

机构实地调研与管理层盈余预测

钟嘉颖 杨海生 刘天珏*

【摘要】本文以2013~2023年我国A股上市公司为研究样本,考察了机构实地调研对管理层盈余预测的影响及作用机制。研究表明:第一,机构实地调研显著促进了管理层盈余预测自愿披露,并显著提高了管理层盈余预测准确度;第二,机构实地调研对管理层盈余预测的积极影响源自信息效应和外部监督效应;第三,基于多中介因果路径分析法,对多个机制间的相互关联性和相对重要性进行检验,发现机构实地调研的信息效应要强于外部监督效应,具体地,在信息效应中管理层渠道的效力要强于资本市场渠道的效力,但在外部监督效应中管理层渠道的效力不如资本市场渠道的效力。本文为深入理解机构投资者在提升上市公司信息透明度和质量方面的作用提供了新视角,为中国情境下上市公司管理层盈余预测自愿披露的驱动因素补充了经验证据。

【关键词】 盈余预测 实地调研 股价信息含量

一 引言

在加快建设金融强国的新征程上,当前我国正处于支持和引导资本市场高质量发展,促进社会主义市场经济长期稳定健康运行的关键时期^①。上市公司作为资本市场的基石和实体经济的“基本盘”,大力提高上市公司质量不仅是增强市场活力和韧性的必由之路,更是资本市场健康发展的关键所在^②。而正

* 钟嘉颖,中山大学岭南学院博士研究生,Email: zhongjy69@mail2.sysu.edu.cn; 杨海生(通讯作者),中山大学岭南学院教授、博士生导师,Email: yhaish@mail.sysu.edu.cn; 刘天珏,中山大学高级金融研究院博士研究生, E-mail: liutj8@mail2.sysu.edu.cn。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

① 2023年,中央金融工作会议提出加快建设金融强国的目标。2024年,习近平总书记在专题研讨班上明确了推动金融高质量发展的方向,国务院发布新“国九条”,证监会提出推动资本市场高质量发展的政策措施,推动金融强国建设,服务中国式现代化。

② 2020年,国务院发布《关于进一步提高上市公司质量的意见》;2022年,证监会推出《推动提高上市公司质量三年行动方案(2022—2025)》,提出加强公司治理等措施;2023年,中央金融工作会议与金融街论坛均强调,应通过推动金融高质量发展进一步提升上市公司质量,强化监管并促进稳健发展。

如中国上市公司协会年会暨 2023 中国上市公司峰会上所表示的，信息披露是资本市场的生命线，提高上市公司质量首先要解决信息披露真实性的问题。然而，财务造假、内幕交易等信息披露违法案件在我国资本市场上仍屡见不鲜，2022~2024 年，我国证监会共办理了上市公司信息披露违法案件 397 件，同比增长近 20%，作出行政处罚 523 件，向公安机关移送涉嫌犯罪案件 116 件。可见，我国建成信息透明的成熟高质量资本市场仍任重道远。

盈余预测是管理层向外部投资者传递公司价值信息的重要渠道，也是投资者了解和掌握公司未来发展前景和盈利能力的重要财务信息来源。Beyer 等（2010）研究发现上市公司盈余预测平均提供了约 55% 的有价值的信息，有助于完善资本市场信息环境。这是因为盈余预测信息能够帮助投资者及时且有效地降低投资风险，有助于公司提高信息披露声誉，进而降低资本成本（李晓溪等，2019）。然而，当前我国资本市场上自愿披露盈余预测信息的公司仍不足 50%，而且盈余预测准确度普遍较低，披露的信息较模糊，业绩预告“变脸”现象频出（罗玫和魏哲，2016）^①。

机构投资者作为资本市场的重要参与者，在提高上市公司信息披露质量方面起着关键作用。多数研究表明，机构实地调研通过向资本市场和管理层传递有价值的信息，帮助管理层完善决策集，提升信息披露质量（孔东民等，2015；Jiang 和 Yuan，2018）；同时，机构实地调研还能通过降低代理成本、施加外部监督压力，减少管理层的隐瞒风险行为，推动真实信息披露（Bowen 等，2018；Chen 等，2022；李昊洋等，2018）。然而，也有研究指出，管理层可能因维持股价稳定而在调研中隐瞒坏消息，加剧信息不对称（Gao 等，2017）。此外，实践中也发现机构投资者未能有效发挥信息功能的现象，如华夏基金“老鼠仓”事件和“羊群效应”（Feng 和 Xiang，2023），这已成为资本市场信息质量和效率的重大风险隐患。由此可见，关于机构实地调研的信息功能和外部监督功能的作用仍存在争议，且大多数研究集中在社会责任报告上，关于管理层盈余预测披露的研究仍较为匮乏。

因此，本文以管理层盈余预测自愿披露为研究对象，基于 2013~2023 年我国 A 股上市公司共 28645 个观测值，系统考察了机构实地调研的复合影响和作用机制。研究表明：第一，机构实地调研显著促进管理层盈余预测自愿

^① 根据 Wind 统计，2023 年上半年，至少 30 家 A 股公司因 2022 年度业绩预报失准，遭各地证监局和交易所处罚。

披露,并有效提高了盈余预测的准确度;第二,机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的积极影响同时存在信息效应和外部监督效应,且这两种效应均会通过资本市场和管理层渠道发挥效力;第三,通过多中介因果路径分析,对上述多机制的相互关联性和相对重要性进行检验后发现,信息效应在机构实地调研中占据主导地位,且管理层渠道的信息功能显著强于资本市场渠道,然而,在外部监督效应方面,资本市场渠道的影响力则更为突出。

