

# 分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租\*

陈作华<sup>1</sup> 张芳芳<sup>2</sup>



(1. 山东财经大学会计学院, 山东 济南 250014;

2. 浙江财经大学会计学院, 浙江 杭州 310018)

**内容提要:**有关分析师盈利预测乐观偏差影响因素研究已取得了丰硕的成果,但经济后果研究仍较为薄弱,且分歧较大。分析师盈利预测乐观偏差不利于信息环境的改善和资本定价效率的提升,因而可能会被公司高管机会主义地利用。为此,以 2007—2021 年中国 A 股上市公司为样本,实证检验了分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的影响。研究发现:分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租显著正相关。机制分析发现,分析师盈利预测乐观偏差加剧了股价错估程度和市场风险,从而为公司高管提供了更多减持寻租的机会。异质性分析发现,分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租的正向关系在管理层自利性较强、公司业绩预告较为乐观时更明显,但二者关系在国有企业更弱。进一步检验发现,分析师盈利预测乐观偏差显著提高了高管机会主义减持的次数、规模以及减持时的择机性。本研究不仅丰富了分析师盈利预测经济后果研究,还对如何有效约束高管机会主义减持行为提供了新的视角。

**关键词:**分析师盈利预测 乐观偏差 高管减持 寻租

**中图分类号:**F832.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)01—0169—22

## 一、引言

上海证券交易所和深圳证券交易所自 1990 年先后成立并运行以来,历经 30 余年的发展,已经成长为全球最具活力的新兴资本市场。伴随着中国资本市场的兴起,分析师行业无论是从业人员数量还是发布的研究报告数量均呈现出快速增长的态势。作为信息中介和信息提供者,分析师利用专业的信息搜集和处理能力对市场、行业与公司进行深度研究,通过提供研究报告、发布盈利预测等方式向投资者提供投资建议,在缓解企业与投资者之间的信息不对称和提升资本市场资源配置效率上发挥着关键作用(Beyer 等,2010)<sup>[1]</sup>,因而分析师盈利预测质量对投资者决策将产生重要影响。然而,分析师盈利预测存在系统性的乐观偏差(Francis 和 Philbrick,1993)<sup>[2]</sup>,既有研究认为,迎合管理层以获取更多来自企业的私有信息(Mayew 等,2020)<sup>[3]</sup>,帮助所属券商获得更多投资银行业务或交易佣金收入(Cowen 等,2006<sup>[4]</sup>;Mola 和 Guidolin,2009<sup>[5]</sup>)以及职业关注(Horton 等,2017<sup>[6]</sup>;Lourie,2019<sup>[7]</sup>)是分析师发布乐观预测报告的主要原因。对于分析师盈利预测乐观偏差的影响因素,国内学者研究认为信息披露透明度、媒体关注、融资融券交易等能够有效抑制分析师

收稿日期:2022-08-14

\* 基金项目:山东省自然科学基金项目“薪酬差距、超额薪酬对高管减持行为的影响机理及监管对策研究”(ZR2022MG038);山东省自然科学基金项目“混改背景下非国有股东治理对山东省国有企业信息披露质量影响研究——基于年报文本挖掘的视角”(ZR2022QG012);浙江省社会科学界联合会研究课题“目标企业信息风险影响企业并购的机制及路径研究”(2021N90)。

作者简介:陈作华,男,副教授,管理学博士,研究领域是公司金融、内部人交易,电子邮箱:chenzh-2001@163.com;张芳芳,女,讲师,管理学博士,研究领域是公司并购,电子邮箱:fangfang1009@126.com。通讯作者:陈作华。

盈利预测乐观偏差;不过,亦有研究认为融资融券制度安排、投资机构实地调研以及媒体乐观情绪导致了分析师形成更乐观的盈利预测,预测准确度降低。对国内外相关文献梳理后,发现既有文献主要侧重于分析师盈利预测乐观偏差的动机和影响因素研究,少量文献对分析师盈利预测乐观偏差如何影响股价并加剧股价波动(许年行等,2012<sup>[8]</sup>;张宗新和吴钊颖,2021<sup>[9]</sup>;马黎珺等,2022<sup>[10]</sup>)进行了探讨,但分析师盈利预测乐观偏差对公司股价的影响是否会被高管机会主义地利用却鲜有涉及。

随着2006年《公司法》和2007年《上市公司董事、监事和高级管理人员所持本公司股份及其变动管理规则》的颁布与实施,上市公司董事、监事和高级管理人员(以下简称高管)等内部人可以有限制地买卖本公司股票,高管减持交易规模呈快速增长趋势,这对于提升资本市场流动性和激励高管发挥了积极作用。但与此同时,上市公司高管减持乱象丛生,不但侵害了中小投资者利益,还加剧了资本市场波动(陈作华等,2018)<sup>[11]</sup>,产生了较多的负面影响。高管是公司决策的参与者与执行者,相对于外部投资者拥有公司现金流预测与估值上的信息优势。不仅如此,高管还是信息披露的实施者和控制者,在信息披露内容和解释上具有自由裁量权。为获取减持超额回报,高管可能会策略性推迟或隐藏坏消息的披露,并控制好信息披露的节奏(Kothari等,2009)<sup>[12]</sup>。比如,曾庆生等(2018)<sup>[13]</sup>研究发现,高管会操纵年报语调来配合其减持行为;易志高等(2017)<sup>[14]</sup>研究发现,高管通过策略性媒体披露管理在股价高位时减持以实现财富转移。

高管基于私利目的的减持行为产生了较为严重的负面后果。中国证监会2015年7月8日发布18号公告,禁止内部人通过二级市场减持本公司股份。2016年1月7日,中国证监会发布了1号公告《上市公司大股东、董监高减持股份的若干规定》,要求大股东在三个月内通过证券交易所集中竞价交易减持股份的总数,不得超过公司股份总数的百分之一,而且大股东须提前15个交易日预披露减持计划。2017年5月26日,中国证监会发布9号公告《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》,进一步细化了对内部人减持行为的监管。中国证监会先后发布上述减持新规,旨在引导大股东和董监高依规和有序减持,促进资本市场健康稳定发展。尽管如此,中国资本市场仍然存在诸如“精准”减持、恶意减持等乱象,对投资者利益和实体经济发展危害严重,引起了社会公众、媒体和监管机构的强烈关注,高管将由此承担职业声誉受损甚至潜在的法律制裁的风险(Gao等,2014)<sup>[15]</sup>。因而,高管在权衡减持收益与可能要付出的代价后,可能会利用其他途径来配合其减持行为。分析师盈利预测乐观偏差会误导投资者的投资决策,引起股价大起大落甚至崩盘(许年行等,2012<sup>[8]</sup>;张宗新和吴钊颖,2021<sup>[9]</sup>;马黎珺等,2022<sup>[10]</sup>),而且分析师盈利预测的重要信息来源于于高管。因而,相较于外部投资者,高管能够更及时地预计到分析师盈利预测乐观偏差对公司股价及其所持股份价值的影响,更可能在分析师盈利预测较为乐观时进行减持寻租。由此,本文推测分析师盈利预测乐观偏差可能会被高管机会主义地利用。

为此,以2007—2021年中国A股上市公司为样本,实证检验了分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的影响。研究发现:分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租显著正相关,在运用Heckman两阶段方法等一系列稳健性检验后结论仍然成立。机制分析发现,分析师盈利预测乐观偏差加剧了股价错估程度和市场风险,导致资本市场定价效率降低和风险加剧,从而有利于高管减持寻租。异质性分析发现,分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租的正向关系在管理层自利性较强、公司业绩预告较为乐观时更明显,但二者关系在国有上市公司被明显削弱。进一步检验发现,分析师盈利预测乐观偏差显著提高了高管机会主义减持的次数、规模以及减持时的择机性。

本文的边际贡献主要有:第一,率先探索分析师盈利预测乐观偏差影响高管减持寻租的作用机理,丰富了分析师盈利预测偏差经济后果研究。既有文献(Wang和Yu,2019<sup>[16]</sup>;孙淑伟等,

2019<sup>[17]</sup>)分别探讨了内部人持股对分析师预测质量的影响以及分析师评级对内部人减持的影响,与既有文献不同,本研究直接探讨了高管是否及如何利用分析师盈利预测乐观偏差进行减持寻租,较为全面地剖析了分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的作用机理,是对既有文献的丰富和拓展。第二,以往有关高管减持行为研究表明,利用策略性信息披露及对信息披露内容的自由裁量是高管实现机会主义减持的重要途径。由于机会主义减持引起了社会公众和媒体的高度关注,高管面临着较大的监管压力,因而引发本文对高管是否会利用其他更隐秘方式进行机会主义减持以实现寻租的思考。既有研究表明,高管基于股票的个人财富会受到股价的影响,而股价又受到分析师盈利预测乐观偏差的重要影响,因而股价将高管减持和分析师盈利预测偏差联系起来。由此推测,高管可能会利用分析师盈利预测乐观偏差进行减持寻租,本文从高管减持寻租这一独特视角,为谁利用分析师盈利预测乐观偏差这一问题的研究提供了较好的契机。第三,本研究提供了治理高管减持行为的新视角和新途径。本研究发现,分析师盈利预测乐观偏差越大,高管减持寻租的动机则越强,机会主义减持的频率越高、规模越大,择机性也越强,表明较差的外部信息治理环境是高管机会主义减持行为的重要诱因。为实现对高管减持行为的有效治理,需考虑多因素的综合作用,不仅需要强化法律法规的监管,还需要进一步改进外部信息治理环境,提升分析师预测质量和报告质量。

