.023} \right)$, 在其他各列中可以得到类似的推断结果。因此, H_2 得到验证, 即第 41 号备忘录实施后调研活动对知情交易概率的正向影响显著下降, 且这一下降幅度具有经济意义上的显著性。

$Dvi_{i,q}$ 与 $Dvi_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$ 的回归系数之和依然为正, 这一结果同样符合理论预期, 除从被披露的调研问答过程中获取公司价值相关信息外, 调研者还可以通过现场观察管理者的肢体语言、语音语调^[12-13]或感受员工士气等细节^[1], 额外推断公司的真实运营状况, 而这些额外信息并不能通过披露调研活动传递给未调研者。换言之, 尽管调研细节被及时披露, 在一定程度上削弱了调研者进行知情交易的空间, 但仍然无法完全抑制调研者的相对信息优势, 而这也使调研者在调研细节被要求披露后依然有动力组织和参与此类活动。

(2) 深交所与上交所上市公司的知情交易概率差异

是否要求上市公司披露接待实地调研活动, 是中国深交所与上所在市场制度设计上少有的差异之一。如 H_3 所述, 如果第 41 号备忘录改善了调研者与未调研者之间的信息不对称水平, 减少深交所上市公司的知情交易概率, 则 2012 年 7 月后两个交易所是否要求披露调研活动的差异将导致二者上市公司知情交易概率相对水平发生显著变动。换言之, 通过对比第 41 号备忘录实施前后深交所与上交所上市公司知情交易概率的差异变动, 可以在控制同期 A 股市场其他制度变革和市场环境变化影响的基础上, 进一步验证第 41 号备忘录对调研者与未调研者信息不对称的影响。

为了进一步控制可能的内生性等问题, 本研究使用倾向得分匹配 + 双重差分的方法检验 H_3 。首先, 以是否为深交所上市公司为处理变量, 以工具变量 $Wea_{i,q}$ 和 (3) 式中除 Drt 以外的控制变量为协变量, 通过一对一、有放回匹配方式, 分季度为每一个深交所的样本公司匹配一个上交所上市公司, 得到一个包括 19 288 个公司 - 季度观测值的倾向得分匹配样本。未将 Drt 作为匹配协变量的原因在于, 2011 年至 2013 年上交所未公开对其上市公司信息披露质量进行评级。表 6 给出倾向得分匹配结果的平衡性情况, 将 $Ass_{i,q}$ 进行对数化处理, 实验组为需要披露接待实地调研活动的深交所上市公司, 对照组为无需披露调研信息的上交所上市公司。表 6 结果表明, 深交所样本公司与匹配后的上交所上市公司在换手率以外的协变量上不存在显著差异, 表明匹配过程较好地平衡了两组公司的特征。

其次, 本研究设置虚拟变量 $Sze_{i,q}$, i 公司属于实验组取值为 1, i 公司属于对照组取值为 0。表 7 给出以 $Sze_{i,q}$ 、 $Dme_{i,q}$ 以及二者交互项为主要解释变量, 利用双重差分法检验第 41 号备忘录对深交所和上交所上市公司股票知情交易概率相对水平影响的回归结果,

(1) 列和 (2) 列采用匹配样本, 作为稳健性检验, (3) 列为剔除控制变量缺失的观测值之前的 28 155 个公司 - 季度样本观测值, (4) 列为剔除控制变量缺失的观测值之后的 26 200 个公司 - 季度样本观测值。(1) 列和 (3) 列以 $Sze_{i,q}$ 、 $Dme_{i,q}$ 以及二者的交互项为解释变量, (2) 列和 (4) 列在此基础上加入前文用到的控制变量。 $Sze_{i,q}$ 的回归系数在所有回归中均显著为正, 表明深交所上市公司投资者之间的信息不对称水平更高; $Dme_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 均显著负向相关, 表明 A 股市场整体信息不对称水平在 2012 年第 3 季度后有所改善; $Sze_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$ 的回归系数均显著为负。以 (2) 列为例, $Sze_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$ 的回归系数为 -0.003, 其经稳健性标准误计算的 t 值为 -3.618, 由于 $Dme_{i,q}$ 的回归系数为 -0.006, 这意味着自 2012 年第 3 季度后深交所上市公司的知情交易概率比可匹配的上交所上市公司多下降了 $50\% \left(\frac{0.003}{0.006} \right)$, 使用全样本得到的回归结果类似。因此, H_3 得到验证, 即在第 41 号备忘录要求深交所上市公司及时披露调研活动细节后, 深交所上市公司投资者之间的信息不对称程度得以改善, 其股票知情交易概率比不要求披露调研活动的上交所上市公司显著下降。