与已有研究相比,本文主要有三点研究贡献。第一,本文拓展了关于机构实地调研的现有研究,从管理层盈余预测自愿披露的角度完善了现有文献对机构投资者信息功能和外部监督功能的解读,有助于机构投资者更好地扮演其专业客观的角色。第二,基于 Bond 等 (2012) 以及 Carpenter 等 (2021) 的研究框架,本文通过 MO-OLS (Mean Observation-OLS) 法扩展了预测价格效率和启示价格效率两个指标,前者用于捕捉公司在资本市场上的股价信息含量,后者用于衡量管理层从股价中学习信息并应用于决策的信息效率,从而揭示机构实地调研发挥的信息效应,为分析和比较资本市场与管理层两个信息渠道提供统一的分析框架。第三,借助多中介因果路径分析法,本文检测了机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的信息效应和外部监督效应的相互关联性和相对重要性,并为准确理解影响机制提供了前沿的技术支撑,丰富了中国情境下机构投资者促进管理层盈余预测自愿披露的经验证据。

本文的内容安排如下:第二部分为文献综述;第三部分考察了机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的影响;第四部分深入探讨机构实地调研影响管理层盈余预测自愿披露的机制检验;第五部分是结论与启示。

二 文献综述

机构实地调研是机构投资者获取公司价值信息的重要途径,但其信息功能与外部监督功能目前尚存在争议。大量研究表明,机构实地调研有助于传递企业信息、减少信息不对称,帮助投资者更好地评估企业战略和管理质量,从而优化决策 (Green 等, 2014; Liu, 2017)。这种信息传递对分析师预测准确性 (谭松涛和崔小勇, 2015)、基金交易行为 (孔东民等, 2015) 及企业创新 (Jiang 和 Yuan, 2018) 产生积极影响。然而,部分研究指出,管理层可能出于稳定股价的动机,选择隐瞒坏消息,增加财务风险,进而引发股价崩盘 (Gao 等,

2017)。

机构实地调研不仅有助于获取公司内部信息，还能为管理层提供行业和市场信息，帮助其优化决策（Broadstock 和 Chen，2021）。通过发布报告或开展市场交易，机构投资者将更高质量的信息传递给市场，缓解融资约束，推动更多资金投向企业社会责任项目（Gao 等，2017；Jiang 和 Yuan，2018）。这种信息交换减少了市场中的信息不对称，推动管理层披露真实财务信息，并提高盈余预测的准确度（Zuo，2016；Bowen 等，2018；Chen 等，2022）。与此同时，管理层也通过股价和市场反馈学习外部信息，优化决策，提高决策效率（Bond 等，2012；Edmans 等，2017）。机构实地调研还促使企业披露研发信息，改善投资决策，降低企业价值被低估的风险，激励创新投资（Liu 等，2017；Jiang 和 Yuan，2018）。这种外部学习与内部决策的融合提升了盈余预测的准确度，推动公司提高信息披露质量。

机构投资者通过实地调研直接对管理层进行监督，限制其机会主义行为，提高内部控制质量（Liu 和 Hou，2023；李昊洋等，2018），减少信息失真，提高公司治理透明度，确保信息披露的真实性和完整性。这种外部监督不仅削弱了虚假信息披露和盈余管理的动机，还促进管理层自愿披露更高质量的盈余预测（蔡宏标和饶品贵，2015；Broadstock 和 Chen，2021）。此外，机构投资者通过实地调研提升分析师关注度，强化对管理层的外部监督。根据外部盈利压力假说，机构实地调研会提升分析师关注度（徐媛媛等，2015），从而促使管理层在盈余预测中达成更高的市场预期，否则可能面临股价下跌的风险（Bartov 等，2002）。因此，机构实地调研通过强化内部控制和增强分析师市场监督，以双重作用推动公司提高盈余预测自愿披露质量。

三 机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的影响

（一）样本选择

本文以 2013~2023 年我国共 5526 家 A 股上市公司为研究样本，数据来自 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。借鉴相关研究范式，本文对实证数据进行如下处理：①剔除 ST、*ST 交易异常以及退市公司；②剔除金融类公司；③剔除北交所上市公司；④剔除强制披露盈余预测的公司；⑤剔除数据缺失样本。最

终，本文得到 4881 家 A 股上市公司，共计 28645 个公司一年度观测值。

(二) 模型与变量

根据前文分析，本文构建如下回归模型探究机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露行为和盈余预测准确度的影响：

$$Voluntary_{it} = \beta_0 + \beta_1 IntVisit_{it} + Control + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$Accuracy_{it} = \beta_0 + \beta_1 IntVisit_{it} + Control + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中， $IntVisit_{it}$ 是本文关键解释变量，表示公司 i 在 t 年接待的机构实地调研次数的自然对数。参考 Dong 等（2021）的研究，本文被解释变量 $Voluntary_{it}$ 是虚拟变量，若公司自愿披露盈余预测则取 1，否则取 0。参考 Dong 等（2021）的定义， $Accuracy_{it}$ 表示管理层盈余预测的准确度，其具体计算方式为： $|FEPS - AEPS| / |AEPS| \times (-1)$ 。其中， $FEPS$ 为分析师预测的每股盈余， $AEPS$ 为公司实际的每股盈余。该指标以预测误差的相对值为基础，取负后用于衡量预测的准确度，数值越大表示预测越准确。 μ_i 和 v_t 分别是公司和年份层面的固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

此外，本文参考 Mei 和 Jing（2024）的研究，选取了资产回报率、流通股比例、资产负债率、收益波动率、公司规模、账面市值比、股权性质和现金持有水平作为控制变量（ $Control$ ），具体变量说明可见表 1。