## 二、文献述评

### 1. 分析师盈利预测乐观偏差相关研究

既有文献对分析师盈利预测乐观偏差的动机展开了大量研究。分析师盈利预测乐观偏差的形成受到个人效用目标的影响,效用目标包括降低预测偏差、提高预测的有用性,以及由此形成良好的职业声誉并从中获取更多利益;还包括帮助券商获取投资银行业务、提高分析师盈利预测发布后的股票交易量等。具体而言,分析师盈利预测乐观偏差的形成原因主要有:第一,讨好、迎合管理层。企业管理层是分析师盈利预测过程中最重要的信息来源,管理层通过诸如业绩预告、分析师会议、电话会议和媒体发布会等多种方式向分析师提供信息。管理层提供的信息提升了分析师准确预测企业盈利的能力,而管理层在信息提供上不会平等对待所有分析师,讨好、迎合他们的分析师会得到更多获取私有信息的机会(Mayew等,2020)<sup>[3]</sup>。而且当分析师与管理层建立起融洽的合作关系后,会获得更多私有信息从而预测更准确,也更可能被大的经纪行雇佣,更可能成为全明星分析师(Ke和Yu,2006<sup>[18]</sup>;逯东等,2020<sup>[19]</sup>)。

第二,赢取投资银行业务和获取交易佣金。当分析师面临为其雇主赢取获利性的承销业务压力时,会倾向于发布乐观的预测(Mola和Guidolin,2009)<sup>[5]</sup>。但与此观点不同的是,Cowen等(2006)<sup>[4]</sup>研究发现,工作在全业务投资银行的分析师并未比工作在其他类型投行的同行更乐观,原因是全业务投资银行更注重声誉维护。与此类似,Jacob等(2008)<sup>[20]</sup>研究表明,投资银行分析师预测更准确的原因是投资银行的资源优势允许其雇佣更有经验和资质的分析师,这些分析师更有机会获得来自管理层的私有信息。Clarke等(2007)<sup>[21]</sup>研究指出没有证据表明发布乐观的盈余预测或股票推荐会影响投资银行业务合同的签订。因而,投资银行业务是否会导致分析师预测偏差存在不同的证据。交易佣金是券商的主要收入来源,券商通常把分析师业绩与分析师关注的股票交易量关联起来,为券商创造交易佣金是分析师扭曲盈余预测的主要原因之一。实证证据也表明交易佣金确实会扭曲分析师盈利预测(Cowen等,2006<sup>[4]</sup>;马黎珺等,2022<sup>[10]</sup>)。

第三,职业关注。职业关注是影响分析师发布有偏差的盈利预测的重要因素。Hong和Kubik(2003)<sup>[22]</sup>研究表明,发布乐观盈利预测的分析师更可能获得高层级经纪行的工作机会。Ke和Yu

(2006)<sup>[18]</sup>研究发现,提供先乐观后悲观预测模式的分析师被雇主解雇的可能性较低。由于卖方分析师将来有可能被他们跟踪的企业雇佣,他们可能基于自身利益而战略性发布有偏差的研究报告,比如,Horton等(2017)<sup>[6]</sup>研究发现,为取悦未来潜在的银行雇主,银行业分析师年度中首次(最后)的盈利预测相对更乐观(悲观);再如Lourie(2019)<sup>[7]</sup>研究发现,“旋转门”分析师为获得未来雇主的好感,会在最后一年扭曲每股收益预测,对雇佣他们的企业而言,会发布更乐观的研究报告,而对未雇佣他们的企业则发布更悲观的研究报告。

第四,认知偏差。大量证据表明证券分析师并非是完全理性的,认知的局限性可能会导致分析师盈利预测出现偏差,不能完全和理性地吸收公开的信息。比如,Dong等(2021)<sup>[23]</sup>研究发现,分析师调研时所在城市的空气质量指数与其随后发布的盈余预测负相关,与坏天气导致人们悲观主义和负面情绪的观点是一致的。由于分析师的预测总体是正向偏差的,污染天气引致的悲观主义使得预测接近于无偏差。而且,媒体乐观情绪以及投资者情绪均会导致分析师盈利预测出现乐观偏差。

## 2. 分析师与高管减持相关研究

对于高管减持寻租研究而言,既有文献一致认为信息优势是主要驱动因素,高管信息优势越突出,则寻租获利越多(Huddart和Ke,2007)<sup>[24]</sup>。高管不仅拥有信息优势,还是公司信息的披露者,对披露的内容和解释具有自由裁量权,为配合减持寻租,高管可能操控信息披露。比如,高管通过操纵年报语调(曾庆生等,2018)<sup>[13]</sup>和主动管理媒体披露(易志高等,2017)<sup>[14]</sup>等方式推动股价上升,在股价达到高位时减持以实现财富转移。高管利用信息优势或操控信息披露等方式择机减持牟取超常回报,损害了市场公平和中小投资者利益。因此,立足内部控制(陈作华和方红星,2019<sup>[25]</sup>;Skaipe等,2013<sup>[26]</sup>)、大股东(罗宏和黄婉,2020)<sup>[27]</sup>、融资融券制度(黄俊威,2020)<sup>[28]</sup>等,探索高管减持的治理机制也已成为中外学者研究的焦点。

分析师主要发挥信息中介和(或)独立提供信息的功能。信息中介角色意味着分析师收集企业披露的信息进行处理后再将它们披露给市场。分析师还发挥着信息提供者的角色,当企业披露水平较差的时候,外部投资者对分析师信息服务的需求更大。Wang和Yu(2019)<sup>[16]</sup>研究发现,内部人持股水平影响分析师预测质量,当内部人持股水平开始提高时,分析师预测更准确,分歧度更小;当持股水平超过40%~65%这一区间时,分析师预测质量开始恶化。Frankel和Li(2004)<sup>[29]</sup>研究了分析师跟踪对内部人交易的影响,发现分析师跟踪能够降低内部人交易的获利能力。孙淑伟等(2019)<sup>[17]</sup>研究了分析师评级对内部人减持的影响,发现内部人减持金额与分析师乐观评级的数量正相关。

综上分析,有关分析师盈利预测乐观偏差和内部人减持的研究已取得丰硕成果,但有关分析师盈利预测乐观偏差如何影响高管减持寻租的相关研究较为薄弱。国内外有关分析师与内部人交易的几篇文章,均未直接对分析师盈利预测乐观偏差如何影响高管减持寻租的作用机理提供清晰的界定和解释。高管基于股票的个人财富受到股价的影响,而公司股价又受到分析师预测行为的重要影响,因此股价将高管减持和分析师盈利预测乐观偏差联系起来。由此推测,高管可能会利用分析师盈利预测乐观偏差进行机会主义减持以获取超额回报。与既有研究相比,本文利用高管减持寻租这一独特视角,考察高管是否及如何利用分析师盈利预测乐观偏差,不仅丰富了分析师盈利预测行为的经济后果研究,还有助于揭开高管减持影响因素的“黑箱”,为监管当局加强对高管机会主义减持行为的监管提供决策参考。

## 三、理论分析与研究假设

股票和股票期权已成为高管薪酬中日益重要的组成部分,股票薪酬直接与公司股价相关,股价

高低对高管个人财富产生了重要影响,驱使高管自愿披露信息甚至操控信息披露来管理股价(Aboody和Kaszniak,2000)<sup>[30]</sup>。分析师盈利预测不但会影响投资者决策还影响公司股价,而高管减持与否又受到股价高低的影响,因此股价将分析师盈利预测与高管减持联系起来。为配合减持,高管倾向于披露好消息而隐藏坏消息以提升股价,而且隐藏坏消息的倾向增加了不确定性,降低了投资者的知情水平(Dye,1998)<sup>[31]</sup>,加剧了高管与投资者之间的信息不对称。而对于好消息的披露,高管可能通过“选择性”或“迎合性”披露,或控制披露节奏,向市场传递公司未来发展前景的积极信号,以期在股价高位时减持股票获取超额回报。证据表明,相较于坏消息,好消息释放后,高管会出售更多本公司股票(Noe,1999)<sup>[32]</sup>,策略性媒体披露能够帮助高管高位减持以实现财富转移(易志高等,2017)<sup>[14]</sup>,年报语调管理可以辅助高管营造乐观的氛围来配合他们年报公布后的减持行为(曾庆生等,2018)<sup>[13]</sup>。高管择机高位减持对投资者利益和实体经济发展危害较大,高管将承担职业声誉受损甚至面临法律制裁的风险(Gao等,2014)<sup>[15]</sup>。因而,高管权衡择机性减持获得的收益与可能要付出的代价后,可能会寻求其他更隐秘的途径,以降低信息操控配合减持带来的负面影响。分析师盈利预测乐观偏差会影响投资者决策进而影响股价,可能会被高管减持时加以利用而不用承担预测偏差的后果。

一旦制订减持计划,高管可能通过引导或利用隐秘的方式向分析师施压以使其发布乐观的盈利预测偏差推升股价,满足高管减持寻租的需要。一方面,作为信息的主要提供者,高管通过操控信息的内容和释放时机来影响分析师的盈利预期和盈利预测目标设定(Richardson等,2004)<sup>[33]</sup>。高管运用盈余的事先宣告来引导分析师预期,通过选择性披露暗示分析师是否应当提高或降低他们的盈余预测,以推动股票价格快速上升(Soffer等,2000)<sup>[34]</sup>;或者对分析师选择性披露乐观信息进行市值管理(罗党论和李晋杰,2022)<sup>[35]</sup>。另一方面,高管可能对那些发布盈利预测不利于自己的分析师进行惩罚,比如在电话会议、媒体发布会、投资者会议上故意忽视或冷待这样的分析师(Lim,2001)<sup>[36]</sup>,使得他们失去接近高管的机会,无法及时获取私有信息而导致盈利预测准确性降低,并给分析师和经纪行的声誉及影响力带来负面影响。与此同时,为了获取更多私有信息,以及为所属券商增加高利润的承销业务和提高交易佣金收入的压力(马黎珺等,2022)<sup>[10]</sup>,分析师会主动迎合高管减持寻租的需要而发布乐观的盈利预测来推高股价。

