

业绩预告下的股份减持与内幕交易

——会计稳健性是遏制还是助力？

吴锡皓,张弛

(海南大学 管理学院,海南 海口 570228)

[摘要]选取2010—2018年沪深A股上市公司为样本,考察业绩预告发布前后大股东是否存在以及如何利用自身信息优势进行股份减持交易,会计稳健性是否以及如何对该内幕交易产生影响。研究表明:与强制性业绩预告相比,自愿性业绩预告披露前后发生大股东减持的概率更高,并且会计稳健性会显著抑制自愿性业绩预告披露前后的大股东减持行为。进一步将业绩预告消息区分为好消息和坏消息之后研究发现:坏消息的利空程度越高,大股东在业绩预告之前进行股份减持的规模越大;或者好消息的利好程度越高,大股东在业绩预告之后减持的规模也越大;稳健的财务信息能够抑制公司在隐匿坏消息方面进行的内幕交易,但会加剧公司在隐匿好消息方面进行的内幕交易。

[关键词]业绩预告;内幕交易;大股东减持;会计稳健性;信息不对称;公司规模;股权集中度

[中图分类号]F233;F832.51 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)01-0068-11

一、引言

根据证监会行政处罚情况通报,2016—2018年连续三年间因虚假信息披露、操纵市场和内幕交易等而受到处罚的案件占全部行政处罚案件的60%以上^①,可见这三类传统案件仍属于证券市场主要违法类型,其中内幕交易更是占据首位,利用业绩类信息发布从事非法交易的案件屡有发生。图1的统计数据表明,2009—2018年十年间,我国证券市场上内幕交易等信息操纵行为日益严重,处于信息优势地位的上市公司“内部人”侵害信息劣势的中小投资者合法利益的事件频繁发生。

相较于发达国家成熟的资本市场,我国资本市场严重的信息不对称依然是降低经济效率、阻碍资本市场正常运行的重要原因。业绩预告作为降低信息不对称程度的公司信息披露制度之一,其预告内容对投资者的投资决策具有重要影响^[1-2]。在我国一股独大的股权结构下,业绩预告内容更易加剧公司大股东与中小股东间的利益冲突,大股东很有可能会利用其信息优势择时进行内幕交易,使得公司第二类代理问题引发社会各界的广泛关注,此时大股东可以通过控制管理层行为来操控业绩预告的发布时间、发布频率以及预告类型^[3]。

近年来,大股东利用业绩预告发布前后进行大量股票减持的内幕交易事件层出不穷。例如,瑞丰光电(股票代码300241)实际控制人龚伟斌分别于2014年9月5日和9月11日通过证券交易所集中竞价方式及大宗交易方式减持公司股份707.46万股,占公司总股本的3.24%。龚伟斌声称其出于个人资金需求进行减持,但两次减持却很巧合地发生在2014年10月15日发布业绩预告之前。更为巧合的是,这次业绩预告显示公司的销售费用和

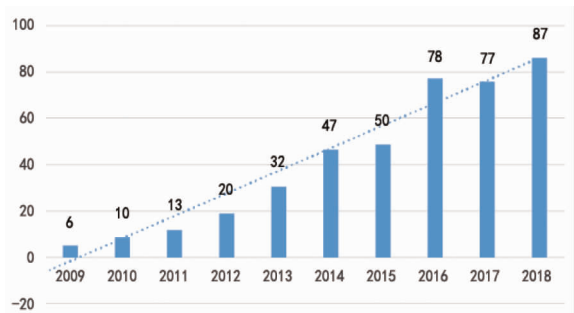


图1 2009—2018年证监会内幕交易行政处罚案件数量统计(件)

[收稿日期]2020-07-09

[基金项目]国家自然科学基金项目(71662009,72062012,71861008,71761010);海南省哲学社会科学规划课题(HNSK(YB)17-4)

[作者简介]吴锡皓(1979—),男,海南三亚人,海南大学管理学院副教授,博士生导师,博士,从事资本市场会计研究;张弛(1995—),女,山西临汾人,海南大学管理学院博士研究生,通讯作者,从事资本市场会计研究,E-mail:845966411@qq.com。

^①统计数据来自中国证券监督管理委员会官网:<http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/>。

管理费用大幅度增长,导致其业绩大幅下滑,而业绩预告发布后将引起股价大幅下跌,实际控制人龚伟斌成功地避开了此次业绩预告坏消息带来的减持损失。大股东除了在预告坏消息之前会大幅减持外,也有一些公司的大股东会在预告好消息之后进行大幅减持。宜华健康(股票代码000150)在2018年10月24日发布业绩预告,预告内容显示公司业绩预增。在该好消息公布之后不久,该公司第二大股东林正刚在2018年11月7日、11月8日和11月9日共减持约432.77万股,减持股数占总股本的0.69%,套现约5306万元。

我国上市公司的业绩预告可以分为强制性业绩预告和自愿性业绩预告,虽然已有文献发现大股东会利用业绩预告的信息优势择时减持,但大部分研究并未区分业绩预告的类型^[4]。换言之,这些研究都有一个暗含的假设,即强制性业绩预告和自愿性业绩预告对大股东减持内幕交易的影响是等同的。事实上,上市公司发布的强制性业绩预告是一种满足证监会要求不得已而为之的行为。与强制性业绩预告相比,自愿性业绩预告被证监会审查得更为宽松一些,如果大股东要借助业绩预告来进行内幕交易,那么他们更有可能借助审查宽松的自愿性业绩预告来进行。基于此,我们在前人研究的基础上,考察不同类型的业绩预告如何影响大股东的择时减持行为。

会计稳健性是最具历史渊源的会计原则之一。相对于经济好消息,稳健性要求更迅速、更全面地捕捉经济坏消息事件。因此,在稳健性原则之下,坏消息盈余会更及时地反映在会计系统中,而好消息盈余则会相对较慢地反映到会计系统中,会计系统对好消息盈余和坏消息盈余的反映呈现出非对称及时性(Asymmetric timeliness)^①的特征。那么,在大股东利用业绩预告(尤其是自愿性预告)择时减持的过程中,会计稳健性将会发挥怎样的调节效应?本文从会计稳健性的非对称及时性这一根本特征出发,对这一问题展开研究。

本文的主要贡献在于:首先,本文首次发现大股东利用业绩预告进行内幕交易时更多的是借助自愿性业绩预告,因此不同的业绩预告类型对大股东内幕交易的作用是有明显区别的。其次,本文分析了会计稳健性如何影响业绩预告发布前后的内幕交易行为,尤其是检验了会计稳健性对好消息和坏消息的非对称特征如何影响大股东利用业绩预告进行内幕交易的行为,并发现稳健性越强的公司利用好消息进行内幕交易的情况越严重,但利用坏消息进行内幕交易的情况却得到了显著的遏制。