表 1 变量说明

变量	定义	度量
被解释变量		
$Voluntary$	管理层盈余预测自愿披露行为	若公司自愿披露盈余预测则取 1，否则取 0
$Accuracy$	管理层盈余预测准确度	$ FEPS - AEPS / AEPS \times (-1)$
解释变量		
$IntVisit$	机构实地调研次数	$\ln(\text{机构实地调研次数} + 1)$
渠道变量		
FPE	预测价格效率	参考 Carpenter 等（2021）
RPE	启示价格效率	参考 Carpenter 等（2021）
IG	内部控制质量	参考迪博内部控制指数
$Coverage$	分析师关注程度	$\ln(\text{分析师发布研报数} + 1)$

续表		
变量	定义	度量
控制变量		
<i>ROA</i>	资产回报率	净利润/总资产
<i>Shr</i>	流通股比例	流通股股数/总股数
<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
<i>Vol</i>	收益波动率	过去三年资产收益率的标准差
<i>Size</i>	公司规模	ln（公司总资产）
<i>BM</i>	账面市值比	股东权益账面值/公司总市值
<i>SOE</i>	股权性质	若是国有企业则取 1，否则取 0
<i>Cash</i>	现金持有水平	现金及其等价物/总资产

（三）描述性统计

表 2 展示了样本的描述性统计。从中发现每家公司平均每年会接待 1.354 ($e^{0.856}-1$) 次机构实地调研。结果还发现仅约 49.3% 的公司选择自愿披露盈余预测，接近一半的公司不披露，这表明大多数公司在盈余预测上存在较高的不透明度。此外，自愿披露盈余预测的 14125 家公司中，管理层盈余预测的均值是 1.222，是实际每股盈余均值的近 2 倍，可见管理层普遍存在对未来盈利的乐观倾向。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Voluntary</i>	28645	0.493	0.500	0.000	0.000	1.000
<i>FEPS</i>	14125	1.222	3.160	-4.594	0.507	143.982
<i>AEPS</i>	14125	0.666	1.232	-3.700	0.400	41.000
<i>FEPS-AEPS</i>	14125	0.556	2.390	-13.841	0.049	110.442
<i> FEPS-AEPS </i>	14125	0.668	2.361	0.000	0.104	110.442
<i>Accuracy</i>	14125	-1.082	4.486	-458.399	-0.452	0.000
<i>IntVisit</i>	28645	0.856	1.015	0.000	0.693	5.075
<i>ROA</i>	28645	0.056	0.184	-29.609	0.049	0.786
<i>Shr</i>	28645	0.729	0.290	0.000	0.834	1.000

续表						
变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Lev</i>	28645	0.393	0.256	0.008	0.379	28.548
<i>Vol</i>	28645	0.034	0.571	0.000	0.016	63.144
<i>Size</i>	28645	22.287	1.350	16.649	22.072	28.697
<i>BM</i>	28645	0.347	0.171	-0.366	0.331	1.290
<i>SOE</i>	28645	0.312	0.463	0.000	0.000	1.000
<i>Cash</i>	28645	0.024	0.108	-2.011	0.011	0.935
<i>RPE</i>	19876	0.006	0.011	-0.010	0.001	0.119
<i>FPE</i>	18020	0.016	0.011	0.000	0.013	0.109
<i>IC</i>	28645	581.059	225.946	0.000	659.230	941.310
<i>Coverage</i>	28645	1.770	1.497	0.000	1.792	5.700

注：参考 Carpenter 等（2021）的研究，表中 *FPE* 反映当前股价对三年后盈利的预测能力，*RPE* 和 *FPE* 的估计值区间为 2013~2020 年，剔除缺失值后分别有 19876 个和 18020 个观测值。为增强可读性，表中 *RPE* 和 *FPE* 均放大 100 倍展示。

（四）基准回归结果

表 3 展示了模型（1）的基准回归结果。总体而言，机构实地调研显著提高了管理层盈余预测自愿披露的概率和准确度。每增加一次机构实地调研，管理层盈余预测的自愿披露概率提高 29.5%，准确度提高 16.1%。上述结果可能由两个原因导致：一方面，机构实地调研提供了更多有价值的信息，降低了信息不对称，推动管理层提高盈余预测质量（Broadstock 和 Chen，2021）；另一方面，机构实地调研对管理层施加了监督压力，抑制了盈余管理和虚假披露，促使其披露高质量的盈余预测（Chen 等，2020）。

表 3 基准回归结果

变量	<i>Voluntary</i>	<i>Accuracy</i>
	(1)	(2)
<i>IntVisit</i>	0.295 *** (0.036)	0.161 ** (0.075)
<i>ROA</i>	12.679 *** (1.251)	2.812 *** (0.914)

续表

变量	<i>Voluntary</i>	<i>Accuracy</i>
	(1)	(2)
<i>Shr</i>	0. 484 *** (0. 146)	2. 790 *** (0. 220)
<i>Lev</i>	1. 446 *** (0. 367)	-1. 152 *** (0. 372)
<i>Vol</i>	2. 742 (2. 006)	-0. 372 (0. 515)
<i>Size</i>	0. 120 (0. 079)	-0. 130 (0. 209)
<i>BM</i>	1. 670 *** (0. 263)	-1. 197 *** (0. 244)
<i>SOE</i>	-1. 083 *** (0. 228)	-0. 308 (0. 210)
<i>Cash</i>	1. 674 *** (0. 197)	2. 642 (2. 568)
公司固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	28645	14125
R ²	0. 273	0. 029

注：括号内为公司聚类标准误，*** 为 1% 水平显著、** 为 5% 水平显著、* 为 10% 水平显著，下同。

（五）稳健性检验

为确保本文研究结论的可靠性，本文进行了替换解释变量、替换被解释变量、Heckman 二阶段回归和工具变量法等内生性检验，以及遗漏变量检验等一系列的稳健性检验，结果依然稳健^①。

