

机构投资者实地调研如何影响公司非效率投资*

——基于代理冲突和信息不对称的机制检验

方红星¹ 林 婷²

(1. 东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心, 辽宁 大连 116025;

2. 华东交通大学经济管理学院, 江西 南昌 330013)

内容提要:基于委托代理理论的分析框架,信息不对称及代理冲突是影响公司投资效率的重要因素。实地调研作为上市公司和投资者的沟通桥梁,能否增进双方之间的了解与信任,缓解代理冲突和降低信息不对称,进而抑制公司非效率投资,是本文旨在探究的核心问题。本文以中国A股非金融类上市公司为样本,实证考察机构投资者实地调研(以下简称机构实地调研)对公司非效率投资的影响,并进一步探究其内在影响机制。在利用极端天气比作为工具变量、采用两阶段最小二乘法缓解潜在的内生性问题后发现,机构实地调研与公司非效率投资显著负相关。机制检验发现,机构实地调研通过降低代理冲突和缓解信息不对称来抑制公司非效率投资,以上结论在采用双重差分法、考虑样本自选择和变换核心变量度量方式后依然成立。进一步分析发现,代理冲突和信息不对称不具有长期中介效应,代理冲突和信息不对称的机制作用受到公司内部治理环境的调节,代理冲突的中介效应随着公司信息环境的改善而减弱。本文细致刻画了机构实地调研对公司非效率投资的具体作用机制,为正确理解机构实地调研的公司治理效应提供了新的理论诠释,为监管部门继续推出和完善上市公司投资者关系管理和相关披露政策提供了有力的经验证据。

关键词:机构实地调研 公司非效率投资 信息透明度 代理冲突

中图分类号:F832.48;F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)02—0117—18

一、引言

增进与投资者之间的沟通和信任一直是企业致力解决的难题,也是投资者对企业价值、投资战略等形成正确理解的有效途径。为此,2010年深交所在《深圳证券交易所主板上市公司运作指引》中要求上市公司开展投资者关系管理活动,并首次要求A股上市公司按照规定格式编制《投资者关系活动记录表》。随后,“互动易”平台和“上证e互动”平台的陆续推出,使上市公司与投资者之间的双向沟通更加便捷。

随着投资者关系管理实践的推进,学术界也逐渐关注投资者访问的经济后果。其中,关注度最高的是机构实地调研对目标企业是否能起到积极作用,多数研究对此得出了正面结论(谭劲松和林雨晨,2016^[1];王珊,2017^[2];陈诣之和潘敏,2022^[3]),但是也有研究发现,机构实地调研会降低

收稿日期:2022-05-24

* 基金项目:财政部“会计名家”培养工程(201801)。

作者简介:方红星,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域是资本市场会计与审计,电子邮箱:hxfang@dufe.edu.cn;林婷,女,讲师,管理学博士,研究领域是资本市场会计、环境会计,电子邮箱:judinglin@163.com。

管理层业绩预告的准确性,加剧股价崩盘风险(Lu等,2018^[4];周冬华和张启浩,2021^[5])。可见,基于中国情境下的相关研究尚未形成一致、明确的结论,机构实地调研是否具有积极的公司治理作用还有待进一步的检验和论证。

另一方面,中国上市公司显著存在非效率投资行为,且投资不足现象比过度投资更为普遍(张悦玫等,2017)^[6],不仅对公司的业绩产生了负面影响,也阻碍了宏观经济的持续健康发展。根据委托代理理论,信息不对称及代理冲突是影响公司投资效率的重要因素。实地调研作为一种特殊的投资者关系管理活动,将会为公司和机构投资者建立起双向沟通的桥梁,增进双方信任,进而缓解代理冲突和信息不对称。从这个角度看,机构实地调研对公司的非效率投资是否具有显著的治理效应?其作用机理如何?是一组兼具理论价值和实践意蕴的重要问题。

已有文献对机构实地调研与公司非效率投资的关系展开了探讨,但得到的结论并不一致。一部分研究发现,机构实地调研通过提高公司信息透明度(林婷等,2019)^[7]、缓解融资约束(钟芳,2020)^[8]来抑制企业投资不足。而Cao等(2017)^[9]却发现机构实地调研能够显著抑制过度投资而非缓解投资不足。以上文献均证实机构实地调研对公司非效率投资具有积极的公司治理作用。但也有文献指出,投资者实地调研产生的投资者非理性情绪加剧了企业投资过度(周冬华和张启浩,2021)^[5]。研究结论不一致的主要原因可能有两点:一是上述文献虽然都使用了工具变量法对内生性问题进行处理,但使用的工具变量多数不是严格外生的,得到的估计结果容易受工具变量选择、样本期间、研究对象等的影响;二是机构实地调研的度量方式不同。有文献将电话会议、媒体报道和分析师会议等同于实地调研(钟芳,2020)^[8],忽视了实地调研的本质是面对面交流和实地考察,容易误判机构实地调研的治理效应。因此,机构实地调研与非效率投资的内在逻辑关系和影响机制仍然是有待进一步研究的重要话题。

基于此,本文以2012—2017年A股非金融类上市公司为研究样本,在利用极端天气比作为外生工具变量、采用两阶段最小二乘法缓解潜在的内生性问题后发现,机构实地调研能够显著抑制公司非效率投资,并且代理冲突和信息不对称起到了中介作用。在使用双重差分方法、Heckman两阶段法、PSM以及三阶段法缓解内生性问题,并更换非效率投资的度量方法进行稳健性检验后,以上结论依然成立。进一步分析发现,代理冲突和信息不对称的长期中介效应不显著。区分公司内部治理环境后发现,两个机制的中介效应仅在公司内部治理环境较差的情形下显著,在公司内部治理环境较好的情形下不显著。此外,本文还发现,代理冲突的中介效应随着公司信息环境的改善而减弱,表明代理冲突的中介作用受到信息环境的负向调节。

本文可能的增量贡献包括:第一,在精确衡量机构实地调研的基础之上,识别其与公司非效率投资的内在逻辑关系,有效补充了相关文献。现有部分文献将线上调研等同于实地调研,混淆了概念,研究的准确性还有待提升。本文在准确度量实地调研的基础上,通过严谨、规范的实证检验方法,发现除信息机制外,代理冲突也是机构实地调研影响公司非效率投资的作用机制。这一发现为正确厘清机构实地调研与公司非效率投资的内在关系和传导途径提供新的理论依据,也为机构实地调研的公司治理效应提供了有力的经验证据。第二,丰富和拓展了关于机构实地调研影响公司非效率投资的机制研究。已有文献在机制探讨时均将研究对象限定于投资不足(林婷等,2019^[7];钟芳,2020^[8])或过度投资的企业(周冬华和张启浩,2021)^[5],难以精炼出一般性规律,结论的代表性不足。本文不仅着眼于降低代理冲突和缓解信息不对称两个作用机制,还检验了其长期效应、内部公司治理环境的调节作用,并进一步检验了两个作用机制之间的交互作用。第三,为后续研究有效应对内生性问题提供了思路和借鉴。机构投资者在选择实地调研对象时不可避免地会受到公司内部特征的影响,因此如何有效处理内生性问题是科学识别实地调研微观经济后果的重要前提。机构投资者在选择调研对象时会倾向于具有投资价值的企业。仅依赖工具变量法缓解互为因果、

样本自选择等内生性问题,得到的结论并不稳健。本文利用极端天气比作为机构实地调研的外生工具变量,在采用2SLS缓解内生性问题的同时,还使用双重差分法、Heckman两阶段法、倾向得分值匹配(PSM)以及三阶段法进一步克服潜在的内生性问题,为后续研究提供了一套可资借鉴的组合式方案。

二、文献回顾与研究假设

在现实中存在许多干扰,使得经理人的投资决策往往偏离最优判定标准。其中,最为普遍和关键的因素是代理冲突和信息不对称(Jensen和Meckling,1976)^[10]。在代理冲突中,委托人和代理人的利益不一致,而代理人在自身利益最大化的驱动下会选择利己但损害股东价值的投资项目,从而引发投资不足或投资过度。代理人的自利行为具体表现为在职消费、谋求企业帝国的构建、偷懒享乐以及不作为等(Bertrand和Mullainathan,2003)^[11]。信息不对称会催生“逆向选择”和“道德风险”问题,前者使得企业无法以合理的成本筹集到项目所需的资金,后者容易滋生代理人的机会主义行为,加剧代理冲突,最终导致非效率投资(Myers和Majluf,1984^[12];Biddle等,2009^[13])。

沿着上述思路,国内外学者纷纷以信息不对称和代理问题为逻辑起点,探讨信息质量(Bertrand和Mullainathan,2003)^[11]、内部控制(方红星和金玉娜,2013)^[14]等因素对公司非效率投资的影响。其中,机构投资者行为受到重点关注。有学者认为,机构持股有助于降低信息不对称、缓解融资约束,进而提高投资效率(Shleifer和Vishny,1986)^[15]。但是也有学者发现,机构投资者加剧了上市公司过度投资(张敏等,2011)^[16]。上述文献大都是从持股或投资者类型等角度进行探讨,鲜有从实地调研这一视角切入研究。自2010年起,中国投资者访问信息披露逐渐走向制度化和公开化,使得实地调研数据的开放性和可获得性逐步增强,学者们开始关注机构实地调研对公司非效率投资的影响。