二、文献综述

(一)业绩预告和内幕交易

在我国证券市场重大改革的背景下,大股东作为知情交易者,为赚取超额异常回报,参与内幕交易的行为日益严重^[5-8]。业绩预告作为向资本市场传递信息的重要信息披露方式之一,很容易成为企业大股东进行内幕交易的隐蔽渠道^[9-10]。公司内部人凭借其信息优势,可以通过捕抓业绩预告披露前后的准确时点进行股票交易,从而获取超额收益^[11]。高敬忠等指出,在业绩预告披露制度中同时存在监督管理层和侵害中小股东利益两种行为,此时大股东与管理层合谋进行减持的动机愈加强烈,这势必会弱化大股东的监督作用^[12]。蔡宁研究发现,大股东更倾向于在好消息披露之后或在坏消息披露之前出售股份,业绩预告前后的股东减持属于内幕交易行为,且利空(利好)程度越大,股东减持规模也就越大,从而能够赚取更多的私有收益^[13]。鲁桂华等研究发现,大股东减持更容易发生在积极型自愿性业绩预告发布之后,以赚取更高的超额收益^[3]。由此可知,大股东的行为特征与业绩预告披露制度紧密相关^[14],业绩预告成为大股东进行内幕交易最便捷隐蔽且成本低廉的方式之一。

(二)会计稳健性的治理作用

Mora和Walker等的研究表明,会计稳健性通过提供高质量的信息而发挥有效的监督管理作用,具体表现为会计系统对经济好消息和经济坏消息的确认存在非对称特征^[15-19]。近年来,围绕会计稳健性到底是加剧还是减缓信息不对称程度的争议一直持续不断^[20-21]。周晓苏和吴锡皓研究指出,会计稳健性程度是其发挥治理作用的重要因素,会计稳健性对信息不对称的影响不应仅局限于其程度,而是需要追溯到稳健性非对称确认的本质特征,考察其能否发挥积极的治理效应^[22-23]。

①会计稳健性的非对称及时性特征是指会计系统对经济好消息和经济坏消息的确认实施不同的会计原则,这类稳健性被称为有条件稳健(Conditional conservatism)。有条件稳健性又称损益表稳健性、消息依赖稳健性、事后稳健性,指的是会计人员倾向于要求盈余反映坏消息(如损失)比好消息(如收益)更快,即盈余对好消息和坏消息的反应速度呈现出非对称特征。此外,会计学界还给出了无条件稳健性(Unconditional conservatism)的概念。无条件稳健性又称资产负债表稳健性、独立于消息的稳健性、事前稳健性,指的是会计人员倾向于低估资产或高估负债,并且这种倾向独立于经济成果。本文的稳健性概念是指有条件稳健。

首先,会计稳健性对经济坏消息的确认要求较低,从而使得经理层会及时且完整地披露那些原本被他们隐藏的负面信息^[16-18,23]。会计稳健性通过缓解市场对坏消息(经济损失)的负面反应来降低股价崩盘风险^[24]。会计稳健性与公司治理水平的改善和更高比例的机构持股有关,进而有利于降低盈余管理^[25-27]。Khalilov 和 Osma 研究发现,会计稳健性减少了内部人员利用公司负面消息获得异常回报的机会^[28]。其次,会计稳健性对经济好消息的确认设置了更高的验证门槛^[16-18]。一方面,虽然会计稳健性提高了会计信息的可靠性,为其他来源的信息可信度提供了“硬”基准^[29],但延迟了好消息的披露,导致了更高层次的信息不对称^[23];另一方面,稳健会计政策下披露的好消息较为可靠且充分^[30]。Khalilov 和 Osma 通过实证检验发现,并没有明显证据能够证明会计稳健性会加剧内部人员利用好消息的信息优势进行内幕交易的行为^[28]。因此,根据前人的研究成果,我们无法分辨会计稳健性对经济好消息方面的内幕交易的影响。

通过对已有文献的梳理我们发现:首先,已有不少学者探究了业绩预告发布前后的大股东内幕交易行为,但是大部分文献并没有区分强制性业绩预告和自愿性业绩预告,而是对两种不同性质的业绩预告做了同质性处理,这可能会影响结论的准确性。其次,学者们对于会计稳健性究竟能否降低信息不对称程度的议题争论不休,大股东通过业绩预告进行内幕交易是公司信息不对称的重要表现,但至今仍未有文献探索会计稳健性如何影响业绩预告掩护下的内幕交易行为。最后,关于会计稳健性经济后果的研究常常忽略了稳健性非对称及时性的特征,从而使得研究缺乏全面性。

三、理论分析与研究假设

作为转型经济体制下的中国,信息不对称程度较高,会计盈余的信息含量较低^[21],同时企业股权集中度较高,大股东与中小股东之间的利益冲突更为突出,从而导致大股东参与内幕交易获取超额收益的动机较强^[31]。一方面,公司大股东很容易利用其提前知悉公司信息披露内容的优势以及对公司真实经营状况的价值判断优势,通过与管理层保持密切联络来获取中小投资者无法获取的内幕消息^[32-33]。另一方面,我国法律和金融体系的不完善降低了公司管理层可能面临的诉讼风险^[34]。此外,管理层信息披露存在较大的自由裁量空间,公司管理层的业绩预告信息披露决策在很大程度上反映了大股东的意志^[13,35]。因此,可操纵型业绩预告极大可能会成为大股东实施机会主义行为的隐形渠道。

与西方成熟资本市场的自愿性业绩预告披露方式不同,我国上市公司的业绩预告兼具强制性和自愿性特征。与自愿性业绩预告相比,强制性业绩预告的特点是:当公司的经营情况出现重大变化时^①,无论经营状况好坏都要披露。也就是说,强制性业绩预告披露的类型和时间是企业大股东和管理层无法操控的,而自愿性业绩预告则不然,管理层有权利、有动机自由决定业绩预告的各项披露内容,这将有助于大股东实施机会主义行为^[4]。显然,与强制性业绩预告相比,公司大股东凭借自身信息优势,更容易通过操控自愿性业绩预告的消息类型、消息释放时点来配合其计划中的减持行为。大股东利用可操纵型业绩预告披露前后进行减持以掩盖其攫取行为,这不仅方便快捷、成本低廉,而且更容易实现自身利益最大化。基于此,我们认为与强制性业绩预告相比,管理层有更强烈的动机通过操纵自愿性业绩预告的信息披露来获取超额收益。因此,我们提出假设 1。

H1:与强制性业绩预告相比,大股东通过自愿性业绩预告的信息操纵进行减持的概率更高。

从理论上讲,大股东利用业绩预告进行内幕交易的原因主要有两个方面:第一,大股东能够通过多元化途径掌握更多内幕信息,公司财务信息的不透明是大股东得以进行内幕交易的重要原因;第二,大股东与外部投资者在获知内部信息上的时间差正是内幕交易形成并绵延发展的“温床”。公司报告的会计信息越及时,这种时间差越会被缩短,内幕信息被大股东利用的概率就越低。因此,如果存在一种财务报告机制使得公司的财务报告更加透明且及时,那么这种机制就有可能降低大股东利用业绩预告进行内幕交易的概率。周晓苏和吴锡皓的研究结果表明,当公司实施稳健的会计政策时,其管理层更倾向于发布透明且及时的财务报告^[22]。稳健会计机制的应用可能有助于降低大股东的内幕交易概率。

