

股权激励能提高上市公司信息透明度吗?*

——基于未来盈余反应系数的分析

付强 扈文秀 康华

(西安理工大学经济与管理学院,陕西 西安 710054)

内容提要:本文利用实施股权激励的沪深A股上市公司2006—2016年的数据,采用未来盈余反应系数(FERC)衡量公司信息透明度,研究管理层股权激励对公司信息透明度的影响,以及不同所有权性质下这一影响的差异,并进一步探讨上述关系的作用路径。研究发现,随着管理层股权激励薪酬比重的提高,FERC得到了加强,说明股权激励有助于提高公司信息透明度,并且这种作用主要存在于非国有企业中,在国有企业中表现并不明显;上述结论在控制内生性后仍然成立。作用路径分析发现,增加管理层股权激励薪酬比重可以降低应计盈余管理程度,并提高管理层自愿性业绩预测的披露倾向、频率、精度和准确度,说明股权激励主要通过促使管理层向投资者提供更高质量的会计盈余或自愿披露更多而又可靠的私有信息来提高公司信息透明度。本文拓展了股权激励治理效应的研究,同时,研究结论对于提高公司信息透明度和国有企业高管股权激励市场化改革均具有重要的参考价值。

关键词:股权激励 公司信息透明度 未来盈余反应系数(FERC) 所有权性质

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)03—0174—19

一、引言

公司的信息环境透明是指上市公司的外部市场参与者对公司特质信息可获取程度高,反之,公司特质信息可获取程度低则表明公司信息透明度较差(Piotroski和Wong,2011^[1];李丹和王丹,2016^[2])。Piotroski和Wong(2011)^[1]指出,公司信息透明度主要由上市公司的信息披露行为、金融中介(主要包括证券分析师和机构投资者)对公司私有信息的挖掘以及新闻媒体对公司信息的传播三个方面决定。其中,上市公司的信息披露行为又会受到管理层薪酬契约的影响(Healy和Palepu,2001)^[3]。股权激励作为一种重要的管理层薪酬激励机制,对上市公司的信息披露行为存在两种相反的作用机制。一方面,在最优契约理论假说下,股权激励能够有效缓解股东与管理层之间的利益冲突(Jensen和Meckling,1976)^[4],通过“利益协同”效应使管理层与股东的信息披露偏好趋于一致,不仅可以抑制财务重述等会计信息操纵行为,提高会计盈余质量(Armstrong等,2010)^[5],而且能促使管理层自愿向投资者披露其掌握的有关公司经营状况和预期收入等方面的

收稿日期:2018-10-22

*基金项目:国家自然科学基金项目“基于风险行为视角的高管晋升激励对企业研发投入的影响研究”(71472151);陕西省教育厅专项科研计划项目“陕西国有控股企业股权激励方案制定与实施研究”(14JK1503)。

作者简介:付强,男,博士研究生,研究领域是公司金融与资本市场,电子邮箱:fuqiang2327@126.com;扈文秀,男,教授,研究领域是资产定价与公司金融,电子邮箱:hwxsxj@sina.com;康华,男,副教授,研究领域是公司治理与企业创新,电子邮箱:voa78@163.com。通讯作者:付强。

私有信息,提高公司的自愿性信息披露水平(Nagara等,2003^[6];Kim等,2018^[7];高敬忠和周晓苏,2013^[8]);另一方面,在管理层权力理论假说下,股权激励并非缓解代理问题的治理机制,反而会沦为“管理层寻租”的工具(Bebchuk和Fried,2003)^[9]。为了攫取租金收益,管理层会利用自己的信息优势进行盈余管理或操控公司的信息披露,例如在股票期权行权前或股票出售前进行盈余管理来抬升股价(Bergstresser和Philippon,2006^[10];杨慧辉等,2012^[11]),或操控管理层业绩预测等自愿性信息披露的时机和内容来谋取股权激励的私有收益(Brockman等,2010^[12];Cheng等,2013^[13])。

如果股权激励促使管理层提供更高质量的会计盈余或自愿披露更多公司私有信息,那么外部投资者便能获取更多公司特质信息,公司信息透明度就会提高;相反,如果股权激励导致管理层操控会计盈余或自愿性信息披露,那么外部投资者便难以获取公司的真实信息,公司信息透明度就会降低。那么,管理层股权激励究竟能否提高上市公司信息透明度?如果会,是通过什么样的路径或机制而发挥作用?同时,在中国特殊的转轨经济体制下,上市公司按所有权性质可划分为国有企业和非国有企业,二者在股权激励制度安排方面存在较大的差异,那么股权激励对公司信息透明度的影响是否因所有权性质不同而表现出差异?对于这些问题,以往研究尚未给出答案。