与本文研究主题密切相关的文献已有一定积累,但研究结论尚存在实质性分歧和局限。其中,林婷等(2019)^[7]发现信息不对称是机构实地调研影响企业投资不足的作用机制,但研究对象局限于投资不足的企业,难以反映一般性规律。Cao等(2017)^[9]和钟芳(2020)^[8]研究了机构实地调研对公司投资效率的影响,但是有关作用途径的研究结论恰好相反,并且均未探究其内在机理。虽然钟芳(2020)^[8]发现融资约束是机构实地调研抑制投资不足的作用机制,但样本也局限于投资不足的企业,并且并未实质区分实地调研与非实地调研,容易误判机构实地调研的治理效应。以上文献均认为机构实地调研对公司非效率投资具有积极的治理作用。但是,也有文献声称投资者实地调研产生的投资者非理性情绪效应加剧了企业过度投资,对公司投资效率产生了消极影响(周冬华和张启浩,2021)^[5]。

综合来看,基于中国情境下的机构实地调研与公司非效率投资关系的研究尚未形成一致、明确的结论,并且机构实地调研通过何种途径来影响公司非效率投资也不明晰,其内在的逻辑关系和影响机制仍然是一个黑箱,还有待进一步分析和检验。

1. 机构实地调研对公司非效率投资的影响

在获利动机的驱动下,持股和未持股的机构实地调研目标不一致。前者主要是履行股东的监督职能,而后者则更多地是对潜在投资对象进行甄别。但是不管是否持股,调研均会在一定程度上抑制被调研公司的非效率投资。

首先,持股的机构投资者有充分的动机发挥监督和治理作用,从而抑制管理层机会主义行为,降低公司非效率投资。非效率投资不仅会降低公司的盈利能力,还会影响公司的存续和扩张,损害股东的利益。作为公司重要的外部股东,机构投资者为了维护自身权益、履行受托责任,有充分的动机抑制管理层机会主义行为,改善投资效率(Bushee,1998)^[17]。机构投资者虽然可以通过提案、投票、与管理层私下协商等方式监督公司投资行为,但在信息不对称的环境下,缺乏足够的信息对内部人实施有效的监督。而实地调研可以获得增量信息优势,能够帮助机构投资者积极履行股东

监督职能(Cheng等,2019)^[18],督促管理层在公司投资决策时选择符合企业长期发展利益的项目,从而缓解代理冲突,抑制非效率投资。

其次,未持股的机构投资者对管理层也具有监督作用,有助于降低管理层自利空间,抑制管理层机会主义行为,缓解公司非效率投资。一方面,未持股的机构投资者为有效甄别企业投资机会,会更加注重和挖掘管理层试图隐藏的信息,尤其是负面信息,识别管理层在投资过程中的机会主义行为,这将加大管理层机会主义行为被发现的概率,降低管理层自利空间;另一方面,未持股的机构投资者在调研后的行为选择也会抑制管理层机会主义行为:一是机构投资者若不再关注该公司,或者是发布负面的调研报告,那么潜在的投资者不会买入股票,现有的机构投资者也可能会抛售股票,公司股票流动性风险将加大(胡淑娟和黄晓莺,2014)^[19]。为防范和应对机构实地调研后可能引发的负面后果,管理层会减少选择性披露,从而降低管理层自利空间,抑制非效率投资。二是机构投资者买入公司股票会向其他投资主体传递该公司具有投资价值的积极信号,提高管理层声誉,实现一定程度的激励相容,从而缓解代理人 and 股东之间的代理冲突,降低非效率投资。

最后,机构实地调研信息的披露能够打破“信息迷雾”,提高信息透明度。机构实地调研后,上市公司的分析师跟踪人数和媒体报道数量将显著增加(Cheng等,2019)^[18]。这表明,机构实地调研还能吸引其他外部监督力量共同参与公司治理,改善公司信息披露的质量。而信息不对称程度的降低有助于优化资源配置效率,抑制公司非效率投资。

综上所述,机构实地调研有助于机构投资者更好地发挥公司监督作用,抑制被调研公司的非效率投资。因此,本文提出如下假设:

H₁: 给定其他条件不变,机构实地调研能显著抑制公司非效率投资。

2. 机构实地调研抑制公司非效率投资的机制分析

以上分析表明,机构实地调研能够有效抑制公司非效率投资。为进一步厘清其内在逻辑关系和作用机理,接下来将从代理冲突和信息不对称两个角度进行机制分析,具体作用路径如图1所示。

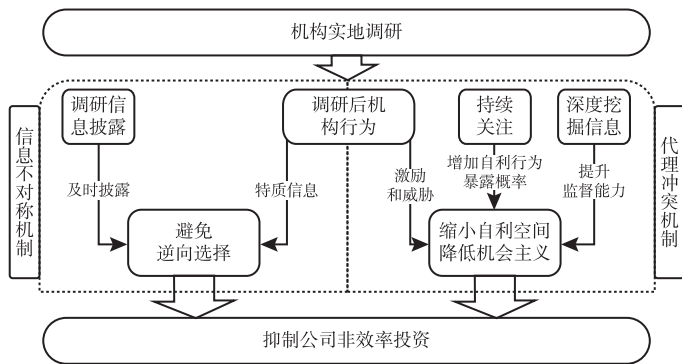


图1 机构实地调研影响公司非效率投资的作用路径

(1)代理冲突机制。机构实地调研可以从以下三个方面加强对管理层的监督和激励,降低管理层机会主义行为,缓解代理冲突,进而抑制公司非效率投资。

第一,深度挖掘公司信息,抑制管理层机会主义行为。机构投资者通过实地调研可以与公司管理层进行面对面交谈,还可以亲临一线,获取厂房、设备、组织架构等方面的一手信息,同时还能通过留意接待调研的工作人员尤其是高管的用词、语气、面部表情以及肢体动作等细节及时捕捉到公司尚未明确披露的信息,甚至一些管理层试图掩盖的信息也可能被挖掘出来。由此产生的信息增量优势有助于增强机构投资者的监督和治理能力,抑制公司非效率投资。

第二,持续关注企业,加大管理层机会主义行为被发现的概率。机构实地调研的随机性以及持续性等特点,有助于机构投资者对被调研对象形成长期有效的监督,提高管理层机会主义行为被发现的概

率。迫于机构投资者持续监督的压力提升、寻租成本增加,管理层可能更倾向于做出符合委托人利益的投资决策(张勇和殷俊明,2018)^[20],这也将缓解股东和管理层之间的利益冲突,抑制非效率投资。

第三,实地调研后的机构投资者行为会对管理层形成隐性激励和威胁。实地调研后,机构投资者的持续关注、买入股票、增持和发布正面的调研报告等行为,会向其他市场参与者传递积极信号,提高管理层声誉。由此产生的隐性激励能够缓解管理层与股东间的利益冲突,实现一定程度的激励相容,降低监督成本,缓解代理冲突,从而抑制非效率投资。同时,为避免因减持和发布负面调研报告等消极行为对自身职业声誉和安全的威胁,管理层可能会减少自利性行为,更加努力地致力于为股东创造价值,从而抑制非效率投资。

因此,本文提出如下假设:

H₂:给定其他条件不变,机构实地调研通过缓解代理冲突来抑制公司非效率投资。

(2)信息不对称机制。在不完全竞争的市场情境下,信息不对称是导致公司投资扭曲的主要原因(Myers和Majluf,1984)^[12]。而调研信息的公开披露能够打破信息迷雾,机构实地调研后的行为能够增加公司特质信息含量,缓解因信息不对称导致的非效率投资。

第一,机构实地调研信息的及时披露,有助于缓解信息不对称。2010年以前,机构实地调研信息并不对外公布,与机构实地调研相关的信息存在迷雾。而随着“互动易”和“上证e互动”平台的推出,使得机构实地调研信息更容易获取。机构实地调研信息的及时披露,使投资者能够更便捷地获取公司特质信息,有助于降低公司内外部信息不对称,增进投资者对公司的了解。而投资者与公司之间信息透明度的增加,将会提高资本市场对公司信息的解读效率,使外部投资者能更准确了解和掌握公司投资项目的运营和未来发展情况,从而优化资源配置效率,抑制公司非效率投资。

第二,机构实地调研后的行为会向市场释放公司特质信息,缓解公司内外部信息不对称。一方面,实地调研之后,机构投资者的进入和增持行为会向市场传递积极信号,进而提振外部投资者的投资信心。此时,拥有良好投资机会的公司会更容易吸引外界投资者的关注,外界投资者对投资项目的评估也更为乐观。由此带来的融资便利可以帮助公司以合理的融资成本获得外部融资,缓解因“逆向选择”而产生的非效率投资。另一方面,机构投资者的取消关注、减持和发布负面调研报告等行为,向市场传递企业存在投资风险的信号,对企业形成资源约束,迫使管理层合理规划企业投资项目,抑制非效率投资。