分析师盈利预测偏差会加剧高管与投资者之间的信息不对称,误导投资者决策。信息不对称导致投资者观察到分析师盈利预测后并不能充分推测出预测偏差的大小以及分析师私有信息的多少(Dye和Sridhar,2004)<sup>[37]</sup>,而分析师发布盈利预测信息的准确性是影响投资决策获利性的重要因素(Loh和Mian,2006)<sup>[38]</sup>。分析师盈利预测乐观偏差会导致公司负面消息不能通过研究报告及时传递给投资者,从而使股价难以全面和准确地反映基本面信息,而且被出具乐观盈利预测报告的股票很可能受到投资者追捧,从而刺激交易量并推高股价(潘越等,2011)<sup>[39]</sup>。因而,分析师盈利预测乐观偏差会驱使股价向有利于高管减持的方向变化。

综上分析,分析师盈利预测乐观偏差会推高股价,为高管在股价高位时减持提供了机会,从而有助于高管减持寻租。因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:在其他因素一定的条件下,分析师盈利预测乐观偏差有利于高管减持寻租。

信息是驱动股价动态变化的主要因素,股价动态变化传递的是股票市场资源配置和投资者决策的信号。作为资本市场的信息中介和信息制造者,为获得更多来自高管的私有信息,并为所在券商增加高利润的承销业务和提高交易佣金收入,分析师会主动迎合高管减持的需要,发布有利于高管的乐观性盈利预测来推高股价(Cowen等,2006)<sup>[4]</sup>。为维持与公司高管的良好关系,分析师可能蓄意隐瞒公司的负面消息(Chen和Matsumoto,2006)<sup>[40]</sup>,导致负面消息不能通过研究报告及时传递给投资者。而且分析师盈利预测乐观偏差会误导处于信息劣势地位的

外部投资者,外部投资者即使能够观察到分析师盈利预测,也难以推导出分析师所掌握的真实信息(Dye 和 Sridhar,2004)<sup>[37]</sup>,因而分析师盈利预测乐观偏差会加剧高管与投资者之间的信息不对称,导致公司信息效率降低,公司特质信息难以及时地反映到股价上。因而,分析师盈利预测越是乐观,公司股价表现越好(潘越等,2011)<sup>[39]</sup>,股价越可能偏离公司基本面价值。分析师盈利预测乐观偏差导致资本市场定价效率下降,加剧股价错估,进而有利于高管减持寻租。因此,本文提出如下假设:

$H_{2a}$ :在其他因素一定的条件下,分析师盈利预测乐观偏差加剧了股价错估从而有利于高管减持寻租。

一般而言,市场因素或经济因素变动对行业内或区域内的所有企业均会产生影响,不同企业对市场因素或经济因素变动有不同的敏感度。企业对市场因素或经济因素变动越敏感,则企业的市场风险越高,市场风险又称为系统风险,投资者通过多元化投资组合无法分散掉。Easley 和 O'Hara(2004)<sup>[41]</sup>通过理论分析认为信息质量会影响市场风险。Lambert 等(2007)<sup>[42]</sup>在单期 CAPM 设定的基础上构造新的模型认为,信息质量影响投资者对企业现金流的方差以及企业现金流与市场现金流集合之间的协方差的评估,信息噪音会加剧公司市场风险。Ashbaugh-Skaife 等(2009)<sup>[43]</sup>利用 Lambert 等(2007)<sup>[42]</sup>模型,实证研究发现,存在内部控制缺陷的公司有显著较高的市场风险。在当今资本市场上,海量信息、信息处理成本以及注意力有限的存在,可能导致投资者偏离最优决策(Blankespoor 等,2020)<sup>[44]</sup>。而分析师作为专业的信息中介机构,具有卓越的信息获取与处理能力,使得投资者对分析师提供的预测报告形成一定的依赖,从而影响其决策判断。分析师盈利预测乐观偏差会加剧高管与投资者之间的信息不对称,导致企业信息环境恶化,信息噪音程度加剧,从而扭曲市场的资源配置功能,导致投资者难以有效区分企业的优劣,将从高估算公司市场风险。因此,投资者为索取更高的投资回报,势必加大公司的融资成本并抑制公司股价,进而影响持股的高管财富,会驱动高管择时减持(陈作华和王守海,2020)<sup>[45]</sup>。分析师盈利预测乐观偏差导致市场风险加剧,有利于高管减持寻租。因此,本文提出如下假设:

$H_{2b}$ :在其他因素一定的条件下,分析师盈利预测乐观偏差加剧了市场风险从而有利于高管减持寻租。

## 四、研究设计

### 1. 样本选取与数据来源

高管减持交易数据来源于国泰安数据库,以 2007 年 7 月 1 日—2021 年 4 月 30 日期间所有 A 股上市公司董事、监事、高管及其亲属交易作为研究对象,初始研究样本为 118055 笔交易。剔除非“竞价交易”或非“二级市场买卖”的研究样本,剔除单笔交易小于 2000 股的研究样本,将各家公司同一日的交易合并处理后,共得到 66786 笔交易样本。因年报发布后市场会修正分析师盈利预测偏差,因而高管利用分析师盈利预测乐观偏差进行减持主要发生在年报发布前。另一方面,高管对公司当年盈利做出较为准确的预测需要一定的时间积累,才能大致判断出分析师对所在公司的盈利预测是否有较大偏差。据此,在当年 7 月 1 日至当年 4 月 30 日,高管能够更好地利用分析师盈利预测乐观偏差进行择机性减持。故将当年 7 月 1 日至当年 4 月 30 日期间的减持样本作为一个样本年度。考虑这一因素后,交易样本缩减为 53897 笔。

分析师盈利预测数据来源于国泰安数据库,其他财务数据来源于国泰安数据和万得数据库。剔除金融行业样本并考虑其他数据缺失问题后,最终得到 11483 个公司/年样本观测值。为避免离群值对本文结论的影响,对所有连续变量进行了上下 1% 缩尾处理。

## 2. 主要变量定义

(1) 分析师盈利预测偏差。借鉴李志生等 (2017)<sup>[46]</sup> 的做法, 度量分析师盈利预测偏差  $F\_Error_{i,t}$  的公式如下:

$$F\_Error_{i,t} = \left| \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,t}} FEPS_{i,t,j} - EPS_{i,t} \right| / Close\_Price_{i,t} \quad (1)$$

度量分析师盈利预测乐观偏差  $FOPT_{i,t}$  的公式如下:

$$FOPT_{i,t} = \left( \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,t}} FEPS_{i,t,j} - EPS_{i,t} \right) / Close\_Price_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $FEPS_{i,t,j}$  为分析师  $j$  对公司  $i$  第  $t$  年度最近一次的每股收益预测值,  $EPS_{i,t}$  为公司  $i$  第  $t$  年度的实际每股收益,  $Close\_Price_{i,t}$  为公司  $i$  第  $t$  年度的年终收盘价。因分析师盈利预测存在系统性的乐观偏差, 分析师盈利预测偏差与乐观偏差存在较为相似的发展趋势 (如图 1 所示), 故将分析师盈利预测偏差指标  $F\_Error$  视同分析师盈利预测乐观偏差。

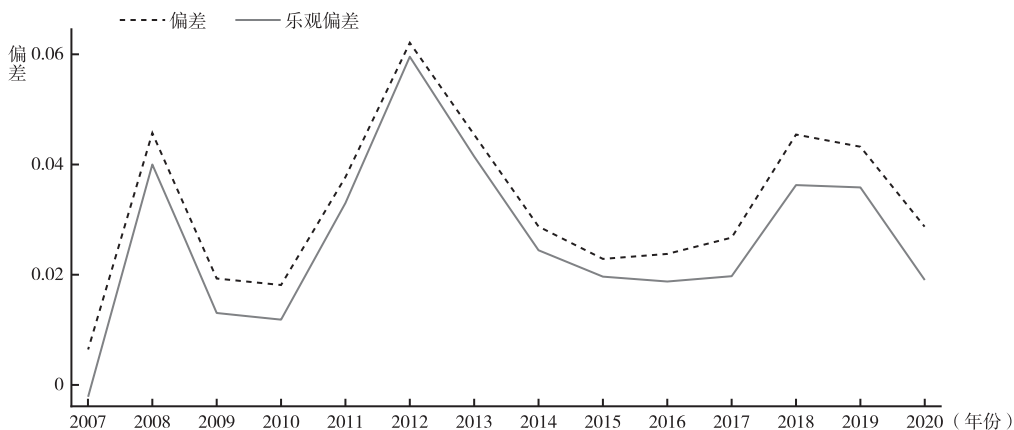


图 1 分析师盈利预测偏差与乐观偏差的数据分布

(2) 高管减持寻租。对于高管减持寻租的度量, 本文借鉴 Skaife 等 (2013)<sup>[26]</sup> 和张洪辉等 (2020)<sup>[47]</sup> 的思路, 采用公式 (3) 计算高管减持寻租。相对于外部投资者, 高管是私有信息的拥有者, 可能会利用私有信息优势在股价高位时择机减持股票, 并规避减持后的股价下跌。Skaife 等 (2013)<sup>[26]</sup> 在度量内部人交易寻租时将高管减持后的超额回报定义为规避的股价下跌, 并因此将内部人减持后的  $BHAR$  取负值。借鉴其思路, 本文同样将  $BHAR$  取负值。具体而言,  $BHAR_{i,t,d}$  为公司  $i$  在  $t$  年度交易日  $d$  之后一段时期的购买并持有超常回报, 依据高管减持后 6 个月期间来度量  $BHAR_{i,t,d}$ 。  $V\_Sold_{i,t,d}$  为公司  $i$  在  $t$  年度交易日  $d$  的减持金额。  $MV_{i,t-1}$  为公司  $i$  在  $t-1$  年的市值。  $Rent_{i,t}$  为公司  $i$  在  $t$  年度的高管减持寻租, 计算公式如下:

$$Rent_{i,t} = \frac{\sum_{d=1}^n (-BHAR_{i,t,d}) \times V\_Sold_{i,t,d}}{MV_{i,t-1}} \quad (3)$$

采用公式 (4) 对高管减持后的超额回报进行度量:

$$BHAR_{i,t,d} = \prod_{d=1}^N (1 + R_{id}) - \prod_{d=1}^N (1 + R_{md}) \quad (4)$$