4.2.4 潜在影响路径检验

(1) 分析师与机构投资者的影响差异

本研究认为第 41 号备忘录对及时披露调研活动细节的要求有助于将调研者挖掘的公司价值相关信息迅速扩散到整个市场, 减少调研者据此信息进行知情交易的概率, 从而弱化公司被调研频率与其知情交易概率之间的正向关联, 本研究将这一影响路径称为信息披露效应。然而, 这一弱化效应也可能通过其他路径实现, 对调研活动的及时披露会增加未参与调研者对公司的关注程度^[16], 进而增强这些市场参与者对公司价值相关信息的挖掘程度, 以及对公司内部交易等行为的监督力度, 此时公司股票的知情交易概率同样可能显著下降, 这一潜在影响路径可称为市场关注效应。

尽管两种影响路径可能同时存在, 本研究尝试探讨哪种路径可能主导了调研披露要求对知情交易概率的影响。首先, 本研究从调研者身份和调研活动对知情交易概率的影响之间的关联入手, 对这一问题进行实证检验。机构投资者和分析师是主要的调研参与者, 参与调研的机构投资者能够直接基于调研所获信息进行知情交易, 即使第 41 号备忘录实施后, 参与调研的机构依然可能在调研被披露前完成知情交易。而分析师自己并不能基于调研信息进行实时交易, 对其挖掘的公司价值相关信息进行及时披露对知情交易概率的抑制作用应当更强。因此, 如果信息披露效应主导了第 41 号备忘录对知情交易概率的影响, 则相对于分析师, 第 41 号备忘录更难以抑制机构投资者的调研活动对知情交易概率的正向影响; 而市场关注效应将第 41 号备忘录的影响归因于未参与调研者对公司的关注, 如果该效应起主导

表6 倾向得分匹配结果平衡性
Table 6 Balance of Propensity Score Matching Results

变量	样本	均值		偏差/%	减少的绝对偏差值/%	t 检验
		实验组	对照组			t 值
Wea	匹配前	0.041	0.050	-8.781		-7.071***
	匹配后	0.041	0.040	0.485	94.472	0.419
Ana	匹配前	3.700	4.071	-6.346		-5.112***
	匹配后	3.700	3.805	-1.782	71.918	-1.448
IO	匹配前	0.160	0.152	4.348		3.498***
	匹配后	0.160	0.161	-0.505	88.389	-0.401
Qtr	匹配前	0.706	0.757	-8.819		-7.042***
	匹配后	0.705	0.722	-2.302	73.902	-1.869*
Ass	匹配前	3.258	3.638	-28.668		-23.022***
	匹配后	3.258	3.235	1.710	94.035	1.522
BM	匹配前	0.647	0.669	-9.371		-7.528***
	匹配后	0.647	0.643	1.984	78.826	1.591
Sgr	匹配前	0.145	0.170	-3.449		-2.728***
	匹配后	0.144	0.133	1.606	53.429	1.349
Soe	匹配前	0.349	0.497	-30.258		-24.411***
	匹配后	0.349	0.340	1.951	93.551	1.592
Roe	匹配前	0.044	0.042	2.487		2.010**
	匹配后	0.044	0.044	0.579	0.767	0.472

作用,则第41号备忘录对机构投资者和分析师的调研活动的影响不应存在显著差异。

基于这一思路,本研究将机构投资者和分析师调研频率指标,及其与 $Dme_{i,q}$ 的交互项同时纳入回归模型,回归结果见表8,将 $Niv_{i,q}$ 和 $Nav_{i,q}$ 进行对数化处理。表8的(1)列和(2)列检验公司是否接待机构投资者和分析师调研以及接待两类调研者的调研次数对公司股票知情交易概率的影响, $Div_{i,q}$ 和 $Niv_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 在5%及以上水平上显著正相关, $Dav_{i,q}$ 和 $Nav_{i,q}$ 的回归系数尽管为正但不具有统计意义上的显著性,表明调研活动对 $Pin_{i,q}$ 的正向影响主要来自于有机构投资者参与的调研,而分析师对公司进行调研并不会显著改变公司股票的知情交易概率。(3)列和(4)列检验机构投资者和分析师对公司的调研频率对其股票知情交易概率的影响在第41号备忘录实施前后的差异, $Nav_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 在1%水平上显著负向相关, $Niv_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$ 的回归系数不显著。换言之,尽管分析