因此,本文提出如下假设:

H₃:给定其他条件不变,机构实地调研通过提高信息透明度来抑制公司非效率投资。

三、研究设计

1. 模型设定与变量定义

本文借鉴温忠麟等(2005)^[21]的中介效应检验方法,构建式(1)验证假设H₁,构建式(2)、式(3)验证假设H₂和假设H₃:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Visit_{it} + \beta' X_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$MV_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Visit_{it} + \varphi' X_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \omega_0 + \omega_1 Visit_{it} + \omega_2 MV_{it} + \omega' X_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Y_{it} 表示公司的非效率投资。本文参考已有研究(Richardson,2006)^[22],利用式(4)^①分行

① Invest 为该公司当年新增投资额与上期初总资产的比值。其中,新增投资额 = 购建固定资产、无形资产及其他长期资产的支出 + 取得子公司及其他营业单位支付的现金净额 - 处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额 - 折旧。Growth 为营业收入增长率;LEV 为资产负债率;Cash 为现金及现金等价物与总资产的比值;Age 为上市年限;Size 为资产规模;Return 为考虑现金红利再投资的年个股回报率;Year 和 IND 为年份和行业虚拟变量。

业分年度进行回归并计算残差。当残差小于 0 时,表示投资不足;当残差大于 0,则表示投资过度。投资不足和投资过度都体现了公司的非效率投资(方红星和金玉娜,2013^[14];刘行和叶康涛,2013^[23])。故此,本文使用残差的绝对值来度量非效率投资。

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Growth_{i,t-1} + \alpha_2 LEV_{i,t-1} + \alpha_3 Cash_{i,t-1} + \alpha_4 Age_{i,t-1} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 Return_{i,t-1} + \alpha_7 Invest_{i,t-1} + \sum Year + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$Visit_{it}$ 表示机构实地调研。借鉴 Cheng 等(2019)^[18]的研究,本文将机构投资者参观公司厂房、总部或与公司管理人员直接面对面沟通交流判定为机构实地调研,使用 1 加上该公司本年度被机构实地调研次数的自然对数进行度量。具体的计算步骤如下:首先,从 Wind 数据库获取投资者调研信息^①,并从中筛选出有机构投资者参与调研的上市公司名单;其次,通过 Python 软件从巨潮资讯网爬取名单中上市公司投资者关系活动表,并对文档进行结构化处理,获取参与人员、接待人员和地点等信息;再次,对于识别的信息逐条进行人工判别是否符合实地调研定义,若是则赋值为 1,否则为 0;最后,按年份进行加总,获得上市公司当年机构实地调研次数。

MV_{it} 表示中介变量,分别为代理冲突($Acost$)和信息透明度($Opaque$)。对于代理冲突,本文借鉴李寿喜(2007)^[24]的做法,根据公司当年管理费用率是否大于行业管理费用率来度量。若公司当年管理费用率大于行业管理费用率,则 $Acost$ 赋值为 1,表示该公司的代理冲突问题较为严重;否则, $Acost$ 赋值为 0,表示该公司的代理冲突问题较轻。其中,管理费用率为管理费用与营业收入的比值。对于信息透明度的度量,本文利用修正的 Jones 模型(Dechow 等,1995)^[25]计算可操控应计利润,用其绝对值表示信息透明度($Opaque$),该值越大,表明信息透明度越低。

X_{it} 为控制变量。辛清泉等(2007)^[26]发现,高管薪酬会影响投资效率。为此,本文控制了高管薪酬($Salary$)。当公司自由现金流量越多时,经理人可支配的资源越多,公司越容易发生过度投资(Richardson,2006)^[22]。因此,本文控制了公司自由现金流(fcf),其值为公司年度经营活动现金净流量减去式(4)估算的预计投资额。同时,本文还参考刘行和叶康涛(2013)^[23]的做法,设置一个自由现金流正负号的虚拟变量(nec)。本文还控制了董事会规模($Board$)、公司规模($Size$)、第一大股东持股比($First$)、独董规模($Outdir$)、是否二合一($DUAL$)、控制权和现金流权的分离程度($Separation$)、产权性质(SOE)和高管持股比例($Mhold$)。

v_t 为年份固定效应; u_t 为行业固定效应; ε_{it} 为扰动项。本文对所有连续变量进行了标准化处理,并采用稳健标准误。

2. 样本数据选取和初步分析

虽然 2010 年深交所就要求主板上市公司在年报中披露投资者访问情况,并对披露的内容以及格式提出具体要求。但是, Wind、“互动易”和“上证 e 互动”等平台对相关数据的收集和披露起始年份为 2012 年。2018 年中国证监会出台新修订的《上市公司治理准则》对机构投资者及其行为做出了新的规定。因此,为规避因样本选择偏误带来的估计误差,本文以 2012—2017 年 A 股上市公司为初始样本,并按如下标准进行筛选:①剔除金融保险行业的样本;②剔除被 ST 的样本;③剔除有关变量缺失的样本。为消除极端值的影响,本文对主要连续变量进行上下 1% 缩尾处理,最终样本量为 3396 个。除机构实地调研的原始数据来源于 Wind 数据库外,其余数据均来源于 CSMAR 数据库。

表 1 中的 Panel A 列示了样本公司历年被机构实地调研的情况。从受调研次数来看,在样本期间内,样本公司平均每年被机构投资者实地调研 6.45 次;从总体趋势来看,年实地调研次数呈上

① Wind 数据库中的投资者活动类别主要分为分析师会议、路演活动、媒体采访、特定对象调研、投资者接待日活动、现场参观、新闻发布会、业绩说明会、一对一沟通和其他。除现场参观外,不能确认其他类型的调研活动是否为实地调研,因此需要进一步确认。

升态势;分年度来看,越来越多的公司被机构实地调研。上述结果表明,实地调研日益成为机构投资者与上市公司进行沟通的重要方式,也意味着公司可以借助实地调研与机构投资者建立可持续的沟通桥梁,增强与投资者之间的互动交流。未参与调研的投资者也可以通过“互动易”以及“上证 e 互动”这两个平台及时了解机构实地调研的具体情况。从 Panel B 可以看出, Y_{it} 的均值为 0.060,表明样本公司的非效率投资额约占总资产的 6%, Y_{it} 极小值为 0.000,极大值为 0.400,说明样本公司之间的非效率投资差异较大。 $Acost$ 的均值(中位数)为 0.390(0.000),标准差为 0.490,表明样本公司之间的代理冲突存在较大差异。 $Opaque$ 的均值(中位数)为 0.060(0.040),与王珊(2017)^[2]的研究结果基本一致。此外,其他控制变量的均值与中位数较为接近,意味着样本分布较为均衡。

表 1 描述性统计

| Panel A: 年度机构实地调研情况 | | | | | | | |
|---------------------|------|--------|--------------|--------|--|--|--|
| 年份 | 观测值 | 实地调研次数 | 平均每一家公司受调研次数 | 占比 | | | |
| 2012 | 476 | 3122 | 6.56 | 14.26% | | | |
| 2013 | 392 | 2786 | 7.11 | 12.72% | | | |
| 2014 | 562 | 3871 | 6.89 | 17.68% | | | |
| 2015 | 649 | 3692 | 5.69 | 16.86% | | | |
| 2016 | 701 | 4383 | 6.25 | 20.02% | | | |
| 2017 | 616 | 4044 | 6.55 | 18.46% | | | |
| Total | 3396 | 21898 | 6.45 | 100% | | | |

| Panel B: 主要变量的描述性统计 | | | | | | | |
|---------------------|--------------|------|--------|-------|--------|--------|--------|
| 变量名 | 变量符号 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 极小值 | 中位数 | 极大值 |
| 非效率投资 | Y_{it} | 3396 | 0.060 | 0.070 | 0.000 | 0.050 | 0.400 |
| 机构实地调研 | $Visit$ | 3396 | 1.630 | 0.810 | 0.000 | 1.610 | 3.530 |
| 代理冲突 | $Acost$ | 3396 | 0.390 | 0.490 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| 信息透明度 | $Opaque$ | 3396 | 0.060 | 0.070 | 0.001 | 0.040 | 0.450 |
| 高管薪酬 | $Salary$ | 3396 | 15.360 | 0.690 | 13.670 | 15.330 | 17.140 |
| 自由现金流 | fcf | 3396 | 0.090 | 0.200 | -0.520 | 0.080 | 1.080 |
| fcf 的虚拟变量 | nec | 3396 | 0.180 | 0.380 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| 第一大股东持股比例 | $First$ | 3396 | 0.280 | 0.180 | 0.001 | 0.280 | 0.730 |
| 两权分离度 | $Separation$ | 3396 | 0.060 | 0.080 | 0.000 | 0.000 | 0.280 |
| 是否两职合一 | $DUAL$ | 3396 | 0.260 | 0.440 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| 产权性质 | SOE | 3396 | 0.360 | 0.480 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| 资产负债率 | LEV | 3396 | 0.440 | 0.210 | 0.040 | 0.440 | 0.880 |
| 公司规模 | $Size$ | 3396 | 22.020 | 1.180 | 19.410 | 21.900 | 25.250 |
| 高管持股比例 | $Mhold$ | 3396 | 0.110 | 0.170 | 0.000 | 0.000 | 0.660 |
| 董事会规模 | $Board$ | 3396 | 2.140 | 0.190 | 1.610 | 2.200 | 2.710 |
| 独董规模 | $Outdir$ | 3396 | 0.370 | 0.050 | 0.330 | 0.330 | 0.570 |