其中,  $R_{id}$  为个股日回报率,  $R_{md}$  为基于流通市值加权平均法计算的综合日市场回报率。

(3) 控制变量。在检验分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的影响时, 控制了公司规

模 *Size*、资产负债率 *Lev*、账市比 *Bm*、总资产收益率 *ROA*、上市年限 *Age* 和信息透明度 *DA*<sup>①</sup>、个股日回报标准差 *Retvol* 以及产权性质 *Soe* 等公司特征指标,还对分析师跟踪 *Ana*、二职合一 *Dual*、独立董事规模 *Director* 和股权集中度 *OC* 等公司治理指标进行了控制。具体控制变量定义如表 1 所示。

表 1 主要控制变量的定义

变量	变量名称	变量定义
<i>Size</i>	公司规模	公司期初资产总额的自然对数
<i>Lev</i>	资产负债率	公司期初总负债与期初总资产之比
<i>Bm</i>	账市比	公司期初权益账面价值与其市场价值之比
<i>ROA</i>	总资产收益率	公司上一年度净利润与年期初总资产之比
<i>Age</i>	上市年限	公司上市年限的自然对数
<i>DA</i>	信息透明度	依据修正 Jones 模型估算的操控性应计利润
<i>Retvol</i>	股价总体波动性	公司股票日回报的标准差
<i>Soe</i>	产权性质	哑变量,国有企业取值为 1,非国有企业取值为 0
<i>Ana</i>	分析师跟踪	分析师跟踪人数加 1 的自然对数
<i>Dual</i>	二职合一	总经理与董事长二职合一的虚拟变量,二职合一取 1,否则为 0
<i>Director</i>	独立董事规模	独立董事人数与董事会人数之比
<i>OC</i>	股权集中度	第一大股东持股比例与第二至第十大股东持股比例之和的比值

### 3. 基准模型设定

为检验分析师盈利预测乐观偏差是否会有利于高管减持寻租,参考 Skaife 等(2013)<sup>[26]</sup>的做法,构建如下回归模型:

$$Rent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times F\_Error_{i,t} + \alpha_2 \times Controls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Rent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times FOPT_{i,t} + \beta_2 \times Controls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

对于假设  $H_1$  的检验,应关注模型(5)和模型(6)中  $\alpha_1$  和  $\beta_1$  的大小,如果  $\alpha_1$  和  $\beta_1$  显著为正,则表明分析师盈利预测乐观偏差有利于高管减持寻租,假设  $H_1$  将得以验证。

### 4. 描述性统计与相关性检验

表 2 列示了主要变量的描述性统计。高管减持寻租 *Rent* 的均值为 -0.006,中位数为 0。分析师盈利预测偏差均值为 0.035,中位数 0.019;分析师盈利预测乐观偏差均值为 0.029,中位数为 0.016;表明分析师盈利预测偏差和盈利预测乐观偏差均出现了一定程度右偏。依据分析师盈利预

① 根据修正 Jones 模型,依据同行业同年度上市公司数据,依据下式进行回归分析,残值取绝对值后即为 *DA*。 $\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0$

$\frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$ ,其中, $TA_{i,t}$ 为 *i* 公司第 *t* 年的总应计利润, $TA_{i,t} = NI_{i,t} - CFO_{i,t}$ , $NI_{i,t}$ 为 *i* 公司第 *t* 年的营业利润, $CFO_{i,t}$ 为 *i* 公司第 *t* 年的经营净现金流量。 $\Delta REV_{i,t}$ 是 *i* 公司第 *t* 年主营业务收入和上期主营业务收入的差额, $\Delta REC_{i,t}$ 是 *i* 公司第 *t* 年末应收账款和上期期末应收账款的差额, $PPE_{i,t}$ 是 *i* 公司第 *t* 年末厂房、设备等固定资产价值, $A_{i,t-1}$ 是 *i* 公司上期期末总资产, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。



测乐观偏差是否大于中位数,将样本分为乐观偏差较大组和乐观偏差较小组,发现高管减持寻租在两组之间存在着明显的差异(如图2所示),初步验证了假设  $H_1$ 。

表2 主要变量描述性统计

变量	均值	p25	中位数	p75	标准差	最小值	最大值
<i>Rent</i>	-0.006	0.000	0.000	0.000	0.936	-5.376	4.494
<i>F_Error</i>	0.035	0.007	0.019	0.045	0.042	0.000	0.230
<i>FOPT</i>	0.029	0.003	0.016	0.042	0.044	-0.065	0.216
<i>Size</i>	22.099	21.166	21.900	22.811	1.274	19.94	25.981
<i>Lev</i>	0.405	0.233	0.399	0.566	0.206	0.042	0.850
<i>Bm</i>	0.479	0.288	0.434	0.638	0.244	0.095	1.114
<i>ROA</i>	0.054	0.025	0.049	0.078	0.048	-0.108	0.205
<i>Age</i>	1.742	1.099	1.792	2.485	0.900	0.000	3.178
<i>DA</i>	0.059	0.019	0.043	0.080	0.057	0.001	0.313
<i>Retvol</i>	0.030	0.024	0.028	0.034	0.009	0.014	0.055
<i>Soe</i>	0.307	0.000	0.000	1.000	0.461	0.000	1.000
<i>Ana</i>	2.593	1.792	2.708	3.466	1.144	0.000	4.736
<i>Dual</i>	0.288	0.000	0.000	1.000	0.453	0.000	1.000
<i>Director</i>	0.374	0.333	0.333	0.429	0.053	0.333	0.571
<i>OC</i>	2.370	0.743	1.301	2.570	2.994	0.243	17.98

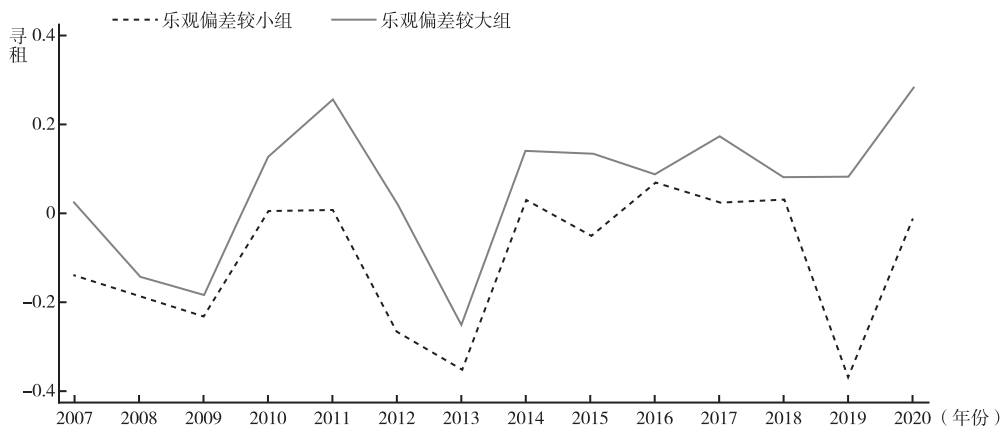


图2 分析师盈利预测乐观偏差分组时的高管减持寻租变化趋势

对主要变量之间的相关关系检验发现<sup>①</sup>,高管减持寻租 *Rent* 与分析师盈利预测偏差 *F\_Error* 和盈利预测乐观偏差 *FOPT* 之间的相关系数分别为 0.063 与 0.064,均在 1% 水平下显著,初步验证了假设  $H_1$ 。*F\_Error* 和 *FOPT* 之间的相关系数为 0.850,在 1% 水平下显著,表明分析师盈利预测偏差与盈利预测乐观偏差之间高度相关,分析师盈利预测呈现出系统性的乐观倾向。

① 限于篇幅,相关关系检验未予报告,留存备案。

## 五、实证结果

## 1. 基准回归

表3列示了分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租之间的回归结果。在第(1)列中, $F\_Error$ 的系数在1%水平下显著为正,意味着分析师盈利预测偏差越大,高管减持寻租越多,也就是高管减持后规避了更多的损失。在第(2)列中, $FOPT$ 的系数在1%水平下显著为正,表明分析师盈利预测乐观偏差越大,高管减持寻租越多。上述结果总体表明,分析师盈利预测乐观偏差有利于高管减持寻租,假设  $H_1$  得到验证。控制变量公司规模  $Size$  的系数显著为正,表明大规模公司高管减持更可能获取超额回报,原因可能是大规模公司较多实行基于股票的薪酬计划,公司股票流动性更强,减持交易较多。账市比  $Bm$  反映了公司相对价值,其系数显著为负,表明公司价值越被低估,高管进行减持的可能性越小,进而获取的超额回报越少。总资产收益率  $ROA$  的系数为负,公司财务绩效越好高管减持寻租的可能性越低,因而公司财务绩效会抑制高管减持寻租。分析师跟踪  $Ana$  的系数显著为负值,表明分析师跟踪具有治理效应,能够扮演抑制高管减持寻租的角色。其他控制变量对高管减持寻租未有显著影响。

表3 分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租

变量	(1)	(2)
	$Rent$	$Rent$
$F\_Error$	1.643 *** (6.959)	
$FOPT$		1.616 *** (7.825)
$Size$	0.066 *** (5.860)	0.070 *** (6.225)
$Lev$	0.031 (0.471)	0.036 (0.555)
$Bm$	-0.364 *** (-5.912)	-0.343 *** (-5.596)
$ROA$	-0.432 (-1.580)	-0.328 (-1.212)
$Age$	-0.011 (-0.862)	-0.008 (-0.636)
$DA$	-0.261 * (-1.648)	-0.226 (-1.427)
$Retvol$	-0.932 (-0.462)	-0.418 (-0.207)
$Soe$	0.014 (0.792)	0.015 (0.838)

续表 3

变量	(1)	(2)
	<i>Rent</i>	<i>Rent</i>
<i>Ana</i>	-0.032 *** (-3.343)	-0.032 *** (-3.299)
<i>Dual</i>	-0.031 (-1.357)	-0.031 (-1.366)
<i>Director</i>	-0.167 (-0.966)	-0.152 (-0.885)
<i>OC</i>	0.000 (0.231)	0.000 (0.071)
常数项	-1.349 *** (-5.227)	-1.461 *** (-5.698)
行业/年份固定效应	是	是
观测值	11483	11483
调整 R <sup>2</sup>	0.028	0.029