① 限于文章篇幅，具体结果未予展示，读者可向作者索取。

四 机构实地调研影响管理层盈余预测 自愿披露的机制检验

本文接下来检验机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的影响,分别从信息效应和外部监督效应两个方面进行分析。关于信息效应,借鉴 Bond 等(2012)的框架,采用预测价格效率和启示价格效率衡量资本市场和管理层渠道的信息效应。借鉴 Bai 等(2016)和 Carpenter 等(2021)的实证模型,本文使用当前股价对未来盈利的预测,以及当前股价对未来投资的预测分别度量预测价格效率和启示价格效率^①。为克服传统价格信息效率度量的局限,本文采用 Keane 和 Neal(2020)提出的 MO-OLS 方法,将股价信息含量的测算拓展至个体企业层面,构建了反映企业异质性的资本市场价格信息效率指标^②。与常见的股价非同步性和知情交易概率指标相比,预测价格效率和启示价格效率能够更全面地反映资本市场和管理层的信息效应^③。关于外部监督效应,本文参考 Chen 等(2020)和汪建新(2023)的研究,采用分析师关注程度以及内部控制质量来度量外部监督效应。具体而言,分析师关注程度选取分析师发布的研报数的自然对数衡量,内部控制指数则采用迪博内部控制指数衡量。

(一) 影响机制检验

本文检验了机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的信息效应,结果见表4。机构实地调研显著提高了预测价格效率和启示价格效率,促进了盈余预测的自愿披露,并提高了盈余预测准确度,验证了信息效应。这表明机构实地调研为资本市场提供了有价值的信息,减少了信息不对称,促使管理层自愿披露真实盈余预测,并提高预测质量。同时,管理层会从机构实地调研和资本市场的股价中学习外部信息,完善和调整盈余预测信息集,进而促进其自愿披露盈余预测,并提高盈余预测准确度。

① 根据现有文献的惯用设定(Bai 等, 2016; Carpenter 等, 2021), 本文选取预测期 $h=3$ 。限于篇幅, 具体测算过程未予汇报, 读者可向作者索取。

② 限于篇幅限制, 具体的扩展过程未予汇报, 读者可向作者索取。

③ 现有文献多采用 Morck 等(2000)的方法, 使用 R^2 等指标来衡量股价信息性, 但这些方法忽视了 Roll(1988)提出的噪声部分, 且股价非同步性往往反映的是噪声而非公司信息(林忠国等, 2012)。此外, Ferreira 等(2011)指出, 股价信息含量存在显著的公司层面异质性。

表 4 机构实地调研与管理层盈余预测自愿披露：信息效应

变量	<i>FPE</i>	<i>RPE</i>	<i>Voluntary</i>	<i>Voluntary</i>	<i>Accuracy</i>	<i>Accuracy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IntVisit</i>	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.010 * (0.005)	0.047 *** (0.007)	0.187 * (0.100)	0.068 *** (0.019)
<i>FPE</i>			14.019 *** (0.442)		14.126 ** (6.623)	
<i>RPE</i>				2.794 *** (0.641)		14.951 * (8.111)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	18020	19876	18020	19876	10780	8576
R ²	0.166	0.792	0.178	0.085	0.022	0.049
Sobel 检验(p 值)			0.000	0.000	0.000	0.071
Bootstrap 检验(p 值)			0.000	0.000	0.000	0.021

注：表中汇报的是信息效应的机制检验结果。*FPE* 代表资本市场信息融入股价的效率；*RPE* 代表管理层从股价中学习额外信息并用于决策的效率。

表 5 汇报了机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的外部监督效应。结果发现，机构实地调研显著提高了分析师关注程度和公司内部控制质量，进而二者都显著促进了上市公司自愿披露盈余预测，并提高了盈余预测准确度，验证了外部监督效应。这表明：一方面，机构实地调研为分析师提供了更翔实的企业信息，强化了外部监督，促使管理层积极披露盈余预测并提高预测质量；另一方面，机构实地调研还通过优化公司治理和内部控制，提升了管理层的责任感和合规性，减少了盈余管理行为。上述两个效应均通过了 Sobel 检验和 Bootstrap 检验，验证了机制的稳健性。

表 5 机构实地调研与管理层盈余预测自愿披露：外部监督效应

变量	<i>Coverage</i>	<i>IC</i>	<i>Voluntary</i>	<i>Voluntary</i>	<i>Accuracy</i>	<i>Accuracy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IntVisit</i>	0.448 *** (0.012)	0.414 *** (0.020)	0.030 *** (0.005)	0.037 *** (0.005)	0.146 ** (0.070)	0.115 * (0.062)

续表						
变量	Coverage	IC	Voluntary	Voluntary	Accuracy	Accuracy
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Coverage			0.024 *** (0.004)		0.059 ** (0.030)	
IC				0.013 *** (0.002)		0.171 *** (0.054)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	28645	28645	28645	28645	14125	14125
R ²	0.234	0.313	0.089	0.092	0.028	0.032
Sobel 检验(p 值)			0.001	0.000	0.007	0.000
Bootstrap 检验(p 值)			0.001	0.000	0.025	0.000

(二) 多中介因果路径检验

基于已检验得到的信息效应和外部监督效应，本文接下来参考 Guo 等 (2022) 对这两个效应中多个中介进行有效性检验，具体结果见表 6。结果显示，无论是单一中介还是多中介，本文选取的中介变量系数均显著不等于零，表明用于度量信息效应和外部监督效应的中介变量均是有效的。

表 6 多中介有效性检验

效应	H0	被解释变量	卡方统计值	p 值	检验结果
信息效应	$\beta(FPE) = 0 \& \beta(RPE) = 0$	Voluntary	3724.705	0.000	拒绝
		Accuracy	53.482	0.000	拒绝
监督效应	$\beta(Coverage) = 0 \& \beta(IC) = 0$	Voluntary	2151.366	0.000	拒绝
		Accuracy	527.870	0.000	拒绝
信息+ 监督效应	$\beta(FPE) = 0 \& \beta(RPE) = 0$ $\& \beta(Coverage) = 0 \& \beta(IC) = 0$	Voluntary	3724.705	0.000	拒绝
		Accuracy	342.586	0.000	拒绝