四、实证检验与结果分析

1. 机构实地调研与公司非效率投资的回归分析

表 2 的列(1)为假设 H_1 的 OLS 估计结果。 $Visit$ 的系数显著为负,表明机构实地调研能显著抑制非效率投资,验证了假设 H_1 。从 $Visit$ 回归系数大小上看,机构实地调研每增加一个单位,企业非效率投资将平均减少 0.0035 个单位 ($-0.041 \times 0.070/0.810$),考虑到样本期内非效率投资的均值为 0.08,因此机构实地调研对公司非效率投资的影响较大。另外, SOE 的估计系数显著为负,表明相比国有企业,非国有企业的非效率投资程度更为严重,与刘行和叶康涛(2013)^[23]的研究结论一致。 $Size$ 的估计系数显著为负,表明相比规模小的公司,大公司的非效率投资程度越低,也与方红星和金玉娜(2013)^[14]的发现一致。 $Outdir$ 的估计系数显著为正,表明独立董事在投资决策当中并未起到很好的治理作用。此外,考虑到不同公司之间在时序上可能存在相关性,本文在列(2)中采

用公司聚类稳健标准误,结论不变。

本文的实证结果还可能受到内生性问题干扰,比如,被市场低估的公司更容易受到机构投资者的实地调研。为此,本文选取 1 加上行业年平均调研次数的自然对数 (*Mvisit*) 作为外生工具变量,采用 2SLS 进行回归。此外,Han 等(2018)^[27]发现,公司注册地的极端天气状况也是影响机构实地调研的重要外生因素。为此,本文还引入公司注册地的极端天气比 (*weather*)^①作为另外一个外生工具变量。

列(3)和列(4)显示了 2SLS 的估计结果。从列(3)可以看出,*Mvisit* 的系数显著为正,*weather* 的系数显著为负,表明天气越恶劣,机构实地调研次数越少。Cragg-Donald Wald F 统计值大于 Stock-Yog 弱工具变量识别检验的 10% 临界值(37.794 > 19.93),拒绝弱工具变量假说;Sargan 检验的 *p* 值为 0.990,拒绝过度识别假说。如列(4)所示,*Visit* 的系数显著为负,说明结论较为稳健。

表 2 基准回归结果

| 变量 | 非效率投资 | | 机构实地调研 | 非效率投资 |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | OLS | OLS | 2SLS: first | 2SLS: second |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Visit</i> | -0.041 *** (-2.661) | -0.041 ** (-2.363) | | -0.401 *** (-3.360) |
| <i>Mvisit</i> | | | 0.188 *** (7.287) | |
| <i>weather</i> | | | -0.082 *** (-4.786) | |
| <i>Acost</i> | | | | |
| <i>Opaque</i> | | | | |
| <i>Salary</i> | -0.008 (-0.341) | -0.008 (-0.304) | 0.204 *** (10.380) | 0.069 ** (2.119) |
| <i>fcf</i> | 0.161 (1.504) | 0.161 (1.457) | 0.046 (0.269) | 0.178 (1.007) |
| <i>nec</i> | -0.035 (-0.964) | -0.035 (-0.961) | -0.120 *** (-2.695) | -0.086 * (-1.757) |
| <i>fcf × nec</i> | -0.185 * (-1.726) | -0.185 * (-1.671) | -0.018 (-0.106) | -0.193 (-1.087) |
| <i>First</i> | 0.014 (0.627) | 0.014 (0.527) | 0.007 (0.275) | 0.016 (0.651) |
| <i>Separation</i> | -0.017 (-1.010) | -0.017 (-0.917) | 0.031 * (1.772) | -0.004 (-0.194) |
| <i>DUAL</i> | -0.027 (-0.660) | -0.027 (-0.586) | 0.075 * (1.855) | -0.001 (-0.026) |
| <i>SOE</i> | -0.096 ** (-2.354) | -0.096 ** (-2.073) | -0.027 (-0.620) | -0.109 ** (-2.391) |
| <i>LEV</i> | 0.039 (1.394) | 0.039 (1.241) | -0.014 (-0.878) | 0.035 ** (2.086) |
| <i>Size</i> | -0.097 *** (-3.975) | -0.097 *** (-3.617) | 0.119 *** (6.084) | -0.058 ** (-2.389) |
| <i>Mhold</i> | -0.015 (-0.583) | -0.015 (-0.493) | 0.088 *** (3.736) | 0.019 (0.694) |
| <i>Board</i> | -0.001 (-0.039) | -0.001 (-0.032) | 0.040 * (1.886) | 0.013 (0.569) |
| <i>Outdir</i> | 0.041 ** (2.121) | 0.041 * (1.881) | 0.040 ** (2.029) | 0.054 *** (2.606) |
| 常数项 | 0.094 (0.784) | 0.094 (0.935) | 0.106 (0.154) | 0.074 (0.105) |
| 年度/行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3396 | 3396 | 3396 | 3396 |
| R ² | 0.119 | 0.119 | 0.147 | -0.003 |

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 T 值,下同

2. 机构实地调研抑制公司非效率投资的机制检验

表 3 中的列(1)和列(2)显示了代理冲突的中介效应检验结果。列(1)中,*Visit* 的系数显著为负,说明机构实地调研有效缓解了代理冲突。此外,*Salary* 的系数显著为正,说明高管货币薪酬激励加剧了代理冲突。可能的解释是,高管利用自身的权力进行寻租,比如更多的在职消费(卢锐

① 如果发生了以下情形之一的都判定该地区出现了极端天气:日最低温度达到了零下 10℃ 及以下;日最高温度大于等于 38℃;日降水量超过 50 毫升。*weather* 等于出现极端天气的年总天数除以 360,表示该地区发生极端天气的天数占全年总天数的比值。

等,2008)^[28]。列(2)中, *Visit* 的系数显著为负, *Acost* 的系数显著为正,表明机构实地调研对非效率投资的抑制作用是通过缓解代理冲突问题实现的。代理冲突在机构实地调研与非效率投资关系中起部分中介作用,假设 H₂ 通过检验。

列(3)和列(4)显示了信息透明度的中介效应检验结果。列(3)中, *Visit* 的系数显著为负,表明随着机构实地调研次数的增多,公司信息透明度随之提高;列(4)中, *Visit* 的系数显著为负, *Opaque* 的系数显著为正,表明信息透明度也是机构实地调研影响非效率投资的中介影响机制,假设 H₃ 得到验证。

表 3 机制检验结果

| 变量 | H ₂ | | H ₃ | |
|-------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 代理冲突 | 非效率投资 | 信息透明度 | 非效率投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Visit</i> | -0.089 **(-2.330) | -0.040 ***(-2.586) | -0.035 *(-1.695) | -0.037 **(-2.415) |
| <i>Acost</i> | | 0.066 *(1.806) | | |
| <i>Opaque</i> | | | | 0.118 *** (4.938) |
| <i>Salary</i> | 0.144 *** (3.083) | -0.010 (-0.434) | 0.002 (0.064) | -0.008 (-0.355) |
| <i>fcf</i> | -3.308 (-0.558) | 0.162 (1.521) | -0.000 (-0.001) | 0.161 * (1.765) |
| <i>nec</i> | 0.008 (0.070) | -0.034 (-0.957) | 0.044 (0.635) | -0.040 (-1.134) |
| <i>fcf × nec</i> | -0.615 (-0.073) | -0.185 * (-1.733) | 0.018 (0.116) | -0.187 ** (-2.043) |
| <i>First</i> | -0.240 *** (-4.231) | 0.017 (0.766) | 0.012 (0.322) | 0.012 (0.573) |
| <i>Separation</i> | -0.040 (-0.993) | -0.016 (-0.961) | -0.015 (-0.780) | -0.015 (-0.910) |
| <i>DUAL</i> | 0.029 (0.331) | -0.027 (-0.672) | 0.040 (0.816) | -0.032 (-0.788) |
| <i>SOE</i> | -0.018 (-0.181) | -0.095 ** (-2.332) | -0.071 (-1.558) | -0.088 ** (-2.161) |
| <i>LEV</i> | -0.529 *** (-4.635) | 0.043 (1.494) | 0.029 * (1.842) | 0.036 (1.253) |
| <i>Size</i> | -0.505 *** (-9.514) | -0.090 *** (-3.644) | -0.056 ** (-2.167) | -0.090 *** (-3.746) |
| <i>Mhold</i> | -0.062 (-1.188) | -0.014 (-0.568) | -0.039 (-1.634) | -0.010 (-0.403) |
| <i>Board</i> | -0.018 (-0.363) | -0.000 (-0.024) | -0.007 (-0.443) | 0.000 (0.001) |
| <i>Outdir</i> | 0.010 (0.228) | 0.040 ** (2.122) | 0.017 (0.991) | 0.039 ** (2.017) |
| 常数项 | -13.280 *** (-12.226) | 0.076 (0.634) | -0.530 *** (-4.944) | 0.156 (1.334) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度/行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3396 | 3396 | 3396 | 3396 |
| R ² | 0.086 | 0.120 | 0.032 | 0.132 |