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平下显著；括号内的 *t* 值经过公司层面聚类调整和异方差调整，下同

## 2. 稳健性检验

(1) 内生性问题。考虑到并非全部上市公司均有分析师跟踪并发布盈利预测报告，本文的实证研究结果可能存在样本选择偏差，故选择 Heckman 两阶段模型进行校正。在第一阶段，定义分析师发布上市公司盈利预测报告 *Forecast*，为哑变量，上市公司有分析师跟踪并发布盈利预测报告定义为 1，否则为 0。由于券商营业收入主要取决于券商规模和战略决策，不受被跟踪企业高管行为的影响，因而将所属券商承销收入排名前十的分析师数量占跟踪一家上市公司分析师总数量的比重 *Big10r* 作为 *Forecast* 的工具变量。此外，分析师专业的信息获取能力依赖于其与上市公司之间的“时空距离”，高铁开通有助于分析师对沿线公司开展调研活动，降低信息获取成本，提升盈利预测准确性（杨青等，2019）<sup>[48]</sup>，而高铁开通与高管减持寻租之间并无直接的关系。因而，将上市公司总部所在城市是否开通高铁 *HSR* 作为 *Forecast* 的工具变量，*HSR* 为哑变量，上市公司总部所在城市开通高铁后取值为 1，高铁开通前以及始终未开通的城市取值为 0。同时控制影响 *Forecast* 的因素，比如公司规模 *Size*、权益净利率 *Roe*、公司上市年限 *Age*、董事长与总经理是否二合一 *Dual*、信息透明度 *DA*、管理层业绩预告披露主动性 *Voluntary*<sup>①</sup>、公司是否增发股票 *SEO*、分析师跟踪人数 *Ana* 以及机构投资者持股比例 *Inst*。通过逻辑回归，计算得到逆米尔斯比 *IMR*。在第二阶段，将 *IMR* 作为控制变量纳入前述模型(5)和模型(6)中进行回归，表 4 的回归结果表明，控制住样本选择偏差后结论是稳健的。

① 以中国证监会 2007 年发布的《上市公司信息披露管理办法》为依据，将预增、预减、首亏、续亏和扭亏等业绩预告类型视为强制披露类型，将略增、略减、续盈和不确定等业绩预告类型视为非强制披露类型。当管理层披露非强制披露类型业绩预告时，认为管理层具有较强的业绩预告主动性；反之，则较低。

表 4 Heckman 第二阶段回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>Rent</i>	<i>Rent</i>
<i>F_Error</i>	1.706 *** (6.804)	
<i>FOPT</i>		1.683 *** (7.701)
<i>IMR</i>	-0.071 ** (-2.372)	-0.069 ** (-2.298)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
观测值	10761	10761
调整 R <sup>2</sup>	0.030	0.030

(2) 替换高管减持寻租的度量方式。对于高管减持寻租,首先,依据高管减持后 12 个月的  $BHAR_{i,t,d}$  度量模型(3)中的  $Rent_r$  并进行回归分析,回归结果如表 5 第(1)和(2)列所示,  $F\_Error$  和  $FOPT$  的系数在 1% 水平下显著为正。其次, Liu 等(2019)<sup>[49]</sup> 构建了适用于中国 A 股市场的三因素定价模型(7),利用这一模型对高管减持后 125 天的数据进行估计分析,将  $\alpha$  取负值作为高管减持的超额回报并基于此度量高管减持寻租  $Rent\_CH3$ , 回归分析发现  $F\_Error$  和  $FOPT$  的系数在 1% 水平下显著为正。上述结果表明,前文结论是稳健的。

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{MKT}MKT_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{VMG}VMG_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Rent_r</i>	<i>Rent_r</i>	<i>Rent_CH3</i>	<i>Rent_CH3</i>	<i>Rent</i>	<i>Rent</i>
<i>F_Error</i>	2.447 *** (6.910)		0.012 *** (6.715)			
<i>FOPT</i>		2.355 *** (7.750)		0.011 *** (7.090)		
<i>F_Error_r</i>					1.665 *** (6.811)	
<i>Dispersion</i>						1.740 *** (5.167)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	11483	11483	11483	11483	11483	11483
调整 R <sup>2</sup>	0.033	0.034	0.011	0.011	0.028	0.026

(3) 替换分析师盈利预测偏差的度量方式。借鉴李志生等(2017)<sup>[46]</sup>,采用公式(8)和公式(9)对分析师盈利预测偏差进行重新度量。公式(8)为分析师盈利预测偏差的替代度量方式,公式

(9) 中的  $Dispersion_{i,t}$  为分析师盈利预测分歧度, 越大则预测准确度越差, 其中  $\overline{EPS}_{i,t}$  为分析师预测的每股收益均值。据此进行回归分析, 结果如表 5 第(5)列和(6)列所示, 发现  $F\_Error\_r$  和  $Dispersion$  的系数在 1% 水平下显著为正, 表明前文的主要发现是稳健的。

$$F\_Error\_r_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,t}} |FEPS_{i,t,j} - \overline{EPS}_{i,t}| / Close\_Price_{i,t} \tag{8}$$

$$Dispersion_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,t}} (FEPS_{i,t,j} - \overline{EPS}_{i,t})^2} / Close\_Price_{i,t} \tag{9}$$

(4) 其他稳健性检验<sup>①</sup>。考虑到高管减持寻租最大值和最小值相对于平均值有着极端值的特征, 首先, 将  $Rent$  排序, 小于 33% 分位数的取值为 1, 介于 33% 分位数与 66% 分位数的取值为 2, 大于 66% 分位数的取值为 3, 得到  $Rent\_rank1$  变量。其次, 将  $Rent$  小于 0 的取值为 1, 等于 0 的取值为 2, 大于 0 的取值为 3, 得到  $Rent\_rank2$  变量。分别进行回归分析, 发现前文结论是稳健的。2020 年初开始, 中国突发新冠肺炎疫情, 上市公司经营活动以及分析师调研和相应的预测行为均可能受到影响。考虑到结论的稳健性, 将 2020 年的样本量剔除进行回归分析, 发现前文结论是稳健的。

鉴于中国证监会 2016 年和 2017 年连续发布的减持新规可能对结论产生影响, 本文以 2016 年为分界点, 考察减持新规施行前后分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的影响是否存在显著差异。回归分析结果表明, 减持新规对二者的关系没有产生显著的影响。对于高管与分析师可能的合谋问题, 本文依据分析师跟踪人数进行了分组检验, 发现分析师人数较少与较多时, 分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的影响并未有显著的差异。

### 3. 机制分析

(1) 股价错估程度。对于股票错误定价程度的衡量, 借鉴戴鹏毅等(2021)<sup>[50]</sup>的做法, 采用公司日收盘价的均值  $P$  与内在价值  $V$  的比值, 然后取自然对数, 再取绝对值来衡量股票错误定价的绝对程度  $VP\_abs$ ,  $VP\_abs$  越大, 资本市场定价效率越低。为此, 将股价错估程度对分析师盈利预测偏差和盈利预测乐观偏差进行回归分析, 结果如表 6 第(1)列和(2)列所示。发现  $F\_Error$  和  $FOPT$  的系数均显著为正, 分析师盈利预测偏差和盈利预测乐观偏差越大, 则公司股价错估程度越严重。结果表明, 分析师盈利预测乐观偏差导致资本市场定价效率下降, 加剧股价错估, 进而有利于高管减持寻租, 假设  $H_{2a}$  得以验证。

表 6 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$VP\_abs$	$VP\_abs$	$Beta$	$Beta$
$F\_Error$	3.348*** (16.870)		0.005*** (7.097)	
$FOPT$		2.756*** (14.755)		0.007*** (9.928)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	11483	11483	11483	11483
调整 $R^2$	0.429	0.421	0.853	0.854

① 限于篇幅, 其他稳健性检验未予报告, 留存备案。

(2)市场风险。对于市场风险的测度,利用资本资产定价模型(10)进行回归,得到的 $\beta_i$ 系数作为公司*i*的市场风险 *Beta* 的衡量指标。具体而言:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, $R_{i,t}$ 是指股票*i*在*t*日的市场收益率, $R_{m,t}$ 是市场在*t*日的综合收益率,属于持有期流通市值加权市场收益率; $R_{f,t}$ 是日度化无风险收益率,基准是整存整取一年期定期利率。在操作上对模型(10)采用最小二乘法估计时间跨度为1年的 $\beta$ 系数。

将公司市场风险对分析师盈利预测偏差和盈利预测乐观偏差进行回归分析,结果如表6第(3)列和(4)列所示。发现 *F\_Error* 和 *FOPT* 的系数均显著为正,分析师盈利预测偏差和盈利预测乐观偏差越大,则公司市场风险越高。结果表明,分析师盈利预测乐观偏差导致市场风险加剧,有利于高管减持寻租,假设  $H_{2b}$  得以验证。

#### 4. 异质性分析

(1)管理层自利性。相对于外部投资者,公司管理层在财务状况、经营成果与发展前景上具有更多信息优势,作为理性“经济人”,自利动机驱使管理层通过隐藏坏消息,或者尽可能多披露好消息而少披露坏消息等方式操控信息披露。操控信息披露使得不利于高管能力评价和公司估值的坏消息被暂时隐藏起来,投资者搜集和处理坏信息时面临更多困难,信息搜集和处理成本增加,对公司真实业绩与未来发展前景难以看清,导致高估公司价值。因而,对于高管减持而言,自利动机越强越可能会驱使他们蓄意隐匿负面消息或者操控正面信息的披露,公司股价被人为推高,从而达到配合减持的目的。据此,可以预期管理层自利性越强,分析师盈利预测乐观偏差越有利于高管减持寻租。