基于前文结果，借鉴 Zhou (2022) 及 Zhou 和 Yamamoto (2023) 提出的平均处理效应分解思路，本文进一步对信息和外部监督这两个影响效应进行了多机制因果路径分析，以考察上述两个效应之间的相互关联性和相对重要性。具体而言，假设 D 是处理变量， M_1 和 M_2 是传导机制中两个可能的中介变量，二者对于结果变量 Y 的影响均依赖于处理变量 D 。此外，假设存在逻辑上 M_1 影响 M_2 的先后顺序，故为便于表述，将 M_1 和 M_2 分别定义为因中介和果中介^①。此时，平均处理效应定义为：

$$ATE = \mathbb{E} \left(Y\{1, M_1(D), M_2[D, M_1(D)]\} - Y\{0, M_1(D), M_2[D, M_1(D)]\} \right) \quad (3)$$

在满足给定的前提假设下，平均处理效应可以进一步分解为：

$$\begin{aligned} ATE = & \underbrace{\mathbb{E} \left(Y\{1, M_1(0), M_2[0, M_1(0)]\} - Y\{0, M_1(0), M_2[0, M_1(0)]\} \right)}_{D \rightarrow Y} \\ & + \underbrace{\mathbb{E} \left(Y\{1, M_1(0), M_2[1, M_1(0)]\} - Y\{1, M_1(0), M_2[0, M_1(0)]\} \right)}_{D \rightarrow M_2 \rightarrow Y} \\ & + \underbrace{\mathbb{E} \left(Y\{1, M_1(1), M_2[1, M_1(1)]\} - Y\{1, M_1(0), M_2[1, M_1(0)]\} \right)}_{D \rightarrow M_1 \rightarrow Y; D \rightarrow M_1 \rightarrow M_2 \rightarrow Y} \quad (4) \end{aligned}$$

其中，第一项为处理变量 D 对结果变量 Y 的直接效应；第二项为非链式中介效应，即处理变量 D 经由果中介 M_2 对结果变量 Y 产生的间接影响；第三项则为链式中介效应，包含处理变量 D 通过因中介 M_1 影响结果变量 Y ，以及通过因中介 M_1 影响果中介 M_2 进而间接影响结果变量 Y 的复合效应。因此，如图 1 所示，从处理变量 D 到结果变量 Y 理论上存在三种可能的因果路径：
① $D \rightarrow Y$ ；② $D \rightarrow M_2 \rightarrow Y$ ；③ $D \rightarrow M_1 \rightarrow Y$ 。

根据上述思路，本文采用因果路径分析法检验了信息效应和外部监督效应的相互关联性和相对重要性，具体结果见表 7。与前文一致，机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露及预测准确度的总效应、直接效应和中介效应均显著，且每增加一次机构实地调研，盈余预测准确度提高 36.7%。此外，结果发现在 Panel A 中，信息效应和外部监督效应的中介效应分别占总效应的 28.75% 和 17.56%，这表明在机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的多种

① $Y_{(x, m_1, m_2)}$ 表示处理状态为 x 、中介值 $M_1 = m_1$ 和 $M_2 = m_2$ 时的潜在结果， $M_2(x, m_1)$ 表示处理状态为 x 、中介值 $M_1 = m_1$ 时中介 M_2 的潜在值， $M_1(x)$ 表示处理状态为 x 时中介 M_1 的潜在值。基于上述定义，我们可以用 $Y\{x, M_1(x_1), M_2[x_2, M_1(x_{12})]\}$ 来定义嵌套形式的潜在结果 Y ，其中 x, x_1, x_2, x_{12} 可以取 0 或 1。

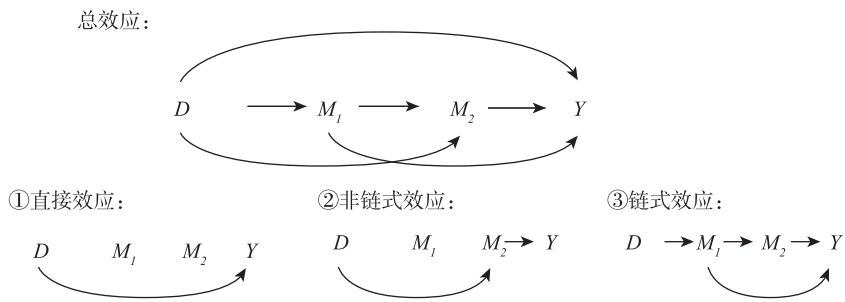


图 1 链式中介的因果路径分析

资料来源：作者绘制。

影响机制中，信息效应要强于外部监督效应。该结论在 Panel B 中也有体现，信息效应占总效应的 39.24%，是外部监督效应的近 8 倍，进一步验证了信息效应在机构实地调研影响管理层盈余预测的机制中占主导地位。

表 7 信息效应和外部监督效应的多中介因果路径检验

	Estimate	SE	Fraction (%)
Panel A: Voluntary			
Average Total Effect (ATE)	0.393 ^{***}	0.009	100.00
IntVisit→Voluntary	0.211 ^{***}	0.006	53.69
IntVisit→IC→Voluntary	0.069 ^{***}	0.007	17.56
IntVisit→RPE→Voluntary	0.113 ^{***}	0.010	28.75
Average Total Effect (ATE)	0.393 ^{***}	0.003	100.00
IntVisit→Voluntary	0.323 ^{***}	0.008	82.19
IntVisit→Coverage→Voluntary	0.006 ^{***}	0.001	1.53
IntVisit→FPE→Voluntary	0.064 ^{***}	0.005	16.28
Panel B: Accuracy			
Average Total Effect (ATE)	0.367 ^{***}	0.024	100.00
IntVisit→Accuracy	0.203 ^{***}	0.005	55.31
IntVisit→IC→Accuracy	0.020 ^{***}	0.002	5.45
IntVisit→RPE→Accuracy	0.144 ^{***}	0.008	39.24
Average Total Effect (ATE)	0.367 ^{***}	0.024	100.00
IntVisit→Accuracy	0.196 ^{***}	0.008	53.40
IntVisit→Coverage→Accuracy	0.004 ^{***}	0.001	1.10