师的调研活动不显著影响知情交易概率,但第41号备忘录实施后对其调研活动细节的及时披露却能改善投资者之间的信息不对称水平,而及时披露机构投资者调研活动细节对知情交易概率的负向影响并不始终显著。

表8的回归结果吻合了前文有关信息披露效应的预期,调研的机构投资者能基于调研信息进行实时交易,因此相对而言第41号备忘录难以阻止其知情交易活动;分析师不能基于调研信息直接交易,因此其调研活动并未显著影响公司知情交易概率,但对其调研活动的及时披露能够将其挖掘的公司价值相关信息公开化,从而改善市场参与者之间的信息不对称。由于市场关注效应并不能得到类似的预期,因此,这些结果表明第41号备忘录更可能通过信息披露效应影响知情交易概率。

(2) 调研披露信息含量的影响

另外一个验证信息披露效应主导作用的方法是

表7 深交所与上交所上市公司知情交易概率差异
Table 7 Differences in Probability of Informed Trading between SZSE and SSE Listed Firms

	$Pin_{i,q}$			
	倾向得分匹配样本		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Sze_{i,q}$	0.011*** (13.662)	0.001** (2.087)	0.014*** (22.176)	0.003*** (5.214)
$Dme_{i,q}$	-0.010*** (-6.668)	-0.006*** (-5.182)	-0.009*** (-7.364)	-0.007*** (-7.891)
$Sze_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$	-0.003** (-2.372)	-0.003*** (-3.618)	-0.003*** (-3.622)	-0.003** (-2.274)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本观测值	19 288	19 288	28 155	26 200
调整的 R^2	0.107	0.473	0.117	0.491
F 值	75.046	388.586	121.833	585.741

检验第41号备忘录实施后披露的调研活动的信息含量与公司知情交易概率之间的关联,如果第41号备忘录主要通过将调研活动挖掘的信息公开化来抑制知情交易概率,则调研挖掘并被及时披露的信息越多,对知情交易概率的抑制作用应当越强。第41号备忘录对调研问答细节的披露要求为这一检验提供了条件,每份调研记录表均通过详细的文本记载了调研者的问题内容以及管理者对问题的具体回答。BOWEN et al.^[16]和肖欣荣等^[4]均证实,这些文本记录的信息对公司股价存在显著影响,即这些信息蕴含了未公开的公司价值相关信息。因此,本研究参照YANG et al.^[29]的做法,用*i*公司*q*季度的调研问题数($Lnq_{i,q}$)、问题总字数($Lwq_{i,q}$)和问题回答总字数($Laq_{i,q}$)测量调研挖掘并披露的信息多少,进而检验这些变量与公司股票知情交易概率的关联,在回归时将这3个变量进行对数化处理。

表9给出 $Lnq_{i,q}$ 、 $Lwq_{i,q}$ 、 $Laq_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 的回归结果,由于第41号备忘录实施前深交所上市公司在年报中披露调研活动时并未披露问答内容细节,故采用2012年第3季度至2013年底之间的样本观测值,共8388个。 $Lnq_{i,q}$ 、 $Lwq_{i,q}$ 、 $Laq_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 均在5%及以上水平上显著负相关,表明调研者在调研过程中问的问题数量越多、问题越细、管理者对问题的回答越详实,则调研挖掘并披露的信息越多,公司的知情交易概率值越低。这一结果同样支撑信息披露效应。由于市场关注效应并不能得到类似的理论预期,表9的结果再次表明,信息披露效应更有可能是第41号备