依照周晓苏和吴锡皓的推理,当一家公司采用稳健政策进行会计核算时,如果该公司不透明化其会计政策,那

^①根据证监会的要求,如果上市公司年度内发生首亏、续亏、扭亏为盈以及净利润与上年同期相比变动幅度大于 50% 的情况,证监会会要求上市公司及时发布业绩预告。

么投资者在不知情的情况下,将会错误低估公司的实际业绩,并且可能会进一步造成投资者对公司价值的错误低估^[22]。当公司管理层实施了稳健的会计政策时,他们会有强烈的意愿提高公司的财务信息透明度,以向外部投资者释放公司在会计上低估盈余的信号——公司的实际业绩要比会计业绩乐观得多,会计业绩之所以看起来更低,是因为实施了稳健的政策。因此,在公司已经实施稳健政策的前提下,公司管理层必然会主动向外界透明化其财务信息。除此之外,当公司实施了稳健的会计政策之后,为了避免投资者错误低估公司的价值,其管理层同样会有强烈的意愿让外部投资者及早知悉公司的财务信息,因此稳健会计政策的实施会提高财务报告披露的及时性。

根据周晓苏和吴锡皓的逻辑,当公司实施了稳健会计政策时,这种会计核算机制会促使公司管理层发布透明且及时的财务报告,而财务报告的透明性和及时性是遏制大股东内幕交易的重要手段^[22]。根据 H1 的推理,相比于强制性业绩预告,大股东更有可能利用自愿性业绩预告进行股份减持。结合此前的分析,稳健会计机制能够有效遏制大股东的内幕交易行为,如果 H1 得到验证,那么会计稳健机制对大股东利用自愿性业绩预告进行内幕交易的遏制作用可能更加明显。据此,我们提出假设 2。

H2: 会计稳健机制能够有效遏制大股东利用业绩预告进行股份减持的行为,尤其是对利用自愿性业绩预告进行减持行为的遏制作用更强。

市场择时假说提出,大股东通常会利用自身的信息优势择时进行高位减持,以实现个人利益最大化^[36],而大股东与外部投资者在获知真实信息方面的时间差正是大股东得以进行投机性交易的前提。内幕交易的择时性特征与大股东的信息优势天然契合,大股东会利用对重大信息的提前获知优势策略性地选择股票交易时机^[8,35],在坏消息业绩预告之前和好消息业绩预告之后实现精准减持,及时且巧妙地获益或止损。大股东对信息优势的利用不仅表现在可以提前预知业绩预告消息,还表现在可以准确得知消息的好坏程度^[13]。基于此,我们认为大股东通常会利用其信息优势择时进行股份减持交易,具体表现为:在自愿性预告坏消息的情形下,大股东倾向于在坏消息披露之前出售股份,且预告利空程度越大,出售规模越大;在自愿性预告好消息的情形下,大股东倾向于在好消息披露之后出售股份,且预告利好程度越大,出售规模越大。因此,我们提出以下两个假设:

H3a: 相对于自愿性业绩预告坏消息披露之后,大股东更倾向于在坏消息披露之前出售股份,且预告前利空程度越大,出售规模越大。

H3b: 相对于自愿性业绩预告好消息披露之前,大股东更倾向于在好消息披露之后出售股份,且预告后利好程度越大,出售规模越大。

在稳健性原则下,经济坏消息在会计系统中的反应速度快于经济好消息,经济好消息与经济坏消息在会计核算中呈现出非对称及时性的特征。会计稳健性对经济好消息和经济坏消息的非对称确认,很有可能会对不同消息类型的业绩预告披露前后的大股东减持行为产生不同影响。会计稳健性越强,经济坏消息带来的不利影响越会更快地被反映到会计系统中,这种运行机制促使公司及对外报告公司的经济坏消息,从而降低公司隐匿坏消息而进行内幕交易的概率。相反,在经济好消息方面,会计稳健性要求公司要谨慎确认,从而导致好消息很慢才能反映到会计系统中。稳健会计政策对好消息延迟确认的特征导致财务报告对经济好消息的反应较慢,大股东可以利用稳健财务报告对好消息披露较慢的特征进行内幕交易。公司的财务报告越稳健,好消息在会计系统中的反映就越慢,大股东与外部投资者在获知经济好信息方面的时间差就越大,最终越可能增大大股东利用好消息进行内幕交易的概率。基于此,我们认为公司的财务报告越稳健,越有可能抑制公司在隐匿坏消息方面进行的大股东内幕交易行为,但可能会加剧在隐匿好消息方面进行的大股东内幕交易行为。

因此,我们提出以下两个假设:

H4a: 与会计稳健性较弱的公司相比,会计稳健性较强的公司大股东在坏消息自愿性业绩预告披露之前进行股份减持的概率较低,减持规模也较小。

H4b: 与会计稳健性较弱的公司相比,会计稳健性较强的公司大股东在好消息自愿性业绩预告披露之后进行股份减持的概率较高,减持规模也较大。

四、研究设计

(一)数据来源与样本选择

参考蔡宁的研究^[13],本文以 2010 年至 2018 年沪深 A 股所有上市公司的业绩预告和股份减持事件为初始

样本,业绩预告包括公布的季度、半年度和年度报告。本文所选取的业绩预告样本来自 Wind 数据库,大股东减持样本来自 RESSET 数据库,其他上市公司财务数据和股价数据均来自 CSMAR 数据库。

借鉴鲁桂华等的研究^[3],本文的业绩预告样本基于公司-季度业绩预告;上市公司股东减持样本基于公司-某日发生的减持事件,如果公司某年度内多次出售股票,则存在多个不同的股东减持观测值。在此基础上,本文按以下步骤筛选样本:(1)大股东^①减持样本首先剔除终止实施、转让股数及过户日期缺失的样本,然后剔除其他不符合标准的减持样本,初步筛选后得到 7291 个上市公司股东减持样本;(2)季度业绩预告样本剔除业绩预告类型不明确、预告净利润变动幅度数据缺失以及 ST 和 * ST 公司、金融公司样本,最终得到 42388 个业绩预告样本;(3)整合两类样本及相关变量数据,进一步剔除资产报酬率(*Roa*)小于 0 和控制变量数据缺失的观测值,最终得到有效样本 34271 个观测值。在实证分析中,为消除极端异常值的影响,我们对所选取的连续变量进行 1% 和 99% 水平上的缩尾处理。