3. 稳健性检验

(1) 双重差分法。虽然在基准回归分析中采用了 2SLS 来缓解模型中可能存在的内生性问题,但结论依然可能受到遗漏变量、测量误差等的干扰。为此,本文利用“互动易”平台^①的推出作为外生冲击事件,使用双重差分方法(DID)进一步识别机构实地调研与公司非效率投资的因果关系。具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_1 post_t \times treat_i + \beta' X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

① 2010 年 1 月 1 日,深交所正式推出“上市公司投资者关系互动平台”,针对试运行发现的诸多问题,深交所于 2011 年 11 月 12 日推出升级版,更名为“互动易”平台,并在“投资者关系栏目”中披露机构投资者现场调研、现场接待、交流等活动情况。2012 年,《深圳证券交易所创业板股票上市规则》的修订版中要求上市公司在官网中开设“投资者关系”栏目,并及时披露机构实地调研情况。至此,深市所有上市公司自 2012 年才开始全面系统地公开披露机构实地调研情况。再者,考虑到上市公司披露机构实地调研情况存在时间上的延迟。因此,本文综合考虑后选择 2012 年作为外生事件发生的时间节点。

式(5)采用2009—2017年我国深市A股非金融类上市公司的机构实地调研数据进行分析^①。式中 $post_t$ 为时间虚拟变量,以“互动易”平台成立的年份为界,当样本期间处于2012年及之后赋值为1,否则赋值为0。对于控制组和实验组的划分,首先设置一个连续变量,令 $treat$ 等于平台推出前三期企业 i 的平均受机构实地调研次数 ($pvisit_i$)。此外,本文还借鉴黄炳艺等(2020)^[29]的方法,按照 $pvisit_i$ 的中位数进行分组,若 $pvisit_i$ 高于中位数则定义为受机构实地调研次数较高组, $treat$ 赋值为1,否则定义为受机构实地调研次数较低组, $treat$ 赋值为0。其余变量与式(1)中的定义一致。

双重差分法的前提是需要满足平行趋势的假设,即控制组和实验组在外生事件发生前的期间内其变化趋势是一致的。为此,本文利用式(6)进行平行趋势检验:

$$Y_{i,t} = \sum_{t=2009}^{2017} \beta_t \cdot treat_i \times year_n + \beta' X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在式(6)中,考虑到“互动易”平台实际推出的时间为2011年11月12日,本文以2010年作为基准年。 β_t 表示“互动易”平台推出在年份 t 对公司非效率投资的政策效应。

图2为在95%置信区间(5%的显著性水平)下 β_t 的估计结果。 β_{2009} 和 β_{2011} 的估计系数都不显著,说明在“互动易”平台推出之前的年份,两组样本间的非效率投资并不存在明显的差异,满足平行趋势假设。

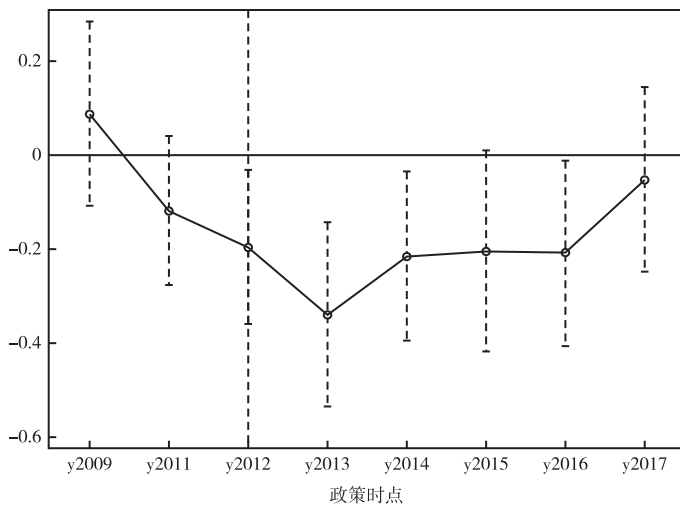


图2 平行趋势检验

双重差分法的回归结果如表4所示。其中列(1)~列(3)中的 $treat$ 是 $pvisit_i$,列(4)~列(6)中的 $treat$ 是按照 $pvisit_i$ 中位数分组后设置的虚拟变量。表4中的 $treat \times post$ 的系数均在1%的水平下显著为负,表明机构实地调研能够显著抑制非效率投资。

表4 双重差分的估计结果

| 变量 | $treat$ 为 $pvisit_i$ | | | $treat$ 为按照 $pvisit_i$ 中位数分组的虚拟变量 | | |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $treat \times post$ | -0.069 *** (-3.383) | -0.068 *** (-3.353) | -0.069 *** (-3.357) | -0.177 *** (-3.634) | -0.175 *** (-3.584) | -0.180 *** (-3.645) |

① 由于 Wind 数据库中机构实地调研的数据收集起始于2012年,因此本文手工收集了2009—2011年间机构实地调研的数据。为增强手工收集数据的可靠性,本文还对手工收集的数据进行人工交叉查验。

续表 4

| 变量 | treat 为 $pvisit_i$ | | | treat 为按照 $pvisit_i$ 中位数分组的虚拟变量 | | |
|----------------|--------------------|-------|-------|---------------------------------|-------|-------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 否 | 是 | 是 | 否 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 否 | 是 | 是 | 否 | 是 | 是 |
| 个体固定效应 | 否 | 否 | 是 | 否 | 否 | 是 |
| 观测值 | 5018 | 5018 | 5018 | 5018 | 5018 | 5018 |
| R ² | 0.012 | 0.017 | 0.018 | 0.013 | 0.017 | 0.019 |

(2) 考虑样本自选择问题。机构投资者可能会选择被市场低估以及发展前景良好的公司作为实地考察对象。因此机构实地调研对象的选择可能并不是随机的,这也会对本文的研究结论产生干扰。为此,本文采用以下两种方法进行应对。

第一, Heckman 两阶段法。借鉴 Han 等 (2018)^[27], 选择公司成长性 (*Growth*)、是否亏损 (*profit*)、投资机会 (*TobinQ*)、账面市值比 (*MB*)、分析师覆盖率 (*AF*)、公司规模 (*Size*)、上市年限 (*Age*)、资产负债率 (*LEV*)、产权性质 (*SOE*)、市场占有率 (*Mshare*) 以及极端天气比 (*weather*) 作为机构投资者决定是否实地考察的公司特质进入 Heckman 第一阶段。根据式 (7), 算出逆米尔斯比 (*lambda*) 后带入式 (1) 中进行第二阶段的估计。在式 (7) 中, pv_{it} 是虚拟变量。当 t 年 i 公司被机构实地调研时, pv_{it} 取值为 1, 否则为 0。具体选择模型如下:

$$pv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 weather_{i,t} + \sum_2^{11} \alpha X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Heckman 两阶段法的估计结果如表 5 所示。从第一阶段的估计结果来看, 上市公司所在地区的天气状况是影响机构投资者是否实地调研的重要因素。此外, 机构投资者更倾向于选择年轻的、规模大的、分析师跟踪率高的、财务风险低的、成长性好的以及盈利好的上市公司作为调研对象。从第二阶段的估计结果来看, *lambda* 的系数显著为正, 表明样本存在选择偏误。在加入了 *lambda* 变量之后, *Visit* 的系数显著为负, 表明在缓解样本选择偏误的干扰后, 结论依然成立。