忘录负向影响公司股票知情交易概率的主要路径。

5 稳健性检验

5.1 内部人士交易活动的影响

本研究实证结果表明,第41号备忘录实施后调研活动对知情交易概率的正向影响显著削弱,本研究认为其原因在于,对调研细节的及时披露可能使调研者挖掘的私有信息被迅速公开化,从而减少调研者进行知情交易的空间。然而,广义上而言,知情交易者泛指掌握了非公开的公司价值相关信息的任何个体,包括公司高管等内部人士,以及与公司存在紧密关联因而可能获得此类私有信息的投行人士、律师、会计师、分析师和机构投资者等外部人士。相对于机构投资者和分析师,投行人士、律师和会计师等外部人士对公司股票知情交易概率的潜在影响较小,不会对本研究结果造成实质性的影响。而A股上市公司高管等内部人士基于私有信息进行知情交易以套利的现象并不鲜见^[23]。事实上,BOWEN et al.^[16]的研究表明,管理者了解第41号备忘录实施后调研活动披露时将为公司带来大量关注度,从而有意识地利用这一市场影响为其增减持公司股票,即为进行内部人士交易创造更有利的市场条件。因此,第41号备忘录实施后知情交易概率的显著降低也可能源自于公司内部人士对其增减持等交易策略的变化。为了排除这一可能性对本研究结果的影响,本研究从国泰安数据库中获取高管增减持数据,并对样本观测值进行筛选,如果研究期间内样本公司

表 8 机构投资者与分析师调研的影响差异
Table 8 Differences in the Impact of Visits by Institutional Investors and Visits by Analysts

	$Pin_{i,q}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Div_{i,q}$	0.014*** (2.731)		0.018*** (2.878)	
$Dav_{i,q}$	0.001 (0.344)		-0.001 (-1.408)	
$Dme_{i,q}$			-0.008*** (-7.302)	-0.009*** (-7.628)
$Div_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$			-0.003* (-1.892)	
$Dav_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$			-0.004** (-2.381)	
$Niv_{i,q}$		0.012** (2.488)		0.015*** (4.107)
$Nav_{i,q}$		0.0002 (0.597)		0.00001 (0.076)
$Niv_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$				-0.001 (-1.373)
$Nav_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$				-0.003*** (-2.932)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本观测值	15 512	15 512	15 512	15 512
调整的 R^2	0.481	0.482	0.481	0.482
F 值	339.823	325.644	340.076	325.641

发生过高管增减持事件, 则将该公司的观测值从样本中删除, 最终得到 12 198 个样本观测值。

表 10 给出控制公司内部人士交易对公司知情交易概率潜在影响的回归结果, 将 $Nvi_{i,q}$ 进行对数化处理。(1) 列和 (2) 列基于新样本再次检验公司接待调研频率与其知情交易概率的关联, $Dvi_{i,q}$ 和 $Nvi_{i,q}$ 与 $Pin_{i,q}$ 依然显著正相关; (3) 列和 (4) 列再次检验第 41 号备忘录对前述关联关系的影响, 发现公司接待调研频率与其知情交易概率的正向关联在第 41 号备忘录实施后显著更弱, 与前文的实证研究结果一致, 表明内部人士的交易活动未影响研究结果的稳健性。

5.2 改变知情交易测量指标

前文基于 EKOP 模型估计相关参数进而计算知情交易概率, 在此本研究参照 BERNILE et al.^[39] 的研究, 使用订单流不平衡指标 ($Oib_{i,q}$) 测量公司股票知

表 9 实地调研信息含量对知情交易概率的影响
Table 9 Impact of the Informativeness of Site Visits on Probability of Informed Trading

	$Pin_{i,q}$		
	(1)	(2)	(3)
$Lnq_{i,q}$	-0.003*** (-3.345)		
$Lwq_{i,q}$		-0.002*** (-2.913)	
$Laq_{i,q}$			-0.002** (-2.542)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制
样本观测值	8 388	8 388	8 388
调整的 R^2	0.507	0.507	0.506
F 值	283.093	282.617	282.458

表 10 控制公司内部人士交易的影响
Table 10 Controlling the Impact of Corporate Insider Trading

	$Pin_{i,q}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dvi_{i,q}$	0.011** (2.496)		0.015** (2.418)	
$Nvi_{i,q}$		0.010** (2.292)		0.016** (2.527)
$Dme_{i,q}$			-0.006*** (-3.924)	-0.005*** (-3.158)
$Dvi_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$			-0.005*** (-2.593)	
$Nvi_{i,q} \cdot Dme_{i,q}$				-0.059*** (-2.761)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本观测值	12 198	12 198	12 198	12 198
调整的 R^2	0.514	0.517	0.491	0.487
F 值	376.133	385.257	349.508	332.142