(二)模型构建与变量选择

本文在蔡宁的模型^[13]设计基础上,构建模型(1)至模型(4)分别对 H1、H2、H3、H4 进行检验:

$$\text{Logit}(\text{Sale}_{60}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Volun} + \alpha_2 \text{Size} + \alpha_3 \text{Lev} + \alpha_4 \text{Roa} + \alpha_5 \text{Cash} + \alpha_6 \text{Top1} + \alpha_7 \text{Instt} + \alpha_8 \text{MTB} + \alpha_9 \text{State} + \alpha_{10} \text{Big4} + \text{Ind} + \text{Year} + \text{Quarter} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{Logit}(\text{Sale}_{60}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Volun} + \alpha_2 \text{C-score} + \alpha_3 (\text{Volun} \times \text{C-score}) + \alpha_4 \text{Size} + \alpha_5 \text{Lev} + \alpha_6 \text{Roa} + \alpha_7 \text{Cash} + \alpha_8 \text{Top1} + \alpha_9 \text{Instt} + \alpha_{10} \text{MTB} + \alpha_{11} \text{State} + \alpha_{12} \text{Big4} + \text{Ind} + \text{Year} + \text{Quarter} + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{Sale} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sale_time}/\text{Car} + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \text{Lev} + \beta_4 \text{Roa} + \beta_5 \text{Cash} + \beta_6 \text{Top1} + \beta_7 \text{Instt} + \beta_8 \text{MTB} + \beta_9 \text{State} + \beta_{10} \text{Big4} + \text{Ind} + \text{Year} + \text{Quarter} + \varepsilon \quad (3)$$

$$\text{Sale} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sale_time}/\text{Car} + \beta_2 \text{C-score} + \beta_3 (\text{Sale_time} \times \text{C-score}/\text{Car} \times \text{C-score}) + \beta_4 \text{Size} + \beta_5 \text{Lev} + \beta_6 \text{Roa} + \beta_7 \text{Cash} + \beta_8 \text{Top1} + \beta_9 \text{Instt} + \beta_{10} \text{MTB} + \beta_{11} \text{State} + \beta_{12} \text{Big4} + \text{Ind} + \text{Year} + \text{Quarter} + \varepsilon \quad (4)$$

1. 被解释变量

(1)业绩预告发布前后大股东减持行为(*Sale_60*)。借鉴鲁桂华等、舒家先等的研究^[3,37],本文采用变量 *Sale_60* 来测试公司大股东是否利用业绩预告进行减持交易。*Sale_60* 为虚拟变量,若在业绩预告发布前后 60 天内公司发布大股东减持公告,*Sale_60* 取 1,否则取 0。为了避免 60 天的窗口设计过于主观,我们在后文采用 45 天窗口进行敏感性测试。

(2)大股东减持规模(*Sale*)。借鉴蔡宁的研究^[13],我们采用变量 *Sale* 来测度大股东减持规模。*Sale* 为连续变量,代表大股东出售股票规模,用大股东出售股份/公司总股数×100%来计算。

2. 解释变量

(1)业绩预告类型(*Volun*)。根据我国股票上市的业绩预告披露规定^②,如果上市公司年度内发生首亏、续亏、扭亏为盈以及净利润与上年同期相比变动幅度大于 50% 的情况,证监会会要求上市公司及时发布业绩预告。本文将这些业绩预告信息定义为强制性业绩预告,*Volun* 取 0,否则取 1,为自愿性业绩预告。

(2)大股东减持时点(*Sale_time*)。虚拟变量,表示大股东减持公告发布时间是在业绩预告之前还是之后。若公司在业绩预告之前发布股份减持公告,则 *Sale_time* 为 1,否则 *Sale_time* 为 0。

(3)业绩预告消息类型(*News*)。本文采用市场调整模型来计算股票累计超额收益率(*Car*),以衡量预告消息类型。具体而言,本文选取业绩预告披露日为事件日,以预告披露前 300 天至 31 天的 270 天作为估计期,根据估计窗口内个股收益率和市场收益率计算事件窗口[-3,3]的日理论收益率,再利用实际收益率和理论收益率的差值计算出日超额收益率(*AR*),最后计算业绩预告披露前后 3 天的累计超额收益率(*Car*)。当 *Car* < 0 时,业绩预告消息类型为坏消息,*News* 取 0;当 *Car* > 0 时,业绩预告消息类型为好消息,*News* 取 1。

(4)业绩预告利好(利空)程度(*Car*)。连续变量,*Car* 值越大,利好程度越大;反之,*Car* 值越小,利空程度越大。

3. 调节变量

本文的调节变量为会计稳健性(*C-score*)。Khan 和 Watts 认为契约、诉讼、税收和管制是公司会计稳健性

①本文中的大股东特指持股比例超过 5% 的股东。

②参见《上海证券交易所股票上市规则》《深圳证券交易所股票上市规则》等。

需求的四大要素,而公司的规模、市账比和杠杆三个指标能够表征公司对上述四大要素的需求大小,因此他们选用上述三个指标作为工具变量代入 Basu 模型中,从而计量出公司每一年度的稳健性^[19]。

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 RET_{it} + \beta_2 D_{it} + \beta_3 D_{it} \times RET_{it} \quad (5)$$

$$G\text{-score} = \beta_1 = \mu_1 + \mu_2 RET_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4 RET_{it} \quad (6)$$

$$C\text{-score} = \beta_3 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_{it} + \lambda_3 M/B_{it} + \lambda_4 Lev_{it} \quad (7)$$

式(5)是 Basu 模型,式(6)中的 *G-score* 表示会计盈余对好消息的反应速度,式(7)中的 *C-score* 表示公司的会计稳健性程度。我们将式(6)和式(7)代入模型(5)中进行回归,便可以得到各个参数,然后将这些参数代入式(6)和式(7)中,即可求得每个公司的 *G-score* 和 *C-score* 的值。*C-score* 越大,表明公司的稳健水平越高。

4. 控制变量

借鉴鲁桂华等、蔡宁、舒家先等的研究成果^[3,13,37],本文选择以下控制变量:(1)公司基本特征方面的公司规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、总资产收益率(*Roa*)、现金持有(*Cash*)和市值账面比(*MTB*);(2)公司股权结构特征方面的第一大股东持股比例(*Top1*)、企业性质(*State*);(3)公司外部治理特征方面的机构投资者持股比例(*Instt*)、审计事务所是否“四大”(*Big4*)。同时,本文控制行业效应(*Ind*)、年度效应(*Year*)和季度效应(*Quarter*)。变量的具体定义见表1。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量描述
业绩预告发布前后大股东是否减持	<i>Sale_60</i>	虚拟变量,若在业绩预告前后 60 天内公司发布大股东减持公告取 1,否则为 0
大股东减持规模	<i>Sale</i>	大股东出售股份的数量/公司总股数 × 100%
业绩预告类型	<i>Volun</i>	虚拟变量,若公司业绩预告类型为首亏、续亏、扭亏为盈及与上年同期相比净利润变动幅度大于 50%,属于强制性业绩预告, <i>Volun</i> 取值为 0,否则取 1,属于自愿性业绩预告
大股东减持时点	<i>Sale_time</i>	虚拟变量,若公司发布大股东减持公告在业绩预告之前取 1,否则为 0
业绩预告消息类型	<i>News</i>	虚拟变量,若业绩预告披露前后 3 天 <i>Car</i> > 0,表示好消息,取 1,否则为 0
业绩预告利好(利空)程度	<i>Car</i>	业绩预告披露前后 3 天的股票累计异常收益率
会计稳健性	<i>C-score</i>	稳健性指数,滞后一期
公司规模	<i>Size</i>	公司总资产取对数,滞后一期
资产负债率	<i>Lev</i>	公司总负债/公司总资产,滞后一期
资产报酬率	<i>Roa</i>	公司净利润/公司总资产,滞后一期
现金持有	<i>Cash</i>	公司现金及现金等价物/公司总资产,滞后一期
市值账面比	<i>MTB</i>	公司股票市值/所有者权益账面价值,滞后一期
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/公司总股数 × 100%,滞后一期
企业性质	<i>State</i>	虚拟变量,若公司为国有企业取 1,否则为 0
机构投资者持股比例	<i>Instt</i>	公司机构投资者持股数量/公司总股数 × 100%,滞后一期
审计事务所是否“四大”	<i>Big4</i>	虚拟变量,若审计师为国际四大会计师事务所取 1,否则为 0
行业	<i>Ind</i>	按上市公司所属 WIND 二级行业设立虚拟变量
年度	<i>Year</i>	按年度设立虚拟变量
季度	<i>Quarter</i>	按季度设立虚拟变量