续表

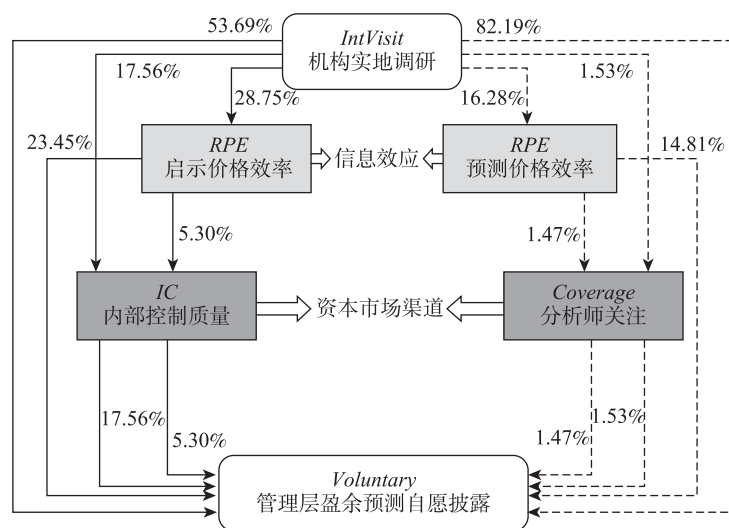
	Estimate	SE	Fraction (%)
<i>IntVisit</i> → <i>FPE</i> → <i>Accuracy</i>	0.167***	0.020	45.50

注：表中汇报的是机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的影响机制中存在的信息效应和外部监督效应的因果路径检验结果。其中，第一列代表自平均总处理效应中分解出来的各因果路径，→代表直接因果路径，→代表包含复合影响的多步因果路径，只存在直接因果路径→的中介变量为果中介，存在多步因果路径→的中介变量为因中介。

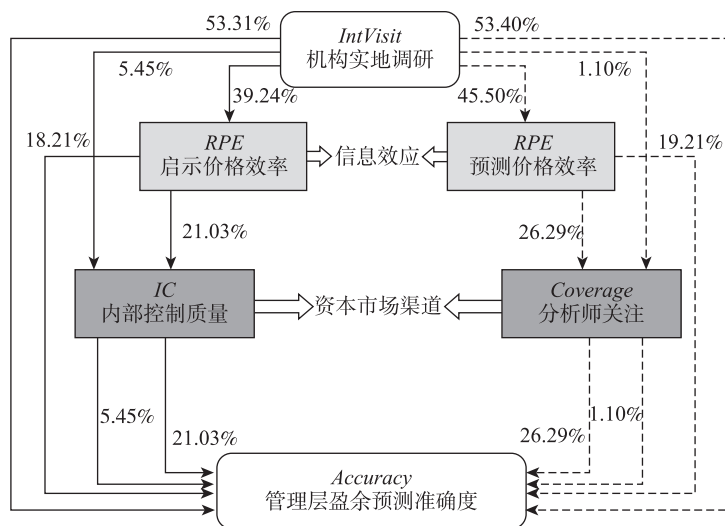
表7的分解结果显示，外部监督效应的中介变量（*IC*，*Coverage*）作用于直接因果路径，扮演“果中介”角色（机构实地调研→内部控制质量或分析师关注→管理层盈余预测）。信息效应的中介变量（*RPE*，*FPE*）具有链式复合效应，扮演“因中介”角色（机构实地调研→启示价格效率或预测价格效率→管理层盈余预测）。其具体包括了两步因果路径，即“机构实地调研→启示价格效率或预测价格效率→管理层盈余预测”，以及“机构实地调研→启示价格效率或预测价格效率→内部控制质量或分析师关注→管理层盈余预测”。

图2展示了机构实地调研对管理层盈余预测的具体影响路径，结论与表7一致。在机构实地调研影响管理层盈余预测自愿披露的多种因果路径中，存在着“机构实地调研→启示价格效率或预测价格效率→内部控制质量或分析师关注→管理层盈余预测自愿披露或管理层盈余预测准确度”的先后因果逻辑关系。这表明机构实地调研公司后，会向资本市场传递有价值的信息，同时管理层会从中学习额外信息，完善其盈余预测信息集，再次增加了股价信息含量，进一步吸引了更多分析师关注，对管理层施加更多的外部监督压力，从而提高了内部控制质量，最终促进管理层披露盈余预测报告，并提高盈余预测准确度。也就是说，机构实地调研所蕴含的信息不仅直接转换为公司管理层用于改善其盈余预测的额外知识，还强化了分析师等市场专业人士对管理层的外部监督，进而驱动其真实披露盈余预测信息。

此外，本文还比对了信息效应和外部监督效应中资本市场和管理层作用渠道的效力，具体结果见表8。Panel A的结果显示，无论是管理层盈余预测自愿披露，还是管理层盈余预测准确度，经由*RPE*管理层作用渠道的链式效应（占比47.33%、39.24%）始终要强于经由*FPE*资本市场作用渠道的非链式效应（占比17.05%、32.42%）。这表明，管理层在信息效应中发挥主导作用。另外，在信息效应中还存在着“机构实地调研→启示价格效率或预测价格效率→管理层盈余预测自愿披露”的先后因果逻辑关系，这说明机构实地调研