表 5 Heckman 两阶段法估计结果

| Heckman 第一阶段 | 因变量为是否被实地调研 | | Heckman 第二阶段 | 因变量为非效率投资 | |
|---------------------------------------|-------------|--------|-------------------|-----------|--------|
| | 回归系数 | T 值 | | 回归系数 | T 值 |
| <i>weather</i> | -0.103*** | -3.223 | <i>Visit</i> | -0.031* | -1.906 |
| <i>Growth</i> _{<i>i,t-1</i>} | 0.513** | 2.290 | <i>Salary</i> | -0.0002 | 0.001 |
| <i>profit</i> _{<i>i,t-1</i>} | 0.087** | 2.523 | <i>fcf</i> | 0.168 | 1.622 |
| <i>TobinQ</i> _{<i>i,t-1</i>} | 0.042 | 0.766 | <i>nec</i> | -0.037 | -1.013 |
| <i>MB</i> _{<i>i,t-1</i>} | 0.004 | 0.092 | <i>fcf × nec</i> | -0.191* | -1.841 |
| <i>AF</i> _{<i>i,t-1</i>} | 0.282*** | 5.878 | <i>First</i> | 0.013 | 0.575 |
| <i>Size</i> _{<i>i,t-1</i>} | 0.096* | 1.841 | <i>Separation</i> | -0.020 | -1.237 |
| <i>Age</i> _{<i>i,t-1</i>} | -0.116** | -2.330 | <i>DUAL</i> | -0.027 | -0.658 |
| <i>LEV</i> _{<i>i,t-1</i>} | -0.050** | -2.144 | <i>SOE</i> | -0.133*** | -3.132 |
| <i>SOE</i> _{<i>i,t-1</i>} | -0.103** | -2.186 | <i>LEV</i> | 0.033 | 1.190 |
| <i>Mshare</i> _{<i>i,t-1</i>} | -0.019 | -0.694 | <i>Size</i> | -0.080*** | -3.152 |
| | | | <i>Mhold</i> | -0.012 | -0.472 |
| | | | <i>Board</i> | -0.004 | -0.179 |
| | | | <i>Outdir</i> | 0.038* | 1.945 |
| | | | <i>lambda</i> | 0.707** | 2.457 |
| 常数项 | 1.929*** | 36.612 | 常数项 | 0.072 | 0.591 |
| 年度/行业固定效应 | 是 | | 年度/行业固定效应 | 是 | |
| 观测值 | 3282 | | 观测值 | 3282 | |
| Pseudo R ² | 0.105 | | R ² | 0.120 | |

第二,倾向得分匹配(PSM)。由于上交所并未强制上市公司在年报中披露投资者调研信息,这就为PSM方法提供了天然的实验对象。本研究将沪市169家样本公司(185个观测值)作为处理组,2012—2017年间未发生实地调研的沪市A股作为对照组,按照公司规模(Size)、股票年回报率(RE)、上市年龄(Age)、分析师覆盖(AF)、成长性(Growth)、投资机会(Tobin Q)、账面市值(MB)比、是否盈利(Profit)、行业以及年份进行匹配。利用Logit模型估计倾向得分,采用半径匹配法(半径为0.0001),在满足“共同支持”的条件下进行匹配,结果如表6所示。由表6可知,匹配后样本偏差都小于5%,且通过LR检验($p > \chi^2 = 1.000$),匹配结果满足平衡假设条件。

表6 公司是否被实地调研的匹配平衡检验结果

| 变量 | 样本 | 均值 | | 标准偏差 | 标准偏差 减少幅(%) | T值检验 相伴概率 |
|--------|-----|--------|--------|-------|----------------|--------------|
| | | 处理组 | 对照组 | | | |
| RE | 配对前 | 0.228 | 0.181 | 9.8 | 60.3 | 1.22 |
| | 配对后 | 0.187 | 0.207 | -3.9 | | -0.35 |
| Age | 配对前 | 2.664 | 2.593 | 13.8 | 73.5 | 1.61 |
| | 配对后 | 2.633 | 2.652 | -3.7 | | -0.32 |
| aly | 配对前 | 2.002 | 1.422 | 53.4 | 99.0 | 6.50*** |
| | 配对后 | 1.851 | 1.857 | -0.5 | | -0.05 |
| Growth | 配对前 | 0.313 | 1.841 | -7.1 | 99.1 | -0.65 |
| | 配对后 | 0.335 | 0.320 | 0.1 | | 0.14 |
| TobinQ | 配对前 | 1.502 | 1.818 | -15.4 | 85.0 | -1.58 |
| | 配对后 | 1.543 | 1.500 | 2.3 | | 0.3 |
| MB | 配对前 | 1.234 | 1.223 | 0.9 | -24.3 | 0.11 |
| | 配对后 | 1.251 | 1.263 | -1.1 | | -0.09 |
| Profit | 配对前 | 0.178 | 0.153 | 6.6 | 50.3 | 0.87 |
| | 配对后 | 0.151 | 0.138 | 3.3 | | 0.30 |
| Size | 配对前 | 22.710 | 22.488 | 15.4 | 88.2 | 1.93* |
| | 配对后 | 22.665 | 22.691 | -1.8 | | 0.30 |

表7列示了匹配后的平均处理效应。由表7可知,在匹配前,处理组和对照组的非效率投资水平分别为0.071和0.083,并在5%的水平上存在显著差异;匹配后,处理组和对照组的非效率投资仍然在5%的水平下显著为负。可见,在控制了样本选择偏误对实证结果的干扰后,机构实地调研与非效率投资仍然呈显著的负相关关系。

表7 公司是否被实地调研的平均处理效应

| 样本 | 处理组 | 对照组 | ATT | 标准误 | T值 |
|-----|-------|-------|--------|-------|---------|
| 配对前 | 0.071 | 0.083 | -0.012 | 0.006 | -2.04** |
| 配对后 | 0.068 | 0.083 | -0.015 | 0.005 | -2.33** |

(3)三阶段法。前文已经尽可能地对样本选择偏误和内生性问题进行了应对,但是实证结果还可能同时受到样本选择偏误和内生性问题的干扰。因此,本文采用Mroz(1987)^[30]的三阶段法再次进行估计。由于第一阶段的估计结果与Heckman第一阶段的估计结果相同,故不在此处重复列示。第二、三阶段的估计结果如表8所示。从表8中可以发现,在考虑了样本选择偏误和内生性问题后,Visit的系数仍然显著为负,再次支持了本文基准回归的结论。

表 8 三阶段法的估计结果

| 变量 | 第二阶段 | 第三阶段 |
|----------------|---------------------|-------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>Mvisit</i> | 0.179*** (8.252) | |
| <i>weather</i> | 0.016 (0.916) | |
| <i>Visit</i> | | -0.433** (-2.281) |
| λ | -0.287*** (-12.102) | -0.063 (-1.068) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 年份/行业固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3282 | 3282 |
| R ² | 0.187 | 0.122 |

(4)非效率投资的替代性度量。Biddle 等(2009)^[13]提出一个更为简单的残差模型估计投资效率。学者们也发现了该模型同样也适用于中国资本市场(辛清泉等,2007)^[26]。因此,本文借鉴 Biddle 等(2009)^[13]的方法重新度量非效率投资。如表 9 所示,关键变量的估计系数符号和显著性与前文汇报一致,其余控制变量的估计结果无显著变化,进一步支持了前文的结论。

表 9 变更非效率投资的度量方式

| 变量 | H ₁ | H ₂ | | H ₃ | |
|----------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | 非效率投资 | 代理冲突 | 非效率投资 | 信息透明度 | 非效率投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (6) | (7) |
| <i>Visit</i> | -0.044*** (-2.893) | -0.089** (-2.330) | -0.043*** (-2.817) | -0.035* (-1.690) | -0.040*** (-2.650) |
| <i>Acost</i> | | | 0.065* (1.769) | | |
| <i>Opaque</i> | | | | | 0.115*** (4.761) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份/行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3393 | 3396 | 3393 | 3396 | 3393 |
| R ² | 0.125 | 0.086 | 0.126 | 0.032 | 0.138 |

五、进一步分析与讨论

1. 代理冲突和信息不对称机制是否具有长期中介效应

为进一步探究代理冲突机制和信息不对称机制是否具有长期中介效应,本文在式(2)和式(3)的模型基础上,构建式(8)和式(9):

$$MV_{i,t+1} = \varphi_0 + \varphi_1 Visit_{i,t} + \varphi' X_{i,t} + v_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$Y_{i,t+1} = \omega_0 + \omega_1 Visit_{i,t} + \omega_2 MV_{i,t+1} + \omega' X_{i,t} + v_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

表 10 的列(1)和列(2)展示了代理冲突的长期中介效应检验结果。在列(1)中, *Visit* 的估计系数不显著,在列(2)中, *Acost*_{*i,t+1*} 的估计系数显著为正,但未通过 Sobel 检验,表明代理冲突机制并未产生长期中介效应,仅在短期有效。列(3)和列(4)列示了信息不对称机制的长期中介效应检验结果。在列(3)中, *Visit* 的估计系数不显著,在列(5)中, *Opaque*_{*i,t+1*} 的估计系数也不显著,表明信息不对称机制不具有长期中介效应。

上述结论表明,代理冲突和信息不对称的中介效应主要体现为短期有效,长期无效。可能的原因在于,机构实地调研行为及其信息的披露仅能影响当年公司投资决策,无法缓解在调研之后