表 11 改变知情交易测量指标
Table 11 Changing the Measurement of Informed Trading

	<i>Oib_{i,q}</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dvi_{i,q}</i>	0.013*** (3.045)		0.017** (2.219)			
<i>Nvi_{i,q}</i>		0.011*** (2.886)		0.015** (2.446)		
<i>Dme_{i,q}</i>			-0.005*** (-3.671)	-0.005*** (-4.286)	-0.007*** (-7.325)	-0.007*** (-6.122)
<i>Dvi_{i,q} · Dme_{i,q}</i>			-0.003** (-2.241)			
<i>Nvi_{i,q} · Dme_{i,q}</i>				-0.029*** (-2.626)		
<i>Sze_{i,q}</i>					0.001* (1.909)	0.002*** (3.473)
<i>Sze_{i,q} · Dme_{i,q}</i>					-0.003** (-2.219)	-0.002** (-2.147)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	15 512	15 512	15 512	15 512	19 288	26 200
调整的 R ²	0.481	0.481	0.482	0.482	0.112	0.473
F 值	339.822	340.077	325.636	325.642	88.485	429.647

情交易的程度, $Oib_{i,q} = \frac{B_{i,q} - S_{i,q}}{B_{i,q} + S_{i,q}}$ 。表 11 给出以 $Oib_{i,q}$ 为被解释变量的主要回归结果, 将 $Nvi_{i,q}$ 进行对数化处理。(1) 列和 (2) 列检验深交所上市公司接待调研活动频率与 $Oib_{i,q}$ 的关联; (3) 列和 (4) 列检验第 41 号备忘录实施前后这一关联的变化; (5) 列和 (6) 列重复表 7 的 (2) 列和 (4) 列的回归过程, 即分别使用全样本和倾向得分匹配样本, 检验 2012 年第 3 季度前后深交所和上交所上市公司 $Oib_{i,q}$ 相对水平的变动情况, 因此其样本观测值与表 7 的 (2) 列和 (4) 列一样。表 11 中的回归结果与前文使用 $Pin_{i,q}$ 测量知情交易时基本吻合, 再次证实前文实证结果具有稳健性。

5.3 平行趋势检验

前文利用倾向匹配法和双重差分模型, 以深交所上市公司为实验组、以相匹配的上交所上市公司为对照组, 检验并证实第 41 号备忘录的实施显著改善了投资者之间的信息不对称程度。本研究进行平行趋势检验以验证双重差分模型的适用性, 以第 41 号备忘录实施前 1 个季度, 即 2012 年第 2 季度为基准, 构建样本区间内其他季度的虚拟变量与 $Sze_{i,q}$ 的交互

项, 并将他们纳入回归模型。回归结果表明, 2012 年第 2 季度之前的季度虚拟变量与 $Sze_{i,q}$ 的交互项回归系数均不显著异于 0, 而 2012 年第 4 季度及随后季度的虚拟变量与 $Sze_{i,q}$ 的交互项回归系数均显著小于 0, 表明这一双重差分模型满足平衡性假设, 而第 41 号备忘录实施后深交所上市公司的知情交易概率相对于上交所上市公司显著下降。

6 结论

本研究基于中国 A 股市场的准自然实验, 研究公司实地调研活动及其披露要求对 A 股公司知情交易概率的影响。研究结果表明, 深交所上市公司被调研频率与其知情交易概率显著正相关, 使用公司总部所在城市的极端天气比例作为公司被调研频率的工具变量, 以控制二者之间潜在的内生关系, 前述正向关联依然显著存在, 表明调研者挖掘出新的公司价值相关信息, 成为市场中的知情交易者, 从而增加调研参与者与未参与者之间的信息不对称水平。在 2012 年 7 月深交所要求上市公司在每次调研结束后两个交易日内披露调研细节后, 深交所上市公司被

调研频率与其知情交易概率的正向关联显著弱化,且深交所上市公司的知情交易概率比无须披露接待调研情况的上交所上市公司显著下降的更多。进一步的研究表明,调研活动对知情交易概率的正向影响主要来自于参与调研的机构投资者,而在要求披露调研活动细节后,与机构投资者相比,分析师参与调研对知情交易概率的改善作用更显著;同时,2012年7月后调研中提的问题数量越多、问题的字数或对问题的回答字数越多,即调研挖掘并披露的公司价值相关信息越多,公司的知情交易概率越低。

上述研究结果表明,深交所第41号备忘录对调研细节及时披露的要求有助于将调研者挖掘的信息公开化,在一定程度上实现了“确保所有投资者可以获取同样信息”的设计目标,缓解了深交所上市公司调研者与未调研者之间的信息不对称问题,并使深交所上市公司比上交所上市公司在市场信息不对称方面得到更大的改善,从而回答了是否应该披露、应如何披露实地调研这一重要的选择性接触活动的问题,为A股市场监管部门进一步完善此类活动的信息披露机制提供了有意义的启示。同时,对全球其他股票市场,特别是市场制度有待完善、信息不对称程度高的新兴市场的相关监管决策也具有一定的参考价值。