(三) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。Panel A 列示了业绩预告全样本数据,在 34271 个观测值中,*Sale_60* 的均值为 0.1298,说明仅有十分之一左右的业绩预告披露前后 60 天内发生大股东减持事件。*Volun* 的均值为 0.5506,标准差为 0.4974,总体样本波动较为平缓,但企业发布自愿性业绩预告的概率高于强制性业绩预告。*C-score* 的均值为 0.0360,最小值为 -0.0366,最大值为 0.2215,说明企业实施稳健政策的程度有较大差异。在控制变量中,*Top1* 的均值为 33.5438,说明我国 A 股上市公司的股权集中度较高,存在大股东操纵企业经营的空间,企业内外部信息不对称程度较为严重。另外,*Instt* 的均值为 33.7781,方差为 22.9740,说明样本波动较大,企业间机构投资者所占比例相差较大;*Big4* 的均值为 0.0250,说明我国上市公司的外部治理不完善,可能无法有效解决信息不对称问题。除此之外,各控制变量的标准差都较为稳定,不会对实证结果产生较大干扰,这在一定程度上确保了研究结果的稳健性。

Panel B 列示了业绩预告发布前后(60 天)发生大股东减持样本^①的描述性统计结果。在 4449 个观测值中,

①全样本中删除业绩预告发布前后(60 天)未发生股东减持的样本后,共得到 4449 个观测值,其中包括自愿性业绩预告观测值 2768 个和强制性业绩预告观测值 1681 个。

Volun 的均值为 0.6222,中位数为 1,说明大股东减持行为更容易发生在自愿性业绩预告披露前后。*Sale* 的均值为 1.5701,说明大股东平均减持规模较小;最小值为 0.0200,最大值为 5.2500,说明大股东减持规模数据波动较大,这可能是大股东减持目的的不同所导致的。*Sale_time* 的均值为 0.4992,标准差为 0.5001,说明减持公告发布在业绩预告之前或之后的样本较为平均,有助于验证本文实证结果的可靠性;中位数为 0,说明大股东减持行为略倾向于在业绩预告披露之后。*Car* 的中位数为 -0.0007,*News* 的中位数为 0,说明企业坏消息业绩预告数量多于好消息业绩预告数量。

表3为不同性质业绩预告(强制性和自愿性)披露前后60天内所发生的大股东减持事件数量的描述性统计结果。从表3中可以看出,2010—2018年两种性质的业绩预告基本呈现

出逐年递增的发展态势,说明业绩预告在上市公司信息披露方式中越发重要;2010—2011年的数据显示,我国早年间以强制性业绩预告披露为主,自愿性业绩预告披露仅占较小比例;2012—2018年的数据显示,自愿性业绩预告数量已明显多于强制性业绩预告。2010—2018年强制性业绩预告总共披露15403份,其前后60天内发生大股东减持事件总计1681件,占比为10.91%;自愿性业绩预告总共披露18868份,其前后60天内发生大股东出售股票事件总计2768件,占比为14.67%。总体来看,自愿性业绩预告披露前后60天内发生大股东减持事件的概率高于强制性业绩预告,在年度分布情况中这种规律依然存在。表3中的数据显示,与强制性业绩预告相比,大股东借助自愿性业绩预告披露进行机会主义行为的概率更高,H1得到初步支持。

表3 业绩预告类型和大股东减持年度分布情况表

年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Total
强制预告 <i>Volun</i> = 0(份)	646	742	969	1417	1708	2103	2114	2935	2769	15403
股东减持(件)	54	52	76	209	321	261	225	243	240	1681
所占比重	8.36%	7.01%	7.84%	14.75%	18.79%	12.41%	10.64%	8.28%	8.67%	10.91%
自愿预告 <i>Volun</i> = 1(份)	165	311	1629	2477	2627	2701	2380	3216	3362	18868
股东减持(件)	19	27	153	443	587	399	307	391	442	2768
所占比重	11.52%	8.68%	9.39%	17.88%	22.34%	14.77%	12.90%	12.16%	13.15%	14.67%

五、实证结果与分析

本文的实证检验分为四步:首先,根据模型(1)进行 Logistic 回归,初步检验业绩预告异质性对大股东减持的影响;其次,引入会计稳健性,根据模型(2)进行 Logistic 回归,检验其是否会影响自愿性业绩预告披露前后的大股东减持行为;再次,根据模型(3)进行 OLS 回归,分组检验不同消息类型的业绩预告下大股东择时减持行为;最后,引入会计稳健性,根据模型(4)进行 OLS 回归,检验会计稳健性是否会对自愿性业绩预告披露前后大股东减持时点产生不同的影响。

(一)初步检验:业绩预告类型与大股东减持

表4列示了业绩预告类型对业绩预告披露前后大股东减持的影响以及会计稳健性调节作用的回归

表2 主要变量的描述性统计结果

Panel A:业绩预告全样本						
变量	样本	平均数	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Sale_60</i>	34271	0.1298	0.3361	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Volun</i>	34271	0.5506	0.4974	1.0000	0.0000	1.0000
<i>C-score</i>	34271	0.0360	0.0395	0.0253	-0.0366	0.2215
<i>Size</i>	34271	21.7137	1.0754	21.5912	19.3678	25.0795
<i>Lev</i>	34271	0.3741	0.2023	0.3523	0.0431	0.9220
<i>Roa</i>	34271	0.0489	0.0383	0.0409	0.0000	0.1854
<i>Cash</i>	34271	0.1844	0.1446	0.1399	0.0109	0.6763
<i>MTB</i>	34271	3.2546	2.6750	2.4903	0.8218	21.3747
<i>Top1</i>	34271	33.5438	13.9839	31.4100	9.0000	71.1700
<i>State</i>	34271	0.2246	0.4173	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Instt</i>	34271	33.7781	22.9740	32.1343	0.0221	84.3401
<i>Big4</i>	34271	0.0250	0.1561	0.0000	0.0000	1.0000
Panel B:业绩预告发布前后(60天)发生大股东减持样本						
<i>Volun</i>	4449	0.6222	0.4849	1.0000	0.0000	1.0000
<i>Sale</i>	4449	1.5701	1.2008	1.2600	0.0200	5.2500
<i>Sale_time</i>	4449	0.4992	0.5001	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Car</i>	4449	0.0015	0.0686	-0.0007	-0.2803	0.3841
<i>News</i>	4449	0.4979	0.5001	0.0000	0.0000	1.0000