参考黄俊威(2020)<sup>[28]</sup>等通常做法,采用管理费用与营业费用之和与营业收入的比值度量管理层自利性 *AC*。管理费用和营业费用率越高,管理层自利性越强。将 *F\_Error* 和 *FOPT* 与 *AC* 分别构建交互项并纳入模型(5)和模型(6)中进行回归分析,回归结果如表7所示。结果表明,*F\_Error* × *AC* 和 *FOPT* × *AC* 的系数均在5%水平下显著为正,表明管理层自利性越强,则分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租的正向关系越明显,预期得以验证。

表7 异质性分析:管理层自利性

变量	(1)	(2)
	<i>Rent</i>	<i>Rent</i>
<i>F_Error</i>	1.734*** (7.052)	
<i>FOPT</i>		1.731*** (7.764)
<i>F_Error</i> × <i>AC</i>	4.764** (2.300)	
<i>FOPT</i> × <i>AC</i>		4.742** (2.421)
<i>AC</i>	0.004 (0.040)	-0.006 (-0.067)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
观测值	11483	11483
调整 R <sup>2</sup>	0.029	0.029

(2)管理层业绩预告乐观性。现代公司治理理论认为,管理层发布业绩预告目的是降低他们与投资者和分析师之间的信息不对称,是管理层向资本市场传递信息和影响公司市值的主要方式。然而管理层发布业绩预告与维护其自身利益的动机高度相关,相对于是否发布业绩预告,管理层在业绩预告内容和细节上有更多自由裁量权。当管理层薪酬中的权益性薪酬占有较大比重时,管理层发布业绩预告更多是推动股价上升。管理层会策略性地选择业绩预告准确性,以便在减持前提高股票价格,而在增持前压制股票价格(Cheng 等,2013)<sup>[51]</sup>。而且,当投资者难于识别管理层业绩预告偏差时,管理层更可能在减持前发布乐观性的业绩预告,在增持前发布悲观性的业绩预告。因而,为牟取减持利益,高管具有策略性操控业绩预告的动机。另一方面,管理层发布业绩预告是分析师获取企业信息的重要来源,对分析师盈利预测具有重要影响(刘青青和陈宋生,2019)<sup>[52]</sup>。据此,可以预期管理层业绩预告越乐观,分析师盈利预测乐观偏差越有利于高管减持寻租。

借鉴李志生等(2017)<sup>[46]</sup>做法,并以中国证监会 2007 年发布的《上市公司信息披露管理办法》为依据,将业绩预告类型为“略增”“预增”和“扭亏”赋值为 1,将“持平”“不确定”和“续盈”赋值为 0,将“略减”“续亏”“首亏”和“预减”赋值为 -1,求同年度业绩预告类型赋值的均值,当均值大于 0 时,管理层业绩预告为乐观性预告,否则为悲观性预告。将  $F\_Error$  和  $FOPT$  与管理层业绩预告乐观性  $EFOPT$  分别构建交互项并纳入模型(5)和模型(6)中进行回归分析,回归结果如表 8 所示。结果表明, $F\_Error \times EFOPT$  的系数为 0.695,不显著, $FOPT \times EFOPT$  的系数为 0.784,在 10% 水平下显著为正。总体表明,管理层业绩预告越乐观,分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租的正向关系越明显。

表 8 异质性分析:管理层业绩预告乐观性

变量	(1)	(2)
	<i>Rent</i>	<i>Rent</i>
<i>F_Error</i>	1.301 *** (4.344)	
<i>FOPT</i>		1.250 *** (4.365)
<i>F_Error</i> × <i>EFOPT</i>	0.695 (1.475)	
<i>FOPT</i> × <i>EFOPT</i>		0.784 * (1.800)
<i>EFOPT</i>	-0.020 (-0.934)	-0.011 (-0.486)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
观测值	11483	11483
调整 R <sup>2</sup>	0.028	0.029

(3)监管力度。高管基于私利目的的减持寻租行为违背了市场公平,对中小股东利益和实体经济发展均产生了较为严重的负面后果,成为社会公众、媒体和监管机构关注的焦点。中国证监会

在 2015—2017 年间先后发布减持新规,目的是强化对高管减持行为的监管。由此可以预期,高管减持时面临的监管力度越大,分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租的正向关系越弱。

企业与其利益相关者之间的地理邻近性可以降低信息的获取成本,并因而降低它们之间的信息不对称,有助于利益相关者对企业实施监督(Quan 和 Zhang,2021)<sup>[53]</sup>。因而,本文将上市公司总部与监管机构之间的地理距离  $Distance$  作为监管力度的替代变量,具体是上海证券交易所和深圳证券交易所上市的公司分别与上海市和深圳市之间的地理距离,单位是千公里。将  $F\_Error$  和  $FOPT$  与地理距离  $Distance$  分别构建交互项并纳入模型(5)和模型(6)中进行回归分析,回归结果如表 9 所示。结果表明, $F\_Error \times Distance$  和  $FOPT \times Distance$  的系数为负,均不显著。因而,监管力度对分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租之间的关系没有显著的影响。

表 9 异质性分析:监管力度

变量	(1)	(2)
	$Rent$	$Rent$
$F\_Error$	1.653 *** (6.924)	
$FOPT$		1.619 *** (7.736)
$F\_Error \times Distance$	-0.221 (-0.759)	
$FOPT \times Distance$		-0.095 (-0.369)
$Distance$	0.003 (0.222)	0.002 (0.170)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
观测值	11483	11483
调整 $R^2$	0.028	0.028

(4) 产权性质。相较于非国有企业高管而言,国有企业高管通常兼具职业经理人和官员的双重身份,尤为重视政治晋升和政治声誉。国有企业高管减持寻租通常会引起较高的社会关注,不但面临职业声誉受损甚至法律制裁的风险,还要面临政治晋升受阻和政治声誉受损的风险。因此,国有企业高管对减持非常慎重。可以预期,在国有上市公司,分析师盈利预测乐观偏差与高管减持寻租的正向关系将被削弱。

将  $F\_Error$  和  $FOPT$  与产权性质  $Soe$  分别构建交互项并纳入模型(5)和模型(6)中进行回归分析,回归结果如表 10 所示。结果表明, $F\_Error \times Soe$  和  $FOPT \times Soe$  的系数全部显著为负。因而,在国有上市公司,分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的正向影响得到明显削弱。

表 10 异质性分析:产权性质

变量	(1)	(2)
	$Rent$	$Rent$
$F\_Error$	1.915 *** (6.026)	



续表 10

变量	(1)	(2)
	<i>Rent</i>	<i>Rent</i>
<i>FOPT</i>		2.040 *** (6.890)
<i>F_Error</i> × <i>Soe</i>	-0.797 ** (-2.140)	
<i>FOPT</i> × <i>Soe</i>		-1.097 *** (-3.274)
<i>Soe</i>	0.014 (0.794)	0.014 (0.762)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
观测值	11483	11483
调整 R <sup>2</sup>	0.028	0.029

## 六、进一步检验

### 1. 分析师盈利预测乐观偏差与高管机会主义减持

高管减持后一段时期的购买并持有超额回报如果为负则反映高管利用了私有信息优势,通常被定义为知情交易,说明高管交易中存在机会主义行为(Kallunki 等,2018)<sup>[54]</sup>。依据 Kallunki 等(2018)<sup>[54]</sup>以及罗宏和黄婉(2020)<sup>[27]</sup>的做法,如果一笔高管减持交易的购买并持有超额回报为负,这笔交易则被定义为机会主义减持,否则被定义为常规性减持。设置机会主义减持次数 *Oppsalen* 和机会主义减持规模 *Oppsalea* 两个变量以度量高管机会主义减持的次数和规模。具体而言,将高管减持后 30 天的购买并持有超常回报为负的交易定义为机会主义减持,将一个样本年度中符合机会主义减持定义的减持交易次数加总后得到机会主义减持次数变量 *Oppsalen*。同理,将一个样本年度中符合机会主义减持定义的减持金额加总后得到机会主义减持规模变量 *Oppsalea*。据此,将分析师盈利预测乐观偏差对高管机会主义减持次数和规模进行回归分析,结果如表 11 所示。发现 *F\_Error* 和 *FOPT* 的系数全部在 1% 水平下显著为正,意味着分析师盈利预测乐观偏差越大,则高管进行机会主义减持的次数和规模越大,表明分析师盈利预测乐观偏差是高管机会主义减持的驱动因素。

表 11 分析师盈利预测乐观偏差与高管机会主义减持

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Oppsalen</i>	<i>Oppsalea</i>	<i>Oppsalen</i>	<i>Oppsalea</i>
<i>F_Error</i>	0.731 *** (4.347)	7.962 *** (4.530)		
<i>FOPT</i>			0.861 *** (5.618)	9.341 *** (5.937)

续表 11

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Oppsalen</i>	<i>Oppsalea</i>	<i>Oppsalen</i>	<i>Oppsalea</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	11483	11483	11483	11483
调整 R <sup>2</sup>	0.092	0.102	0.093	0.103

## 2. 分析师盈利预测乐观偏差与高管减持择机性

Cohen 等 (2012)<sup>[55]</sup> 将内部人细分为常规性交易者 (routine traders) 和机会主义交易者 (opportunistic traders), 两类交易者的减持行为被分别定义为常规性减持 (routine sells) 和机会主义减持 (opportunistic sells)。常规性减持具有可预测性和可识别性, 因而没有信息含量; 而机会主义减持则具有丰富的信息含量。Cohen 等 (2012)<sup>[55]</sup> 检验发现, 机会主义减持交易者获得了较高的超额回报, 而常规性减持交易者的超额回报几乎为零。因而高管减持前后一段时期的购买并持有超额回报能够反映高管私有信息优势的大小及其择机性。基于这一分析, 将高管减持择机性区分为如下两类: “精准式” 减持择机性和“避损式” 减持择机性。具体而言, 若高管选择股价高位时减持, 且减持后股价迅速掉头向下, 则高管减持超额回报为“精准式” 减持超额回报, 将高管减持前 30 天的购买并持有超额回报<sup>①</sup>与高管减持后 30 天的购买并持有超额回报<sup>②</sup>相加度量“精准式” 减持择机性 *TOPAR*, 数值越大则高管减持择机性越强; 若高管减持后股价迅速掉头向下, 则高管减持超额回报为“避损式” 减持超额回报, 将高管减持后 30 天的购买并持有超额回报度量“避损式” 减持择机性 *ALAR*, 数值越大则高管减持择机性越强。据此构建模型如下:

$$TOPAR_{i,t,d} = \chi_0 + \chi_1 \times F\_Error_{i,t} + \chi_2 \times Controls + \sum Stkcd + \sum Year + \varepsilon_{i,t,d} \quad (11)$$

$$ALAR_{i,t,d} = \delta_0 + \delta_1 \times F\_Error_{i,t} + \delta_2 \times Controls + \sum Stkcd + \sum Year + \varepsilon_{i,t,d} \quad (12)$$