较长一段时间内产生的代理冲突和信息不对称问题,难以对下一年度的公司投资行为形成有效监督。

表 10 长期中介效应检验结果

| 因变量 | 代理冲突机制的长期中介效应 | | 信息不对称机制的长期中介效应 | |
|--------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | $t+1$ 期的代理冲突 | $t+1$ 期的非效率投资 | $t+1$ 期的信息透明度 | $t+1$ 期的非效率投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Visit</i> | -0.009 (-0.164) | -0.032 (-1.376) | -0.001 (-0.042) | -0.032 (-1.377) |
| <i>Acos t_{i,t+1}</i> | | 0.085* (1.856) | | |
| <i>Opaqu e_{i,t+1}</i> | | | | 0.064 (1.264) |
| Sobel 检验 | | -0.0003 (0.827) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份/行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2027 | 2027 | 2027 | 2027 |
| R ² | 0.099 | 0.127 | 0.063 | 0.128 |

注:除 Sobel 检验中的括号为 p 值,其余表格括号的值均为 T 值,下同

2. 代理冲突和信息不对称机制是否受到公司内部治理环境的调节

在良好的内部治理环境下,公司的监督和激励机制能够对管理层形成有效的约束和激励,提高公司信息透明度,有效缓解股东与管理层之间的代理冲突(周茜等,2020)^[31]。当公司内部治理环境较好时,代理冲突和信息不对称问题程度较低,机构实地调研对公司信息透明度和代理冲突的治理提升空间较小。而当公司治理环境较差时,代理冲突和信息不对称问题程度较严重,机构实地调研对公司信息透明度和代理冲突的治理提升空间较大。因此,本文推测,代理冲突和信息不对称的中介效应可能在不同的内部治理环境下存在差异,并且在公司内部治理环境较差的情形下中介效应更大。为此,本文参考周茜等(2020)^[31]的方法,构建公司治理水平指标后,再按照是否大于行业中位数将样本分为内部治理环境较好组和较差组。检验结果如表 11 所示。

表 11 基于公司内部治理环境异质性的检验结果

| 因变量 | 代理冲突机制 | | | | 信息不对称机制 | | | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|
| | 内部治理环境较好组 | | 内部治理环境较差组 | | 内部治理环境较好组 | | 内部治理环境较差组 | |
| | 代理冲突 | 非效率投资 | 代理冲突 | 非效率投资 | 信息透明度 | 非效率投资 | 信息透明度 | 非效率投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>Visit</i> | -0.020 (-0.166) | -0.013 (-0.468) | -0.137* (-1.760) | -0.061** (-2.469) | -0.024 (-1.468) | -0.012 (-0.452) | -0.045*** (-3.035) | -0.057** (-2.239) |
| <i>Acos t_{it}</i> | | 0.090** (2.178) | | 0.069** (2.204) | | | | |
| <i>Opaqu e_{it}</i> | | | | | | 0.066*** (3.844) | | 0.135*** (6.594) |
| Sobel 检验 | | -0.001 (0.588) | | | | -0.001 (0.324) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份/行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

续表 11

| 因变量 | 代理冲突机制 | | | | 信息不对称机制 | | | |
|----------------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 内部治理环境较好组 | | 内部治理环境较差组 | | 内部治理环境较好组 | | 内部治理环境较差组 | |
| | 代理冲突 | 非效率投资 | 代理冲突 | 非效率投资 | 信息透明度 | 非效率投资 | 信息透明度 | 非效率投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 观测值 | 1660 | 1660 | 1736 | 1736 | 1660 | 1660 | 1736 | 1736 |
| R ² | 0.097 | 0.155 | 0.117 | 0.120 | 0.062 | 0.155 | 0.043 | 0.142 |

在列(1)中, *Visit* 的估计系数不显著,且在列(2)中, *Acost* 的估计系数显著为正,但是未通过 *Sobel* 检验,说明在内部治理环境较好的情形下,代理冲突机制失效。在列(3)和列(4)中, *Visit* 和 *Acost* 的估计系数均显著,说明内部治理环境较差的情形下,代理冲突机制具有显著的中介效应。

在列(5)和列(6)中, *Visit* 和 *Acost* 的估计系数不显著, *Opaque* 的估计系数显著为正,但是未通过 *Sobel* 检验,说明在内部治理环境较好的情形下,信息不对称机制也失效。在列(7)和列(8)中, *Visit* 和 *Opaque* 的估计系数均显著,说明信息不对称在内部治理环境较差的情形下具有中介效应。

3. 信息环境与代理冲突的交叉影响

由信息不对称引发的“道德风险”容易助长代理人的机会主义行为,加剧代理冲突,导致非效率投资(Bertrand 和 Mullainathan, 2003)^[11]。因此,代理冲突的中介作用还会受到上市公司信息环境的影响。具体表现为两个方面:第一,相比较于信息透明度高的公司而言,信息透明度低的上市公司其自身的代理冲突较为严重。此时,代理冲突的中介效应在信息透明度低的上市公司应更加显著。第二,机构实地调研的信息治理作用在不同信息环境下的边际效应有较大差异。因为,信息透明度好的上市公司披露的信息含量和质量较高,机构实地调研的信息治理作用有限,从而信息透明度对代理冲突的治理效应被弱化,代理冲突的中介效应也更不明显。

关于中介效应调节因素的检验,Preacher 等(2007)^[32]提供了两种检验方法来计算条件间接效应以及标准误差。由于正态理论(normal theory)要求变量的分布为正态,而自举法放宽了此条件,因此本文采用自举法来验证代理冲突的条件间接效应,检验结果如表 12 所示。*Opaque_high*、*Opaque_middle* 和 *Opaque_low* 表示公司信息透明度从高到低。从表 12 可以发现,代理冲突的间接效应随着信息透明度降低而逐渐增强,这表明代理冲突的中介效应受上市公司信息环境的反向调节,揭示了代理冲突机制和信息透明度(信息不对称机制)在抑制非效率投资过程中存在一定的交互关系。

表 12 代理冲突的条件间接效应检验结果

| 变量 | Observed Coef. | Bootstrap Std. Err. | Z | P > z | Normal-based [95% Conf. Interval] | |
|----------------------|----------------|---------------------|--------|--------|-----------------------------------|--------|
| <i>Opaque_high</i> | -0.002 | 0.002 | 1.110 | 0.272 | -0.005 | 0.001 |
| <i>Opaque_middle</i> | -0.003 | 0.001 | -2.250 | 0.025 | -0.006 | -0.004 |
| <i>Opaque_low</i> | -0.004 | 0.002 | -2.210 | 0.027 | -0.008 | -0.001 |

六、结论与启示

1. 研究结论

本文基于委托代理理论,以代理冲突为逻辑主线,并将信息不对称纳入逻辑分析框架,综合使用多种因果识别方法探究机构实地调研对公司非效率投资的影响。研究结果表明,机构实地调研能够显著抑制公司非效率投资。机制检验发现,机构实地调研通过缓解代理冲突和降低信息不对称实现对公司非效率投资的治理效应,表明除信息机制外,代理冲突也是机构实地调研影响公司非效率投资的中介机制。

多种稳健性检验均支持了以上结论。进一步分析结果表明,代理冲突和信息不对称两个机制不具有长期中介效应,仅短期有效;代理冲突和信息不对称的中介效应能否发挥受到公司内部治理环境的调节,即两个机制的中介效应应在公司内部治理环境较差的情形下显著,在公司内部治理环境较好的情形下则不显著。此外,本文还发现,代理冲突的中介效应随着公司信息环境的改善而减弱,两个机制之间存在交互作用。研究结论不仅为正确理解机构实地调研与公司非效率投资的内在逻辑关系提供了新的理论依据,也为监管部门持续推进上市公司投资者关系管理和相关披露政策提供了有力的经验证据。

2. 启示

基于上述研究结论,可以得出以下启示和建议:

第一,监管部门应继续完善和强化上市公司投资者关系管理及相关披露规则,规范相关披露行为,提高信息透明度。目前只有深交所对上市公司的投资者访问情况提出了具体披露要求,上交所只将是否披露作为信息考评等级的评价指标,尚未强制要求上市公司在年报中披露投资者访问的具体情况。并且,深交所并未强制要求上市公司披露调研发起人、调研目的、参与调研的高管人员、谈话录音等敏感信息,也未要求上市公司瞬时披露投资者访问情况。这就使得投资者之间获取的调研信息并不对称,加大了机构投资者利用私有信息进行套利的空间,从而弱化了机构实地调研的公司治理效应。因此,监管部门应积极引导和推动上市公司提高投资者访问信息披露的透明度,明确投资者访问信息披露的标准,规范投资者访问信息披露的内容,提高投资者访问信息披露的及时性和有用性。

第二,上市公司要抓住实地调研这一契机,与机构投资者建立可持续的沟通桥梁,增进投资者的了解和信任。机构实地调研是给上市公司“送上门”的改进投资者关系、增进投资者了解和信任的良机,因而也是促进公司提升治理水平乃至公司价值的难得机遇。上市公司接受机构实地调研,有助于加强与投资者之间的良性互动,增强投资者与潜在投资者的信心,增进双方之间的信任,充分发挥机构实地调研的公司治理效应。因此,上市公司应当以积极、主动的态度对待机构实地调研,以充分发挥其积极作用。一方面,公司在接待机构实地调研时,应主动反映企业真实情况,真诚答复投资者提出的问题,避免因管理层采用模糊、敷衍等态度导致投资者对公司形成不良印象;另一方面,公司还应主动邀请机构投资者参与调研,增进机构投资者对公司的了解和信任。