表4 全样本业绩预告类型对大股东减持的影响(因变量 *Sale_60*)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Volun</i>	0.339*** (10.26)	0.207*** (5.51)	0.212*** (5.63)	0.266*** (5.84)
<i>C-score</i>			-1.068*** (-3.99)	-0.977*** (-4.44)
<i>Volun</i> × <i>C-score</i>				-1.586** (-2.09)
Control Variables	No	Yes	Yes	Yes
Observation	34271	34271	34271	34271
Pseudo R ²	0.004	0.057	0.058	0.059

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

结果,其中,列(1)是未加入控制变量的结果,列(2)是加入控制变量的结果。结果显示, *Volun* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,说明相较于强制性业绩预告,自愿性业绩预告更容易成为被大股东掌控的操纵型业绩预告, H1 得到支持。列(3)是引入会计稳健性变量的回归结果, *C-score* 的回归系数在 1% 的水平上显著为负,说明会计稳健性与大股东内幕交易行为负相关,这也符合 H2 的预期。列(4)是进一步加入会计稳健性与业绩预告类型交乘项 *Volun* × *C-score* 的回归结果,交乘项的回归系数在 5% 的水平上显著为负,说明相较于强制性业绩预告,会计稳健性对大股东利用自愿性业绩预告进行股份减持的遏制作用更强, H2 得到支持。

(二)进一步检验:大股东减持的择时行为与会计稳健性非对称效应

表 4 的回归结果已经表明,与强制性业绩预告相比,自愿性业绩预告更容易成为大股东进行股份减持的手段。接下来,我们将检验大股东减持是否存在择时交易情形,具体做法是对模型(3)进行回归,结果见表 5。

表 5 列出了自愿性业绩预告消息类型与大股东减持时点选择和预告前后大股东减持规模的回归结果。

列(1)的结果显示,在坏消息业绩预告组 (*News* = 0) 中, *Sale_time* 的回归系数在 1% 的水平上显著为正,说明大股东更倾向于在坏消息业绩预告之前进行减持。列(2)的结果则显示,在好消息业绩预告组 (*News* = 1) 中, *Sale_time* 的回归系数在 10% 的水平上显著为负,说明大股东更倾向于在好消息业绩预告披露之后进行减持。列(3)的结果显示, *Car* 的回归系数在 10% 的水平上显著为正,表明预告消息利好程度越大 (*Car* 值越大),大股东在预告之后进行股份减持 (*Sale_time* = 0) 的规模 (*Sale*) 越大,这一结果支持了 H3a。列(4)的结果同样显示, *Car* 的回归系数在 10% 的水平上显著为负,说明预告消息利空程度越大 (*Car* 值越小),大股东在预告之前进行股份减持 (*Sale_time* = 1) 的规模 (*Sale*) 越大,这一结果支持了 H3b。

H4a 和 H4b 通过模型(4)进行检验,回归结果见表 6。列(1)的结果显示,在坏消息业绩预告组 (*News* = 0) 中, *Sale_time* × *C-score* 交乘项的回归系数在 5% 的水平上显著为负,说明随着公司会计稳健性的增强,大股东在坏消息业绩预告之前的大幅减持行为受到遏制,这一结果支持了 H4a。列(2)的结果则显示,在好消息业绩预告组 (*News* = 1) 中, *Sale_time* × *C-score* 交乘项的回归系数在 5% 的水平上显著为负,说明随着公司会计稳健性的增强,大股东在好消息业绩预告之后进行减持的行为更为猖獗,这一结果支持了 H4b。

列(3)中 *Car* × *C-score* 的回归系数为负但不显著,表明会计稳健性无法显著遏制大股东在自愿性业绩预告披露之后 (*Sale_time* = 0) 大幅减持股份的行为。列(4)中 *Car* × *C-score* 的回归系数在 10% 的水平上显著为正,表明随着会计稳健性的增强,大股东出于较高利空程度的考虑而在业绩预告之前出售股份 (*Sale_time* = 1) 的行为得到遏制。也就是说,会计稳健性对预告前基于利空程度考虑的大股东内幕交易行为更加敏感,该回归结果证实会计稳健性对坏消息预告方面的大股东内幕交易行为的抑制作用更强,但对好消息预告方面的大股东内幕交易的促进作用较弱,假设 4a 得到支持,假设 4b 得到部分支持。

表 5 自愿性业绩预告与大股东择时减持(因变量 *Sale*)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>News</i> = 0	<i>News</i> = 1	<i>Sale_time</i> = 0	<i>Sale_time</i> = 1
<i>Sale_time</i>	0.170 *** (2.86)	-0.109 * (-1.80)		
<i>Car</i>			0.830 * (1.85)	-0.810 * (-1.83)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1434	1334	1411	1357
Adj. R ²	0.210	0.169	0.209	0.164

表 6 会计稳健性、自愿性业绩预告与大股东择时减持(因变量 *Sale*)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>News</i> = 0	<i>News</i> = 1	<i>Sale_time</i> = 0	<i>Sale_time</i> = 1
<i>Sale_time</i>	0.237 *** (3.74)	0.031 (0.33)		
<i>Car</i>			1.061 (1.45)	-1.718 ** (-2.34)
<i>C-score</i>	-0.629 (-0.35)	-1.573 (-0.77)	-2.097 (-1.23)	-2.872 * (-1.73)
<i>Sale_time</i> × <i>C-score</i>	-2.096 ** (-2.32)	-4.162 ** (-2.00)		
<i>Car</i> × <i>C-score</i>			-7.706 (-0.46)	30.486 * (1.88)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1434	1334	1411	1357
Adj. R ²	0.212	0.173	0.208	0.168

六、稳健性检验

为了进一步验证本文实证结论的可靠性,我们进行以下稳健性测试:(1)选用强制性业绩预告样本进行回归,以检测大股东是否也利用强制预告进行择时减持交易;(2)利用倾向性得分匹配法(PSM)克服样本选择偏差的影响;(3)改变业绩预告披露的事件时间窗口,测度变量的敏感性。

(一) 强制性业绩预告的对比测试

根据 H1 的推理,与强制性业绩预告相比,大股东更有可能利用自愿性业绩预告进行股份减持。那么,大股东有没有可能也利用强制性业绩预告进行有目的性的股份减持呢?对于这个问题,我们采用强制性业绩预告样本对模型(3)和模型(4)进行回归,结果见表 7。

从表 7 的回归结果中可以看出,无论是按照好消息和坏消息分组,还是按照预告之前减持和预告之后减持分组,*Sale_time* 和 *Car* 的回归系数均不显著,说明强制性业绩预告披露前后不存在明显的大股东股份减持交易行为。换言之,大股东并没有明显地利用强制性业绩预告为其股份减持行为作掩护,强制性业绩预告不是大股东用于择时减持的手段。