(a) 盈余预测自愿披露



(b) 盈余预测准确度

图 2 机构实地调研影响管理层盈余预测的多机制因果路径

注：该图展示了机构实地调研对管理层盈余预测的因果路径，黑色实线表示信息效应路径，黑色虚线表示外部监督效应路径。需要注意的是，离开解释变量的因果路径上所标的数字为各路径的中介效应（含链式和非链式）在平均总处理效应中的占比；而离开启示价格效率、预测价格效率、内部控制质量和分析师关注这 4 个中介变量的各因果路径上所标的数字则为进入该中介变量的总中介效应占比的分解百分比。

资料来源：作者绘制。

所蕴含的信息会先被管理层所学习吸收，进而机构投资者和管理层两者的信息增加了股价信息含量，缓解了信息不对称程度，促进了管理层盈余预测自愿披露。

Panel B 的结果显示，在外部监督效应中，机构实地调研会吸引更多的分析师关注，抑制管理层的机会主义行为，进而提高内部控制质量，两者共同对公司施加外部监督压力，促进管理层盈余预测自愿披露并提高盈余预测质量，并且两者之间经由资本市场渠道的分析师关注发挥的外部监督效力要更强（占比 9.67%、41.96%）。这表明，相对于管理层自身的监督效力，市场施加的监督压力在机构实地调研对管理层盈余预测的外部监督效应中占主导地位，尤其是在盈余预测准确度方面，资本市场渠道效应是管理层渠道效应的约 2.6 倍。

表 8 多中介因果路径检验：资本市场渠道 VS 管理层渠道

	Estimate	SE	Fraction (%)
Panel A: 信息效应			
Average Total Effect (ATE)	0.393 ^{***}	0.007	100
<i>IntVisit</i> → <i>Voluntary</i>	0.140 ^{***}	0.007	35.62
<i>IntVisit</i> → <i>FPE</i> → <i>Voluntary</i>	0.067 ^{***}	0.002	17.05
<i>IntVisit</i> → <i>RPE</i> → <i>Voluntary</i>	0.186 ^{***}	0.002	47.33
Average Total Effect (ATE)	0.367 ^{***}	0.049	100
<i>IntVisit</i> → <i>Accuracy</i>	0.104 ^{***}	0.010	28.34
<i>IntVisit</i> → <i>FPE</i> → <i>Accuracy</i>	0.119 ^{***}	0.017	32.42
<i>IntVisit</i> → <i>RPE</i> → <i>Accuracy</i>	0.144 ^{***}	0.023	39.24
Panel B: 外部监督效应			
Average Total Effect (ATE)	0.393 ^{***}	0.002	100
<i>IntVisit</i> → <i>Voluntary</i>	0.346 ^{***}	0.007	88.04
<i>IntVisit</i> → <i>IC</i> → <i>Voluntary</i>	0.009 ^{***}	0.002	2.29
<i>IntVisit</i> → <i>Coverage</i> → <i>Voluntary</i>	0.038 ^{***}	0.007	9.67
Average Total Effect (ATE)	0.367 ^{***}	0.015	100
<i>IntVisit</i> → <i>Accuracy</i>	0.153 ^{***}	0.017	41.69
<i>IntVisit</i> → <i>IC</i> → <i>Accuracy</i>	0.060 ^{***}	0.006	16.35
<i>IntVisit</i> → <i>Coverage</i> → <i>Accuracy</i>	0.154 ^{***}	0.023	41.96

五 结论与启示

本文以 2013~2023 年我国共 5526 家 A 股上市公司为研究样本,系统考察了机构实地调研的影响及作用机制,主要得到以下结论:第一,机构实地调研显著促进了管理层盈余预测自愿披露,并提高了管理层盈余预测的准确度,该结论在经过多种稳健性检验后依然成立;第二,机构实地调研对管理层盈余预测自愿披露的积极影响来自信息效应和外部监督效应,两者均通过资本市场和管理层渠道发挥作用;第三,多中介因果路径分析结果显示,信息效应在机构实地调研中占据主导地位,且管理层渠道的信息效应强于资本市场渠道,但在外部监督效应上,资本市场渠道的影响更为显著。

基于以上发现,本文提出如下政策建议:第一,监管机构应鼓励机构投资者深入企业实地调研,促进管理层自愿披露盈余预测,提高准确度;第二,加强对上市公司信息披露的监管,确保信息真实性、准确性和及时性,充分利用机构调研的信息效应;第三,通过完善市场机制和提高透明度,发挥资本市场渠道在外部监督效应中的作用;第四,上市公司应加强内部治理,提升管理层对信息披露的重视度,并加强监督,以提高盈余预测准确度。

参考文献

- [1] 蔡宏标,饶品贵.机构投资者、税收征管与企业避税[J].会计研究,2015(10):59-65+97.
- [2] 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[J].经济研究,2015,50(11):106-119+182.
- [3] 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[J].会计研究,2018(09):56-63.
- [4] 李晓溪,饶品贵,岳衡.年报问询函与管理层业绩预告[J].管理世界,2019(08):173-188+192.
- [5] 林忠国,韩立岩,李伟.股价波动非同步性——信息还是噪音?[J].管理科学学报,2012(06):68-81.
- [6] 罗玫,魏哲.股市对业绩预告修正一视同仁吗?[J].金融研究,2016(07):191-206.
- [7] 谭松涛,崔小勇.上市公司调研能否提高分析师预测精度[J].世界经济,2015(04):

126-145.