本研究也存在一些不足,限于高频数据的巨大数据量,本研究仅以第41号备忘录实施前后各6个季度为样本期。同时,本研究主要从市场微观结构的视角探讨是否披露、如何披露实地调研活动对市场信息不对称的影响,实地调研活动及其信息披露要求对市场整体信息效率存在何种影响还有待后续研究进一步探讨。

参考文献:

- [1] CHENG Q, DU F, WANG X, et al. Seeing is believing: analysts' corporate site visits. *Review of Accounting Studies*, 2016, 21(4): 1245–1286.
- [2] HAN B, KONG D M, LIU S S. Do analysts gain an informational advantage by visiting listed companies?. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(4): 1843–1867.
- [3] 孔东民, 刘莎莎, 陈小林, 等. 个体沟通、交易行为与信息优势: 基于共同基金访问的证据. *经济研究*, 2015, 50(11): 106–119, 182.
KONG Dongmin, LIU Shasha, CHEN Xiaolin, et al. Communication, trading behaviors and information advantage: evidence from mutual funds' visiting on listed firms. *Economic Research Journal*, 2015, 50(11): 106–119, 182.
- [4] 肖欣荣, 马梦璇. 信息共享还是利益冲突? 基于买方单独调研与买卖双方联合调研的实证检验. *金融研究*, 2019(8): 171–188.
XIAO Xinrong, MA Mengxuan. Information sharing or conflict of interest: empirical study of buy-side individual and joint visits. *Journal of Financial Research*, 2019(8): 171–188.
- [5] KOCH A S, LEFANOWICZ C E, ROBINSON J R. Regulation FD: a review and synthesis of the academic literature. *Accounting Horizons*, 2013, 27(3): 619–646.
- [6] KLEIN A, LI T, ZHANG B B. Seeking out non-public information: sell-side analysts and the freedom of information act. *The Accounting Review*, 2020, 95(1): 233–257.
- [7] BUSHEE B J, JUNG M J, MILLER G S. Do investors benefit from selective access to management?. *Journal of Financial Reporting*, 2017, 2(1): 31–61.
- [8] KIRK M P, MARKOV S. Come on over: analyst/investor days as a disclosure medium. *The Accounting Review*, 2016, 91(6): 1725–1750.
- [9] BUSHEE B J, GERAKOS J, LEE L F. Corporate jets and private meetings with investors. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65(2/3): 358–379.
- [10] GREEN T C, JAME R, MARKOV S, et al. Access to management and the informativeness of analyst research. *Journal of Financial Economics*, 2014, 114(2): 239–255.
- [11] SOLOMON D, SOLTES E. What are we meeting for? The consequences of private meetings with investors. *The Journal of Law and Economics*, 2015, 58(2): 325–355.
- [12] HOBSON J L, MAYEW W J, VENKATACHALAM M. Analyzing speech to detect financial misreporting. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(2): 349–392.
- [13] MAYEW W J, VENKATACHALAM M. The power of voice: managerial affective states and future firm performance. *The Journal of Finance*, 2012, 67(1): 1–43.
- [14] CHENG Q, DU F, WANG B Y, et al. Do corporate site visits impact stock prices?. *Contemporary Accounting Research*, 2019, 36(1): 359–388.
- [15] BROWN L D, CALL A C, CLEMENT M B, et al. Inside the “black box” of sell-side financial analysts. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(1): 1–47.
- [16] BOWEN R M, DUTTA S, TANG S L, et al. Inside the “black box” of private in-house meetings. *Review of Accounting Studies*, 2018, 23(2): 487–527.
- [17] 谭松涛, 崔小勇. 上市公司调研能否提高分析师预测精度?. *世界经济*, 2015, 38(4): 126–145.
TAN Songtao, CUI Xiaoyong. Do site visits make analysts' forecast better?. *The Journal of World Economy*, 2015, 38(4): 126–145.
- [18] 肖斌卿, 彭毅, 方立兵, 等. 上市公司调研对投资决策有用吗: 基于分析师调研报告的实证研究. *南开管理评论*, 2017, 20(1): 119–131.
XIAO Binqing, PENG Yi, FANG Libing, et al. Is survey on listed company valuable to investment decision? An empirical study based on analysts' investigation report. *Nankai Business Review*, 2017, 20(1): 119–131.
- [19] LIU S S, DAI Y H, KONG D M. Does it pay to communicate with firms? Evidence from firm site visits of mutual funds. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2017, 44(5/6): 611–645.
- [20] HONG X, ZHUANG Z, KANG D, et al. Do corporate site visits impact hedge fund performance?. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, 56: 113–128.
- [21] 谭劲松, 林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应: 基于机构调研行为的证据. *南开管理评论*, 2016, 19(5): 115–126.
TAN Jinsong, LIN Yuchen. The governance role of institutional investors in information disclosure: evidence from institutional in-