在模型 (11) 和模型 (12) 中还控制了股票收益动量 *Momentum* 和股票日回报标准差 *Log\_Retvol* 等高管减持前的市场表现指标变量, 其他控制变量同前述模型。依据模型 (11) 和模型 (12) 进行回归分析, 回归结果如表 12 第 (1) ~ (4) 列所示, 发现 *F\_Error* 和 *FOPT* 的系数均在 1% 水平下显著为正, 表明分析师盈利预测乐观偏差越大, 则高管减持时的择机性越强。

表 12 分析师盈利预测乐观偏差与高管减持择机性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>TOPAR</i>	<i>ALAR</i>	<i>TOPAR</i>	<i>ALAR</i>	<i>TOPAR_car</i>	<i>ALAR_car</i>	<i>TOPAR_car</i>	<i>ALAR_car</i>
<i>F_Error</i>	0.273 *** (3.983)	0.324 *** (6.799)			0.250 *** (3.626)	0.229 *** (4.519)		
<i>FOPT</i>			0.297 *** (4.468)	0.330 *** (7.093)			0.273 *** (4.063)	0.243 *** (4.907)
<i>Momentum</i>	0.318 *** (31.518)	0.052 *** (6.863)	0.319 *** (31.446)	0.053 *** (6.905)	0.283 *** (30.165)	0.151 *** (20.986)	0.284 *** (30.097)	0.152 *** (21.050)
<i>Log_Retvol</i>	0.108 *** (2.988)	0.060 ** (2.424)	0.106 *** (2.938)	0.058 ** (2.358)	0.158 *** (4.921)	0.082 *** (3.466)	0.156 *** (4.869)	0.080 *** (3.406)

① 采用前述模型 (4) 度量高管减持前后的超额回报。

② 因高管减持后获得超额回报为高管规避的损失, 故将规避的损失取负值。

续表 12

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>TOPAR</i>	<i>ALAR</i>	<i>TOPAR</i>	<i>ALAR</i>	<i>TOPAR_car</i>	<i>ALAR_car</i>	<i>TOPAR_car</i>	<i>ALAR_car</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	26978	26978	26978	26978	26978	26978	26978	26978
调整 R <sup>2</sup>	0.291	0.197	0.291	0.198	0.283	0.268	0.283	0.269

基于结论稳健性考虑,采用事件研究法中的市场模型计算高管减持前后的累积超额回报 CAR,将高管减持后的 CAR 取负值。将高管减持前 30 天的 CAR 与后 30 天的 CAR 相加度量“精准式”减持择机性 *TOPAR\_car*,数值越大则高管减持择机性越强;将高管减持后 30 天的 CAR 度量“避损式”减持择机性 *ALAR\_car*,数值越大则高管减持择机性越强。将 *TOPAR\_car* 和 *ALAR\_car* 分别替换 *TOPAR* 和 *ALAR* 并纳入模型(11)和模型(12)进行回归分析,结果如表 12 第(5)~(8)列所示,发现 *F\_Error* 和 *FOPT* 的系数均在 1% 水平下显著为正,表明分析师盈利预测乐观偏差越大,高管减持时的择机性越强,结论较为稳健。

## 七、结论与启示

### 1. 研究结论

伴随着中国资本市场的兴起,分析师行业无论是从业人员数量还是发布的研究报告数量均呈现出快速增长态势。然而,中国证券分析师对公司盈利的预测行为却是低效的,主要原因是分析师追求更高外在显示能力的主观动机和中国上市公司较差的信息披露质量。因此,分析师盈利预测乐观偏差可能会误导投资者,导致股价偏离基本面。股票薪酬在高管薪酬体系中日益重要,使得高管极为重视公司股价。因而,分析师盈利预测乐观偏差可能会被高管在减持时利用。为此,以 2007—2021 年中国 A 股上市公司为样本,实证检验了分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的影响。研究发现,分析师盈利预测乐观偏差越大,高管减持寻租越多,表明高管减持时存在明显的机会主义行为。机制分析发现,分析师盈利预测乐观偏差加剧了股价错估程度和市场风险,为高管减持寻租提供了机会。异质性分析发现,分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的正向影响在管理层自利性较强、业绩预告较为乐观时更明显,在国有上市公司更弱。进一步检验发现,分析师盈利预测乐观偏差对高管机会主义减持的次数、规模以及减持择机性均有显著的正向影响。综上所述,分析师盈利预测乐观偏差成为了高管减持寻租的有利工具。

### 2. 研究启示

第一,监管机构应强化分析师执业独立性,提升分析师执业质量。中国证券业协会 2005 年 8 月 23 日第三届理事会第四次会议审议通过《中国证券业协会证券分析师职业道德守则》,提出证券分析师执业的十六字原则,即“独立诚信、谨慎客观、勤勉尽职、公正公平”。然而,中国证券分析师执业的独立性和执业质量仍然堪忧。本文结论表明,分析师盈利预测行为的低效降低了信息效率、降低了资本市场定价效率,并加剧了市场风险,被高管减持时机会主义地利用。鉴于分析师盈利预测偏差的负面后果,提升分析师预测准确性对于资本市场稳定发展尤为重要。因此,监管机构应该明确证券分析师研究与券商投行业务和经纪业务的完全分离,尤其在分析师薪酬契约设定上实现分析师薪酬与投行业务和经纪业务的分离,降低利益冲突对分析师研究独立性的影响,尽可能为客户提供更多无偏差的盈利预测,从而为客户创造更多价值。应当鼓励大规模券商在分析师研究与投行业务和经纪业务分离上发挥引领作用。

第二,应重视分析师声誉机制治理功能的发挥。本文研究结论表明,分析师盈利预测乐观偏差产

生了诸多负面影响,应重视分析师声誉机制的治理功能以提升分析师盈利预测准确性。盈利预测准确性是明星分析师排名的重要决定因素,分析师通过提供可靠的、准确的与及时的预测和推荐而形成声誉。因而,培育和完善分析师声誉形成机制,发挥声誉机制的治理功能以降低分析师盈利预测偏差。

第三,营造治理高管减持行为的市场化信息环境。中国证监会2016年和2017年先后发布减持新规,加强了对内部人减持行为监管。除依靠法律法规治理高管减持行为以外,仍需营造治理高管减持行为的市场化信息环境。本文研究发现,当管理层业绩预告较为乐观时,分析师盈利预测乐观偏差对高管减持寻租的影响更为显著。因此,除提升分析师盈利预测准确性外,还需提升企业信息披露质量和信息效率,积极营造治理高管减持行为的市场化信息环境。

## 参考文献

- [1] Beyer, A., D. A. Cohen, T. Z. Lys, and B. R. Walther. The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50, (2-3): 296-343.
- [2] Francis, J., and D. Philbrick. Analysts' Decisions as Products of a Multi-task Environment [J]. *Journal of Accounting Research*, 1993, 31, (2): 216-230.
- [3] Mayew, W. J., M. Sethuraman, and M. Venkatchalam. Individual Analysts' Stock Recommendations, Earnings Forecasts, and the Informativeness of Conference Call Question and Answer Sessions [J]. *The Accounting Review*, 2020, 95, (6): 311-337.
- [4] Cowen, A., B. Groyberg, and P. Healy. Which Types of Analyst Firms are More Optimistic? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 41, (1-2): 119-146.
- [5] Mola, S., and M. Guidolin. Affiliated Mutual Funds and Analyst Optimism [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93, (1): 108-137.
- [6] Horton, J., G. Serafeim, and S. Wu. Career Concerns of Banking Analysts [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 63, (2-3): 231-252.
- [7] Lourie, B. The Revolving Door of Sell-Side Analysts [J]. *The Accounting Review*, 2019, 94, (1): 249-270.
- [8] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 徐信忠. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险 [J]. *北京: 经济研究*, 2012, (7): 127-140.
- [9] 张宗新, 吴钊颖. 媒体情绪传染与分析师乐观偏差——基于机器学习文本分析方法的经验证据 [J]. *北京: 管理世界*, 2021, (1): 170-185, 11, 20-22.
- [10] 马黎珺, 吴雅倩, 伊志宏, 刘嫣然. 分析师报告的逻辑性特征研究: 问题、成因与经济后果 [J]. *北京: 管理世界*, 2022, (8): 217-234.
- [11] 陈作华, 方红星, 王守海. 董监高减持股份行为会加剧股价崩盘风险吗? [J]. *北京: 中国会计评论*, 2018, (2): 175-204.
- [12] Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki. Do Managers Withhold Bad News? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47, (1): 241-276.
- [13] 曾庆生, 周波, 张程, 陈信元. 年报语调与内部人交易: “表里如一”还是“口是心非”? [J]. *北京: 管理世界*, 2018, (9): 143-160.
- [14] 易志高, 潘子成, 茅宁, 李心丹. 策略性媒体披露与财富转移——来自公司高管减持期间的证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2017, (4): 166-180.
- [15] Gao, F., L. L. Ling, and I. X. Zhang. Commitment to Social Good and Insider Trading [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 57, (2-3): 149-175.
- [16] Wang, J. W., and W. W. Yu. Insider Ownership and Analyst Forecast Property [J]. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2019, 34, (1): 125-150.
- [17] 孙淑伟, 梁上坤, 付宇翔, 朱红军. 择机还是共谋——内部人减持前的分析师行为 [J]. *天津: 管理科学学报*, 2019, (12): 105-123.
- [18] Ke, B., and Y. Yu. The Effect of Issuing Biased Earnings Forecasts on Analysts' Access to Management and Survival [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44, (5): 965-999.
- [19] 遼东, 谢璇, 杨丹. 乐观的分析师更可能进入明星榜单吗——基于《新财富》最佳分析师的评选机制分析 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2020, (2): 108-120.
- [20] Jacob, J., S. Rock, and D. P. Weber. Do Non-Investment Bank Analysts Make Better Earnings Forecasts? [J]. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2008, 23, (1): 23-61.
- [21] Clarke, J., A. Khorana, A. Patel, and P. R. Rau. The Impact of All-Star Analyst Job Changes on Their Coverage Choices and Investment Banking Deal Flow [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84, (3): 713-737.
- [22] Hong, H., and J. D. Kubik. Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58, (1): 313-351.