第三,机构投资者应更加重视实地调研这种特殊的监督途径,积极主动开展实地调研活动,尤其是持续性调研,充分发挥其公司治理作用。机构投资者作为上市公司的重要利益相关者,应改变以往被动式“用脚投票”等消极行为,积极借助实地调研开展公司治理和监督活动,对管理层形成有效监督。同时,机构投资者对上市公司应多开展持续性追踪,实现对管理层长期性的监督,促进实现实地调研的长期效应而非目前的短期效应。此外,机构投资者在开展实地调研活动过程中,应充分关注调研流程的全面性和科学性,防止因调研流程设计漏洞、程序僵化等问题而产生的管理层规避行为,从而影响调研结果和效率。

3. 研究局限

本文研究还存在一些局限和不足之处,部分问题还有待进一步研究探讨。第一,机构实地调研度量问题。从次数层面来度量实地调研指标可能会受到机构投资者主观选择调研对象的干扰,本文虽然使用了一套组合式的稳健性检验方法,但是仍然缺乏一个严格而明确的外生事件,难以划分出泾渭分明的处理组和对照组。这一点尚有待未来发生适当的外部事件冲击提供准自然实验机会。第二,样本问题。由于数据获取方面的可能性和技术难度,本文未能将样本区分持续性调研与非持续性调研,进一步检验代理冲突和信息不对称的中介效应为何体现为短期有效、长期无效。未来可以进一步拓展数据的时间窗口和颗粒度,对此进行拓展分析。第三,异质性分析问题。限于篇幅,本文并未从机构投资者类型(如买方、卖方等)等更为广泛的角度进行异质性分析,可能会影响对相关机制及其作用细节的深度挖掘。对这些机理和细节的认识尚有待后续研究不断深化。

参考文献

[1] 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[J]. 天津: 南开管理评论, 2016, (5): 115 - 126, 138.

[2] 王珊. 投资者实地调研发挥了治理功能吗? ——基于盈余管理视角的考察[J]. 北京: 经济管理, 2017, (9): 180 - 194.

[3] 陈诣之, 潘敏. 机构投资者调研与并购绩效——基于信息不对称视角的研究[J]. 北京: 经济管理, 2022, (4): 175 - 192.

[4] Lu, X. W., H. G. Fung, and Z. Q. Su. Information Leakage, Site Visits, and Crash Risk: Evidence from China. *International Review of Economics and Finance*, 2018, 58, (11): 487 - 507.

[5] 周冬华, 张启浩. 投资者实地调研会加剧企业过度投资吗[J]. 太原: 山西财经大学学报, 2021, (7): 83 - 96.

[6] 张悦玫, 张芳, 李延喜. 会计稳健性、融资约束与投资效率[J]. 北京: 会计研究, 2017, (9): 35 - 40, 96.

[7] 林婷, 张勇, 许东彦. 机构投资者实地调研、信息环境与投资不足——基于信息不对称的视角研究[J]. 北京: 投资研究, 2019, (8): 99 - 123.

[8] 钟芳. 机构投资者实地调研能缓解企业非效率投资吗? [J]. 大连: 财经问题研究, 2020, (4): 56 - 65.

[9] Cao, S., G. Gong, and H. Shi. Private Information Acquisition and Corporate Investment: Evidence from Corporate Site Visits[R]. Working Paper, 2017.

[10] Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3, (4): 305 - 360.

[11] Bertrand, M., and S. Mullainathan. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111, (5): 1043 - 1075.

[12] Myers, S. C., and N. S. Majluf. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13, (2): 187 - 221.

[13] Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48, (2 - 3): 112 - 131.

[14] 方红星, 金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资: 理论分析与经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2013, (7): 63 - 69, 97.

[15] Shleifer, A., and R. W. Vishny. Large Shareholders and Corporate Control[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94, (3): 461 - 488.

[16] 张敏, 王成方, 姜付秀. 我国的机构投资者具有治理效应吗? ——基于贷款软约束视角的实证分析[J]. 北京: 经济管理, 2011, (4): 16 - 23.

[17] Bushee, B. J. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior[J]. *Accounting Review*, 1998, 73, (3): 305 - 333.

[18] Cheng, Q., F. Du, and B. Y. Wang, et al. Do Corporate Site Visits Impact Stock Prices? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2019, 36, (1): 359 - 388.

[19] 胡淑娟, 黄晓莺. 机构投资者关注对股票流动性的影响[J]. 郑州: 经济经纬, 2014, (6): 143 - 148.

[20] 张勇, 殷俊明. 投资者实地调研活动能够促进企业创新吗——来自深市上市公司的经验证据[J]. 太原: 山西财经大学学报, 2018, (9): 94 - 109.

[21] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 北京: 心理学报, 2005, (2): 268 - 274.

[22] Richardson, S. Over-Investment of Free Cash Flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11, (2 - 3): 159 - 189.

[23] 刘行, 叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗? [J]. 北京: 会计研究, 2013, (6): 47 - 53, 96.

[24] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. 北京: 经济研究, 2007, (1): 102 - 113.

[25] Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Hutton. Detecting Earnings Management[J]. *Accounting Review*, 1995, 70, (2): 193 - 225.

[26] 辛清泉, 林斌, 王彦超. 政府控制、经理薪酬与资本投资[J]. 北京: 经济研究, 2007, (8): 110 - 122.

[27] Han, B., D. Kong, and S. Liu. Do Analysts Gain an Informational Advantage by Visiting Listed Companies? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35, (4): 1843 - 1867.

[28] 卢锐, 魏明海, 黎文靖. 管理层权力、在职消费与产权效率——来自中国上市公司的证据[J]. 天津: 南开管理评论, 2008, (5): 85 - 92, 112.

[29] 黄炳艺, 陈书璜, 蔡欣妮. 劳动保护制度与公司资本结构关系研究——基于中国资本市场的经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2020, (9): 71 - 84.

[30] Mroz, T. The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions[J]. *Econometrica*, 1987, (4): 765 - 799.

[31] 周茜, 许晓芳, 陆正飞. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥? [J]. 北京: 管理世界, 2020, (8): 127 - 148.

[32] Preacher, K. J., D. D. Rucker, and A. F. Hayes. Addressing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods, and Prescriptions [J]. *Multivariate Behavioral Research*, 2007, 42, (1): 185 - 227.

How Does Investors' Corporate Site Visits Influence Inefficient Investment: Based on Agency Conflict and Information Asymmetry

FANG Hong-xing¹, LIN Ting²

(1. School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning, 116025, China;

2. School of Economics & Management, East China Jiaotong University, Nanchang, Jiangxi, 330013, China)

Abstract: How to strengthen communication and trust with investors has always been a difficult problem for firm, and it is also an effective way for investors to form a fair understanding of firm value and investment strategy. So, Shenzhen Stock Exchange promulgated on firm to disclose investor relations management information. There is no consensus on whether the economic consequences of investor visits are positive or negative. Whether investors' corporate site visits play a positive role in corporate governance remains to be further tested and demonstrated.

In traditional principal-agent theory, information asymmetry and agency conflict are the most common and important factors affecting the firm investment efficiency. As an important way for firm and investors to establish a two-way communication bridge, site visits can strengthen the communication and trust between firm and institutional investors, alleviate agency conflicts and reduce information asymmetry, thus affecting the firm investment efficiency?

Based on the data of China's A-share non-financial listed companies from 2012 to 2017, this paper tries to examine whether investors' corporate site visits will improve the firm investment efficiency, and further explores the internal influence mechanism. This study found that investors' corporate site visits have a significant positive impact on the firm investment efficiency. The path test found that agency conflict and information asymmetry play a part of the mediating role in the relationship between investors' corporate site visits and firm investment efficiency, but the mediating effect of agency conflict is weakened with the improvement of company's information environment. After a series of robustness tests, the above conclusions are still valid. This article describes in more detail the specific mechanism of the investors' corporate site visits on firm investment efficiency, and provides theoretical support for understanding the corporate governance effects of investors' corporate site visits. The conclusion of this paper also provides strong empirical evidence for China Securities Regulatory Commission to continue to promote and improve the investor access information disclosure policy.

This paper may have the following three contributions: (1) this paper clarifies the internal logical relationship and transmission mechanism between investors' corporate site visits and firm investment efficiency, and effectively complements the literature research on the microeconomic consequences of investors' corporate site visits. (2) this paper enriches and expands the research on the mechanism of investors' corporate site visits affecting firm inefficient investment. (3) we take extreme weather as an exogenous tool variable for investors' corporate site visits, and use 2SLS, DID, Heckman two-step, PSM and three-stage method to overcome potential endogeneity problems, which provides ideas for future related research on how to comprehensively alleviate endogeneity problems.

Key Words: investors' corporate site visits; firm inefficient investment; information transparency; agency conflict

JEL Classification: G31, G14, G24

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.02.007

(责任编辑: 闫 梅)