- vestors' corporate visits. *Nankai Business Review*, 2016, 19(5): 115-126.
- [22] 程小可, 李昊洋, 高升好. 机构投资者调研与管理层盈余预测方式. *管理科学*, 2017, 30(1): 131-145.
CHENG Xiaoke, LI Haoyang, GAO Shenghao. Institutional investors' site visit and the method of management earnings guidance. *Journal of Management Science*, 2017, 30(1): 131-145.
- [23] 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.
- [24] 李昊洋, 程小可, 姚立杰. 机构投资者调研抑制了公司避税行为吗? 基于信息披露水平中介效应的分析. *会计研究*, 2018(9): 56-63.
LI Haoyang, CHENG Xiaoke, YAO Lijie. The site visit of institutional investors and corporate tax avoidance: base on the mediating effects of information disclosure. *Accounting Research*, 2018(9): 56-63.
- [25] 李昊洋, 程小可. 投资者调研与创业板公司研发资本化选择. *财贸研究*, 2018, 29(3): 90-99.
LI Haoyang, CHENG Xiaoke. Investor investigation and the choice of R&D capitalization of GEM company. *Finance and Trade Research*, 2018, 29(3): 90-99.
- [26] JIANG X Y, YUAN Q B. Institutional investors' corporate site visits and corporate innovation. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48: 148-168.
- [27] GAO S H, CAO F, LIU X Q. Seeing is not necessarily the truth: do institutional investors' corporate site visits reduce hosting firms' stock price crash risk?. *International Review of Economics & Finance*, 2017, 52: 165-187.
- [28] LU X W, FUNG H G, SU Z Q. Information leakage, site visits, and crash risk: evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 2018, 58: 487-507.
- [29] YANG J, LU J, XIANG C. Company visits and stock price crash risk: evidence from China. *Emerging Markets Review*, 2020, 44: 100723-1-100723-17.
- [30] FIRTH M, LIN C, WONG S M L, et al. Hello, is anybody there? Corporate accessibility for outside shareholders as a signal of agency problems. *Review of Accounting Studies*, 2019, 24(4): 1317-1358.
- [31] YANG J, LU J, XIANG C. Do disclosures of selective access improve market information acquisition fairness? Evidence from company visits in China. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64: 101631-1-101631-24.
- [32] 张强, 刘善存, 邱菀华, 等. 流动性特征对知情、非知情交易的影响研究. *管理科学学报*, 2013, 16(7): 55-65.
ZHANG Qiang, LIU Shancun, QIU Wanhua, et al. Informed trading, uninformed trading and liquidity. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(7): 55-65.
- [33] EASLEY D, KIEFER N M, O'HARA M, et al. Liquidity, information, and infrequently traded stocks. *The Journal of Finance*, 1996, 51(4): 1405-1436.
- [34] 陈国进, 张润泽, 谢沛霖, 等. 知情交易、信息不确定性与股票风险溢价. *管理科学学报*, 2019, 22(4): 53-74.
CHEN Guojin, ZHANG Runze, XIE Peilin, et al. Informed trading, information uncertainty and stock risk premium. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(4): 53-74.
- [35] 王春峰, 李思成, 房振明. 投资者认知度、信息不对称与股价延迟. *管理评论*, 2018, 30(11): 3-13.
WANG Chunfeng, LI Sicheng, FANG Zhenming. Investor recognition, information asymmetry and stock price delay. *Management Review*, 2018, 30(11): 3-13.
- [36] HENDERSHOTT T, LIVDAN D, SCHÜRHOFF N. Are institutions informed about news?. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(2): 249-287.
- [37] BRENNAN M J, HUH S W, SUBRAHMANYAM A. High-frequency measures of informed trading and corporate announcements. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(6): 2326-2376.
- [38] BARUCH S, PANAYIDES M, VENKATARAMAN K. Informed trading and price discovery before corporate events. *Journal of Financial Economics*, 2017, 125(3): 561-588.
- [39] BERNILE G, HU J F, TANG Y H. Can information be locked up? Informed trading ahead of macro-news announcements. *Journal of Financial Economics*, 2016, 121(3): 496-520.
- [40] 屈文洲, 谢雅璐, 叶玉妹. 信息不对称、融资约束与投资-现金流敏感性: 基于市场微观结构理论的实证研究. *经济研究*, 2011, 46(6): 105-117.
QU Wenzhou, XIE Yalu, YE Yumei. Information asymmetry and investment-cash flow sensitivity: an empirical research based on market microstructure theory. *Economic Research Journal*, 2011, 46(6): 105-117.
- [41] 陈小林, 王玉涛, 陈运森. 事务所规模、审计行业专长与知情交易概率. *会计研究*, 2013(2): 69-77.
CHEN Xiaolin, WANG Yutao, CHEN Yunsen. Auditor size, auditor industry expertise and probability of informed trading. *Accounting Research*, 2013(2): 69-77.