- [23] Dong, R. , R. Fisman, Y. Wang, and N. Xu. Air Pollution, Affect, and Forecasting Bias: Evidence from Chinese Financial Analysts [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139, (3) :971 – 984.
- [24] Huddart, S. J. , and B. Ke. Information Asymmetry and Cross-sectional Variation in Insider Trading [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2007, 24, (1) :195 – 232.
- [25] 陈作华, 方红星. 内部控制能扎紧董监高的机会主义减持藩篱吗? [J]. *北京: 会计研究*, 2019, (7) :82 – 89.
- [26] Skaife, H. A. , D. Veenman, and D. Wangerin. Internal Control Over Financial Reporting and Managerial Rent Extraction: Evidence from the Profitability of Insider Trading [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2013, 55, (1) :91 – 110.
- [27] 罗宏, 黄婉. 多个大股东并存对高管机会主义减持的影响研究 [J]. *北京: 管理世界*, 2020, (8) :163 – 178.
- [28] 黄俊威. 融资融券制度与公司内部人减持——一种市场化治理机制的探索 [J]. *北京: 管理世界*, 2020, (11) :143 – 167.
- [29] Frankel, R. , and X. Li. Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Insiders and Outsiders [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2004, 37, (2) :229 – 259.
- [30] Aboody, D. , and R. Kasznik. CEO Stock Option Awards and the Timing of Voluntary Disclosures [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 29, (1) :73 – 100.
- [31] Dye, R. Investor Sophistication and Voluntary Disclosures [J]. *Review of Accounting Studies*, 1998, 3, (3) :261 – 287.
- [32] Noe, C. Voluntary Disclosures and Insider Transactions [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1999, 27, (3) :305 – 26.
- [33] Richardson, S. A. , S. H. Teoh, and P. D. Wysocki. The Walkdown to Beatable Analyst Forecasts: The Roles of Equity Issuance and Insider Trading Incentives [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2004, 21, (4) :885 – 924.
- [34] Soffer, L. C. , S. R. Thiagarajan, and B. R. Walther. Earnings Preannouncement Strategies [J]. *Review of Accounting Studies*, 2000, 5, (1) :5 – 26.
- [35] 罗党论, 李晋杰. “近水楼台先得月”吗? ——来自分析师调研的经验证据 [J]. *广州: 南方经济*, 2022, (2) :106 – 122.
- [36] Lim, T. Rationality and Analysts' Forecast Bias [J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56, (1) :369 – 385.
- [37] Dye, R. A. , and S. Sridhar. Reliability-Relevance Trade-Offs and the Efficiency of Aggregation [J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42, (1) :51 – 88.
- [38] Loh, R. K. , and G. M. Mian. Do Accurate Earnings Forecasts Facilitate Superior Investment Recommendations? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80, (2) :455 – 483.
- [39] 潘越, 戴亦一, 刘思超. 我国承销商利用分析师报告托市了吗? [J]. *北京: 经济研究*, 2011, (3) :131 – 144.
- [40] Chen, S. , and D. A. Matsumoto. Favorable Versus Unfavorable Recommendations: The Impact on Analyst Access to Management-Provided Information [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44, (4) :657 – 689.
- [41] Easley, D. , and M. O'Hara. Information and the Cost of Capital [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59, (4) :1553 – 1583.
- [42] Lambert, R. , C. Leuz, and R. E. Verrecchia. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital [J]. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45, (2) :385 – 420.
- [43] Ashbaugh-Skaife, H. , D. W. Collins, W. R. Kinney, and R. LaFond. The Effect of SOX Internal Control Deficiencies on Firm Risk and Cost of Equity [J]. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47, (1) :1 – 43
- [44] Blankespoor, E. , E. Dehaan, and I. Marinovic. Disclosure Processing Costs, Investors' Information Choice, and Equity Market Outcomes: A Review [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2020, 70, (2 – 3) :1 – 46.
- [45] 陈作华, 王守海. 市场风险会驱动高管择机性减持吗? [J]. *深圳: 证券市场导报*, 2020, (12) :47 – 57.
- [46] 李志生, 李好, 马伟力, 林秉旋. 融资融券交易的信息治理效应 [J]. *北京: 经济研究*, 2017, (11) :150 – 164.
- [47] 张洪辉, 平帆, 章琳一. 融券制度与内部人寻租——来自准自然实验的经验证据 [J]. *北京: 经济管理*, 2020, (3) :166 – 191.
- [48] 杨青, 吉贇, 王亚男. 高铁能提升分析师盈余预测的准确度吗? ——来自上市公司的证据 [J]. *北京: 金融研究*, 2019, (3) :168 – 188.
- [49] Liu, J. , R. F. Stambaugh, and Y. Yuan. Size and Value in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134, (1) :48 – 69.
- [50] 戴鹏毅, 杨胜刚, 袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率 [J]. *北京: 世界经济*, 2021, (8) :154 – 178.
- [51] Cheng, Q. , T. Luo, and H. Yue. Managerial Incentives and Management Forecast Precision [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88, (5) :1575 – 1602.
- [52] 刘青青, 陈宋生. 暗送秋波: 管理层引导与分析师盈余预测误差 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2019, (5) :207 – 224.
- [53] Quan, Y. , and W. Zhang. Geographic Distance and Board Monitoring: Evidence from the Relocation of Independent Directors [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 66 :1 – 20.
- [54] Kallunki, J. , J. P. Kallunki, H. Nilsson, and M. Puhakka. Do an Insider's Wealth and Income Matter in the Decision to Engage in Insider Trading? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130, (1) :135 – 165.
- [55] Cohen, L. , C. Malloy, and L. Pomorski. Decoding Inside Information [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67, (3) :1009 – 1043.

# Optimistic Bias of Analysts' Earnings Forecast and Rent Extraction from Executives' Selling

CHEN Zuo-hua<sup>1</sup>, ZHANG Fang-fang<sup>2</sup>

(1. Accounting School, Shandong University of Finance and Economics, Jinan, Shandong, 250014, China;

2. Accounting School, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou, Zhejiang, 310018, China)

**Abstract:** Executives' selling based on self-interest has produced more serious negative consequences. The China Securities Regulatory Commission has successively issued the "New Regulations on Selling Shares", which aims to guide major shareholders, directors, supervisors and senior executives to sell their holdings in accordance with regulations and orderly, so as to minimize the damage to the interests of small and medium investors, so as to ensure the healthy and stable development of the capital market. Despite this, there is still a "selling wave" in China's capital market after the stock price skyrockets, especially the "demon stocks" whose stock prices have risen sharply in the short term through conceptual speculation continue to appear. Executives' opportunistic selling has brought serious harm to the interests of investors and the development of the real economy, and has attracted strong attention from the public, media and regulatory agencies. Compared with external investors, executives can predict the impact of analysts' earnings forecast deviations on stock prices in a more timely manner, which is beneficial for executives to sell their holdings. Therefore, analysts' earnings forecast biases may be exploited opportunistically by executives, that is, analysts' earnings forecast biases will be exploited by the executives to seek rent extraction through selling shareholdings. The research on the determinants of analysts' earnings forecast optimistic bias has achieved fruitful results, but the research on economic consequences is still relatively weak and divergent.

To this end, taking the 2007 - 2021 Chinese A-share listed companies as a sample, this paper empirically tests the impact of analysts' earnings forecast optimistic bias on executives' reduction in rent-seeking. The study found that both analysts' earnings forecast bias and earnings forecast optimism are significantly positively correlated with executives' selling abnormal return. When identifying the path, it is found that analysts' earnings forecast optimism aggravate the degree of stock price misvaluation and the company's market risk, resulting in the deterioration of the company's information environment, the reduction of capital market pricing efficiency, and the aggravation of risks, and providing more opportunities for executives to seek rent in selling. Heterogeneity analysis found that the positive relationship between analysts' earnings forecast optimism and executives' selling abnormal return is more obvious when the management's self-interest is stronger and the company's performance forecast is more optimistic, but it is weaker in state owned listed companies. Further testing found that analysts' earnings forecast optimism significantly increased the number and scale of executives' opportunistic selling, as well as their timing ability.

This paper uses the unique perspective of executives selling their holdings to provide a good opportunity for research on who will take advantage of analysts' earnings forecast optimistic bias. Compared with the existing literature, this paper comprehensively analyzes the impact mechanism of analysts' earnings forecast bias on executives' rent extraction through selling, and enriches and expands the existing literature. This study provides a new perspective and a new way to govern executives' opportunistic shareholding selling behavior. This paper finds that the greater the analysts' earnings forecast bias and optimistic bias, the more likely executives are to sell their opportunistic holdings, and the greater the frequency and scale of opportunistic selling, indicating that a poor corporate external information governance environment is an opportunity for executives an important cause of ideological behavior. In order to achieve effective governance of executives' opportunistic selling, it is necessary to consider the comprehensive effect of multiple factors, not only to strengthen the supervision of laws and regulations, but also to further improve the company's external information governance environment, and strengthen the independence of analysts to improve analyst forecasts quality and reporting quality.

**Key Words:** analysts' earnings forecast; optimistic bias; executives' selling; rent extraction

**JEL Classification:** G14, G32, M41

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2023.01.009

(责任编辑:张任之)