- [8] 汪建新. ESG 活动表现与企业升级 [J]. 金融研究, 2023 (11): 132-152.
- [9] 徐媛媛, 洪剑峭, 曹新伟. 我国上市公司特征与证券分析师实地调研 [J]. 投资研究, 2015 (01): 121-136.
- [10] BAI J, PHILIPPON T, SAVOV A. Have financial markets become more informative? [J]. Journal of Financial Economics, 2016, 122: 625-654.
- [11] BARTOV E, GIVOLY D, HAYN C. The rewards to meeting or beating earnings expectations [J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33 (2): 173-204.
- [12] BEYER A, COHEN D A, LYS T Z, et al. The financial reporting environment: Review of the recent literature [J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50 (2-3): 296-343.
- [13] BOND P, EDMANS A, GOLDSTEIN I. The real effects of financial markets [J]. Annual Review of Financial Economics, 2012, 4 (1): 339-360.
- [14] BOWEN R M, DUTTA S, TANG S, et al. Inside the “black box” of private in-house meetings [J]. Review of Accounting Studies, 2018, 23 (2): 487-527.
- [15] BROADSTOCK D, CHEN X. Corporate site visits, private monitoring and fraud: Evidence from China [J]. Finance Research Letters, 2021, 40: 101780.
- [16] CARPENTER J N, LU F, WHITE LAW R F. The real value of China's stock market [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 139: 679-696.
- [17] CHEN T, DONG H, LIN C. Institutional shareholders and corporate social responsibility [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135 (2): 483-504.
- [18] CHEN X, CHENG C S A, XIE J, et al. Private communication and management forecasts: Evidence from corporate site visits [J]. Corporate Governance: An International Review, 2022, 30 (4): 482-497.
- [19] DANG T L, VO T T A, VO X V, et al. Does foreign institutional ownership matter for stock price synchronicity? International evidence [J]. Journal of Multinational Financial Management, 2023, 67 (4): 107-121.
- [20] DONG R, FISMAN R, WANG Y, et al. Air pollution, affect, and forecasting bias: Evidence from Chinese financial analysts [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 139 (3): 971-984.
- [21] EDMANS A, HOLDERNESS C G. Blockholders: A survey of theory and evidence [J]. The Handbook of the Economics of Corporate Governance, 2017, 1: 541-636.
- [22] EDMANS A, JAYARAMAN S, SCHNEEMEIER J. The source of information in prices and investment-price sensitivity [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 126 (1): 74-96.
- [23] EDMANS A, MANSO G. Governance through trading and intervention: A theory of multiple

- blockholders [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24 (7): 2395–2428.
- [24] FENG L, XIANG C. Short-selling and mutual fund herding: The Chinese evidence [J]. *Finance Research Letters*, 2023, 52: 103517.
- [25] FERREIRA D, FERREIRA M A, RAPOSO C C. Board structure and price informativeness [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 99: 523–545.
- [26] GAO S, CAO F, LIU X. Seeing is not necessarily the truth: Do institutional investors' corporate site visits reduce hosting firms' stock price crash risk? [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2017, 52: 165–187.
- [27] GREEN T C, JAME R, MARKOV S, et al. Broker-hosted investor conferences [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58 (1): 142–166.
- [28] GUO X, LI R, LIU J, et al. High-dimensional mediation analysis for selecting DNA methylation loci mediating childhood trauma and cortisol stress reactivity [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2022, 117 (539): 1110–1121.
- [29] GUO Z, ČEVID D, BÜHLMANN P. Doubly debiased LASSO: High-dimensional inference under hidden confounding [J]. *Annals of Statistics*, 2022, 50 (3): 1320.
- [30] JIANG X, YUAN Q. Institutional investors' corporate site visits and corporate innovation [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48: 148–168.
- [31] KEANE M, NEAL T. Climate change and US agriculture: Accounting for multidimensional slope heterogeneity in panel data [J]. *Quantitative Economics*, 2020, 11: 1391–1429.
- [32] LIU H, HOU C. The impact of institutional investors' corporate site visits on corporate social responsibility [J]. *Emerging Markets Review*, 2023, 55: 100975.
- [33] LIU S, DAI Y, KONG D. Does it pay to communicate with firms? Evidence from firm site visits of mutual funds [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2017, 44 (5–6): 611–645.
- [34] MEI Y, JING K. Customer concentration and management earnings forecast [J]. *Finance Research Letters*, 2024, 65: 105524.
- [35] MORCK R, YEUNG B, YU W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58: 215–260.
- [36] ROLL R. R2 [J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43: 541–566.
- [37] ZHOU X, YAMAMOTO T. Tracing causal paths from experimental and observational data [J]. *The Journal of Politics*, 2023, 85 (1): 250–265.
- [38] ZHOU X. Semiparametric estimation for causal mediation analysis with multiple causally ordered mediators [J]. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodolo-*

gy, 2022, 84 (3): 794-821.

- [39] ZUO L. The informational feedback effect of stock prices on management forecasts [J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61 (2-3): 391-413.

Institutional Site Visit and Management Earnings Forecasts

Zhong Jiaying, Yang Haisheng, Liu Tianjue

Abstract With a sample of A-share listed companies in China from 2013 to 2023, this study examines the impact and mechanisms of institutional site visits on management earnings forecasts. The results show that, first, institutional site visits significantly promote the voluntary disclosure of management earnings forecasts and improve the accuracy of these forecasts. Second, the positive effect of institutional site visits stems from both the information effect of providing information and the supervisory effect of exerting pressure. Third, testing the interrelations and relative importance of multiple mechanisms through causal path analysis, the information effect of institutional site visits is stronger than the supervisory effect. Within the information effect, the management channel is more effective than the market channel, while within the supervisory effect, the market channel has a stronger influence than management channel. This study provides a new perspective on understanding the role of institutional investors in enhancing the transparency and quality of listed companies' information and adds empirical evidence to the drivers of voluntary management earnings forecast disclosure in the Chinese context.

Keywords Earnings Forecasts Site Visits Stock Price Informativeness