(二) 基于 PSM 匹配的检验

虽然我们在前文证实了自愿性业绩预告披露前后的大股东减持概率更高,但自愿性业绩预告的分布可能不是随机的,可能会产生样本选择偏差,即发布自愿性业绩预告的企业与发布强制性业绩预告的企业本来就存在较大差异,这可能会造成研究结论的偏差。为了解决这一问题,本文利用倾向得分匹配法(PSM)进一步消除企业个体的影响。PSM 筛选过程如下:首先基于初始样本的特征变量(前文中的控制变量)运用 Logit 回归计算各个企业的 *P-score* 值;然后按照 1:1 且卡钳值为 0.05 的匹配方法在同行业、同年度和同季度的企业中进行匹配,最终得到 31629 个观测值。

表 8 报告了 PSM 前后主要特征变量的描述性统计结果。从表 8 中可以看出,匹配前主要控制变量(如 *Size*、*Lev*、*Cash*、*MTB* 等)在实验组和对照组企业中的 % Bias 较大,且均值差异的 T 检验都非常显著;匹配后控制变量的均值差异不大,匹配效果较为理想。

表 9 为 PSM 匹配后的回归结果。结果显示,*Volun* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,加入会计稳健性变量后,*C-score* 的回归系数在 1% 的水平上显著为负,*Volun* × *C-score* 的回归系数在 10% 的水平上显著为负,说明经过 PSM 配对后,前文所得结论依旧成立。

(三) 时间窗口的敏感性测试

我们在前文中选取业绩预告披露前后 60 天内发生的大股东减持事件为研究对象,作为敏感性测试,我们改变时间窗口为 45 天重新检验本文假设,表 10 列出了该时间窗口下的回归结果。结果显示,*Volun* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,*Volun* × *C-score* 的回归系数在 10% 的水平上显著为负,回归结果依然支持本文主假设。

表 7 强制性业绩预告与大股东择时减持(因变量 *Sale*)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>News</i> = 0	<i>News</i> = 1	<i>Sale_time</i> = 0	<i>Sale_time</i> = 1
<i>Sale_time</i>	0.047 (0.54)	0.021 (0.26)		
<i>Car</i>			0.859 (1.33)	0.078 (0.12)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	800	881	817	864
Adj. R ²	0.162	0.228	0.182	0.165

表 8 基于 PSM 的 1 对 1 半径匹配结果的描述性统计

变量	Unmatched Matched	Mean		% Bias	T-test	
		Treated	Control		T	P > T
<i>Size</i>	U	21.613	21.836	-20.7	-19.20	0.000
	M	21.614	21.609	0.5	0.54	0.588
<i>Lev</i>	U	0.350	0.440	-46.1	-42.57	0.000
	M	0.351	0.351	-0.3	-0.34	0.735
<i>Roa</i>	U	0.043	0.028	25.4	23.82	0.000
	M	0.043	0.045	-2.8	-3.00	0.003
<i>Cash</i>	U	0.206	0.158	34.0	31.07	0.000
	M	0.205	0.207	-1.0	-0.93	0.354
<i>MTB</i>	U	2.959	3.368	-16.8	-15.67	0.000
	M	2.961	2.989	-1.1	-1.27	0.205
<i>Top1</i>	U	34.124	32.834	9.2	8.50	0.000
	M	34.097	34.541	-3.2	-3.06	0.002
<i>State</i>	U	0.164	0.299	-32.6	-30.33	0.000
	M	0.164	0.160	0.8	0.92	0.358
<i>Instt</i>	U	32.372	35.500	-13.7	-12.57	0.000
	M	32.410	32.312	0.4	0.41	0.681
<i>Big4</i>	U	0.020	0.031	-7.4	-6.88	0.000
	M	0.020	0.020	-0.2	-0.23	0.820
Sample	Pseudo R ²	LR Chi2	P > Chi2	Med Bias		
Raw	0.063	2952.99	0.000	22.9		
Matched	0.000	22.96	0.006	1.2		

表 9 经过 PSM 匹配后的回归结果(因变量 *Sale_60*)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Volun</i>	0.359 *** (10.19)	0.264 *** (6.71)	0.269 *** (6.84)	0.318 *** (6.61)
<i>C-score</i>			-1.205 *** (-3.28)	-1.072 *** (-4.01)
<i>Volun</i> × <i>C-score</i>				-1.405 * (-1.74)
Control Variables	No	Yes	Yes	Yes
Observation	31629	31629	31629	31629
Pseudo R ²	0.004	0.058	0.059	0.060

七、结论性评述

本文选取 2010—2018 年沪深 A 股上市公司为样本,考察业绩预告发布前后大股东是否存在以及如何利用自身信息优势进行股份减持交易,会计稳健性是否以及如何对该内幕交易产生影响。研究结果表明:与强制性业绩预告相比,自愿性业绩预告披露前后发生大股东减持的概率更高,并且会计稳健性会显著抑制自愿性业绩预告披露前后的大股东减持行为。本文进一步对自愿性业绩预告样本进行研究发现,大股东

择时交易表现为在坏消息业绩预告披露之前出售股份,而在好消息业绩预告披露之后出售股份。与此同时,坏消息利空程度越高,大股东在业绩预告之前的股份减持规模越大;或者好消息的利好程度越高,大股东在业绩预告之后的股份减持规模也越大。更为重要的是,上市公司的会计稳健性越强,整体上越有助于遏制大股东利用业绩预告进行股份减持的交易行为;在区分好消息和坏消息后研究发现,稳健性的强化只能有效遏制大股东隐匿坏消息进行股份减持的行为,但在一定程度上却加剧了大股东隐匿好消息进行股份减持的行为。

当然,本文在内幕交易的检测方法方面存在一定的局限性。在检测公司大股东是否会利用业绩预告进行内幕交易(具体表现为股份减持)时,我们采用业绩预告发布前后 60 天内公司是否发布大股东减持公告来测量。在这种情况下,如果大股东实际减持的时间与发布减持公告的时间相差较远,那么就无法得出大股东利用业绩预告进行内幕交易的结论。由于难以获取大股东实际减持的确切日期这一数据,因此本文不得已只能采用发布减持公告的确切日期来代替实际减持日期,正是这一点使得我们没法完美测度公司大股东是否会利用业绩预告进行内幕交易。未来的研究可致力于精准测度内幕交易方面,以期做到理论与实务的统一。

参考文献:

- [1] Hirst D E, Koonce L, Venkataraman S. Management earnings forecasts: A review and framework[J]. Accounting Horizons, 2008, 22(3): 315-338.
- [2] Beyer A, Cohen R A, Lys R Z, et al. The financial reporting environment: Review of the recent literature[J]. Journal of Accounting & Economics, 2010, 50(2-3): 296-343.
- [3] 鲁桂华,张静,刘保良. 中国上市公司自愿性积极业绩预告: 利公还是利私——基于大股东减持的经验证据[J]. 南开管理评论, 2017(2): 133-143.
- [4] 高敬忠,韩传模,王英允. 公司诉讼风险与管理层盈余预告披露方式选择——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2011(5): 102-112.
- [5] Engelberg J E, Reed A V, Ringgenberg M C. Short-selling risk[J]. The Journal of Finance, 2018, 73(2): 755-786.
- [6] Chen G Z, Keung E C. The impact of business strategy on insider trading profitability[J]. Pacific Basin Finance Journal, 2019, 55(1): 270-282.
- [7] Jagolinzer A D, Larcker D F, Ormazabal G, et al. Political connections and the informativeness of insider trades[J]. The Journal of Finance, 2020, 75(4): 1775-2321.
- [8] 曾庆生. 公司内部人具有交易时机的选择能力吗? ——来自中国上市公司内部人卖出股票的证据[J]. 金融研究, 2008(10): 117-135.
- [9] Kraft A, Lee B. Management earnings forecasts, insider trading and information asymmetry[J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 26(1): 96-123.
- [10] Choi W. Disclosure tone of the spin-off prospectus and insider trading[J]. Journal of Accounting & Public Policy, 2020, 39(1): 106692.
- [11] Noe C F. Voluntary disclosures and insider transactions[J]. Journal of Accounting & Economics, 1999, 27(3): 305-326.
- [12] 高敬忠,韩传模,王英允. 控股股东行为与管理层业绩预告披露策略——以我国 A 股上市公司为例[J]. 审计与经济研究, 2013(4): 75-83.
- [13] 蔡宁. 信息优势、择时行为与大股东内幕交易[J]. 金融研究, 2012(5): 179-192.
- [14] 牛建波,吴超,李胜楠. 机构投资者类型、股权特征和自愿性信息披露[J]. 管理评论, 2013(3): 48-59.
- [15] Mora A, Walker M. The implications of research on accounting conservatism for accounting standard setting[J]. Accounting and Business Research, 2015, 45(5): 620-650.
- [16] Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings[J]. Journal of Accounting & Economics, 1997, 24(1): 3-37.
- [17] Watts R L. Conservatism in accounting part I: Explanations and implications[J]. Accounting Horizons, 2003a, 17(3): 207-221.
- [18] Watts R L. Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities[J]. Accounting Horizons, 2003b, 17(4): 287-301.
- [19] Khan M, Watts R L. Estimation and empirical properties of a firm year measure of accounting conservatism[J]. Journal of Accounting & Economics, 2009, 48(2-3): 132-150.

表 10 时间窗口为 45 天的回归结果(因变量 Sale_45)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Volun</i>	0.326 *** (9.07)	0.186 *** (4.56)	0.191 *** (4.68)	0.241 *** (4.94)
<i>C-score</i>			-1.068 *** (-4.67)	-1.003 *** (-4.93)
<i>Volun × C-score</i>				-1.462 * (-1.85)
Control Variables	No	Yes	Yes	Yes
Observation	34271	34271	34271	34271
Pseudo R ²	0.004	0.053	0.054	0.054

- [20] 张荣武, 伍中信. 产权保护、公允价值与会计稳健性[J]. 会计研究, 2010(1): 28-34.
- [21] Francis J, Martin X. Timely loss recognition and acquisition profitability[J]. Journal of Accounting & Economics, 2010, 49(1-2): 161-178.
- [22] 周晓苏, 吴锡皓. 会计稳健性对上市公司信息披露的影响研究——基于会计信息透明度的视角[J]. 南开管理评论, 2013(3): 89-100.
- [23] 周晓苏, 吴锡皓. 稳健性对非经常性损益价值相关性的影响研究——基于不同投资者类型的分析视角[J]. 管理评论, 2014(4): 3-13.
- [24] Kim J, Zhang L. Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence[J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(1): 412-441.
- [25] Ramalingegowda S, Yu Y. Institutional ownership and conservatism[J]. Journal of Accounting & Economics, 2012, 53(1-2): 98-114.
- [26] Chen S, Ni S, Zhang F. CEO retirement, corporate governance and conditional accounting conservatism[J]. European Accounting Review, 2018, 27(3): 437-465.
- [27] Gao P. A measurement approach to conservatism and earnings management[J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 55(2-3): 251-268.
- [28] Khalilov A, Osma B G. Accounting conservatism and the profitability of corporate insiders[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2020, 47(3-4): 333-364.
- [29] LaFond R, Watts R L. The information role of conservatism[J]. The Accounting Review, 2008, 83(2): 447-478.
- [30] Guay W, Verrecchia R. Conservative disclosure[J]. Journal of Financial Reporting, 2018, 3(1): 73-92.
- [31] 史永东, 蒋贤锋. 内幕交易、股价波动与信息不对称——基于中国股票市场的经验研究[J]. 世界经济, 2004(12): 54-64.
- [32] Christophe S E, Ferri M G, Hsieh J. Informed trading before analyst downgrades: Evidence from short sellers[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(1): 85-106.
- [33] KolasInstki A, Li X. Are corporate managers savvy about their stock price? Evidence from Insider trading after earnings announcements[J]. Journal of Accounting & Public Policy, 2010, 29(1): 27-44.
- [34] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1): 57-116.
- [35] 徐高彦, 曹俊颖, 徐汇丰, 等. 上市公司盈余预告择时披露策略及市场反应研究——基于股票市场波动的视角[J]. 会计研究, 2017(2): 35-41.
- [36] Stein J. Rational capital budgeting in an irrational world[J]. Journal of Business, 1996, 69(4): 429-455.
- [37] 舒家先, 易苗苗. 业绩预告、大股东减持与股价崩盘风险研究[J]. 经济理论与经济管理, 2019(11): 68-81.

[责任编辑: 王丽爱, 杨志辉]

Shares Reduction and Insider Trading Based on the Earnings Forecasts: Is Accounting Conservatism Containment or Assistance?

WU Xihao, ZHANG Chi

(School of Management, Hainan University, Haikou 570228, China)

Abstract: The forms of insider trading in China's capital market are various and covert, among which, it is one of the common means for the major shareholders' selling of original non-tradable shares by using the opportunity of earnings forecasts. In this paper, we take the major shareholders' selling events near the disclosure of earnings forecasts of listed companies as the research object. The results show that, compared with the mandatory earnings forecasts, voluntary earnings forecasts is more likely to become a channel for the major shareholders to make use of information advantages to sell their holdings at the right time, and accounting conservatism can significantly negatively affect the insider trading behavior of the major shareholders. This article further divides earnings forecasts news into good news and bad news, and finds that, before the disclosure of earnings forecasts, the worse the bad news, the more the big shareholders reduce their non-tradable shares; or after the disclosure of earnings forecasts, the better the good news, the more the big shareholders reduce their non-tradable shares. It can be seen that more robust financial information can restrain insider trading in concealing bad news, but can aggravate insider trading in hiding good news.

Key Words: earnings forecasts; insider trading; major shareholders' selling of non-tradable shares; accounting conservatism; information asymmetry; company size; equity concentration