Impact of Information Disclosure of Site Visits on the Probability of Informed Stock Trading

XIANG Cheng, YANG Jun

School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China

Abstract: Corporate site visits offer visitors information advantages and increase the information asymmetry between visitors and non-visitors. There are differences between Shenzhen Stock Exchange (SZSE) and Shanghai Stock Exchange (SSE) in the choice of whether to disclose such visits. Since July 2012, SSE has changed the disclosure requirements from centralized disclosure in the annual report to the disclosure of visit details within two trading days after the end of each visit. The differences in disclosure requirements and the reform offer a quasi-natural experiment to study the critical question of whether and how corporate site visits should be disclosed to mitigate the information asymmetry caused by such visits.

The probability of informed trading (PIN) is a valid indicator of information asymmetry. The aforementioned question can be answered by comparing the impact of corporate site visits on PIN before and after July 2012, and by showing the change in the relative PIN level between SZSE firms and SSE firms. Using extreme weather conditions of cities where firms' headquarters are located as the instrument of the frequency by which firms are visited by institutional investors or analysts, we address the endogeneity concern about the relationship between visitors' visiting preferences and the information asymmetry of firms visited, and, thus, establish the causality between site visits and PIN.

We find a significant and positive impact of corporate site visits on PIN of visited firms. However, after July 2012, the above positive correlation was significantly weakened, and the probability of informed trading of stocks of SSE companies decreased significantly compared with SSE companies that did not need to disclose the visits. After requiring timely disclosure of the details of the visits, and compared with institutional investors, analysts' participation in the visits has a more significant inhibitory effect on the probability of informed trading of the stocks of the visited companies. The more questions raised in the visits, the more words of the questions or the answers to the questions, that is, the more information related to the company's value mined and disclosed by the visits, the higher the probability of informed trading of the stocks of the visited companies.

These results imply that disclosing visit details timely can help disseminate valuable firm-specific information discovered by institutional investors or analysts to the entire market promptly, which suppresses their informed trading and reduces the information asymmetry among market participants. In contrast, disclosing such visits collectively and vaguely in annual reports cannot function similarly. SSE could increase the fairness of information acquisition among market participants by requiring firms to disclose corporate site visits in a timely and detailed manner in a similar way to the requirements of SZSE.

Keywords: site visits; information disclosure; information asymmetry; probability of informed trading; institutional investors; analysts

Received Date: August 2nd, 2020 **Accepted Date:** March 24th, 2021

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China (71973018) and the Talents Plan of Chongqing Social Science Planning Project of China (2021YC040)

Biography: XIANG Cheng, doctor in economics, is an associate professor in the School of Economics and Business Administration at Chongqing University. His research interests include behavior finance and finance market management. His representative paper titled "Do disclosure 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

YANG Jun, doctor in economics, is a professor in the School of Economics and Business Administration at Chongqing University. His research interests include corporate governance and econometrics. His representative paper titled "Impact of bank competition on the bank lending channel of monetary transmission: evidence from China" was published in the *International Review of Economics & Finance* (Volume 43, 2016). E-mail: yangjun@cqu.edu.cn □

(责任编辑: 刘思宏)