有鉴于此,本文以实施股权激励的沪深A股上市公司为样本,采用未来盈余反应系数衡量公司信息透明度,研究管理层股权激励对公司信息透明度的影响,以及不同所有权性质下这一影响的差异,并进一步探讨上述关系的作用路径。与前人的研究相比,本文的贡献在于:第一,为中国股权激励制度有效性的考察提供了新的视角和经验证据。以往研究主要从股权激励能否提升公司业绩(盛明泉和蒋伟,2011^[14];陈文强,2018^[15])、抑制非效率投资(吕长江和张海平,2011^[16];陈效东等,2016^[17])、改善股利政策(肖淑芳和喻梦颖,2012^[18];陈红和郭丹,2017^[19])和促进企业创新(姜英兵和于雅萍,2017^[20];李丹蒙和万华林,2017^[21];张兴亮,2018^[22])等角度探讨股权激励的有效性,本文则发现股权激励有助于提高公司信息透明度,为股权激励有效性的考察提供了新的经验证据。第二,拓展和丰富了未来盈余反应系数(FERC)影响因素的相关研究。FERC能够有效衡量公司特质信息含量,长期以来在国外受到诸多学者的广泛关注,但国内仅有少量的文献从异常审计收费(袁东任和汪炜,2015)^[23]和融资融券制度(钟凯等,2017)^[24]等角度研究了其对FERC影响,本文从管理层股权激励角度出发,探讨其对FERC的影响,丰富和拓展了FERC影响因素的相关研究。第三,本文在检验股权激励与FERC关系的基础上,进一步考察了上述关系在不同所有权性质企业中的差异,以及上述关系的作用路径,这不仅有助于学术界深入理解股权激励对公司信息透明度的影响机制,而且可以为监管层提高公司信息透明度提供一定的理论参考,同时也为国有企业高管股权激励市场化改革提供了经验借鉴。

二、文献回顾与假设提出

1. 文献回顾

根据Piotroski和Wong(2011)^[1]的定义,公司信息透明度是指上市公司的外部市场参与者对公司特质信息的可获取程度。目前,学术界主要采用股价非同步性指标(Piotroski和Roulstone,2004^[25];李丹和王丹,2016^[2])或未来盈余反应系数(Muslu等,2015^[26];Choi和Kim,2017^[27])衡量外部市场参与者对公司特质信息的可获取程度,从而表征公司信息透明度。由于股价非同步性究竟是反映公司特质信息还是噪音在我国尚存争议。例如林忠国等(2012)^[28]认为,中国股票市场上股价非同步性整体表现为噪音性质,不能简单地将股价非同步性视为公司特质信息的度量。因此,本文参考Muslu等(2015)^[26]以及Choi和Kim(2017)^[27]的研究,采用未来盈余反应系数(FERC)衡量公司信息透明度,FERC越大意味着投资者对企业未来盈余信息的可获取程度越高,股价便能通过投资者的交易行为融入更多的企业未来盈余信息,公司信息透明度就越高。

FERC 模型由 Collins 等(1994)^[29]根据资产定价理论开发而来。按照传统的资产定价理论,股票的价值等于企业未来现金流期望值的折现,因此,在一个有效的市场中,股价变动反映了投资者对企业未来盈余预期的修正(Kothari 和 Sloan,1992)^[30]。FERC 表示当期的股票收益率与企业未来盈余的相关性,它准确刻画了投资者对企业未来盈余的预期,FERC 越大,股价融入的企业未来盈余信息越多。FERC 的大小取决于投资者对企业未来盈余的预测能力,而投资者对企业未来盈余的预测又依赖于其对公司价值相关性信息的可获取程度。从来源渠道看,公司价值相关性信息既包括公司公开披露的信息(包括强制性披露和自愿性披露),如公司的财务报告、重大合同、管理层业绩预测、前瞻性信息、生产经营快报和网络平台问答^①等,也包括投资者通过实地调研、电话访问、路演和投资者日等渠道获取的私有信息。就上市公司信息披露而言,已有研究发现高质量的会计盈余和自愿性信息披露水平会提高投资者对企业未来盈余的预测能力,从而提高 FERC。

在会计盈余质量方面,Sloan(1996)^[31]发现,会计盈余中应计盈余的持续性显著低于现金流盈余,即应计盈余对未来盈余的预测能力比现金流盈余要差,但投资者功能锁定于会计盈余的整体数字,不能看穿这一差异,可能会高估应计盈余提供的未来盈余预期从而导致错误定价。因此,会计盈余中应计盈余比例越大,投资者越难准确预测企业未来盈余,股价也越难准确反映企业的未来盈余信息;Xie(2001)^[32]进一步将应计盈余分解为可操控性应计和正常应计,发现管理层对可操控性应计的操纵是导致投资者高估应计盈余持续性的主要原因。在此基础上,Haw 等(2012)^[33]以可操控性应计盈余的绝对值衡量盈余质量,发现低可操控性应计盈余(高盈余质量)能提高 FERC。在自愿性信息披露方面,Lundholm 和 Myers(2002)^[34]最早发现了自愿性信息披露可以提高 FERC,他们采用分析师对公司信息披露的评级(AIMR)度量自愿性信息披露水平,发现更多而又可靠的信息披露可以提高投资者对企业未来盈余的预测能力,从而提高 FERC;在此基础上,Chio 等(2011)^[35]以管理层业绩预测的披露倾向、频率和精度衡量自愿性信息披露水平,发现披露管理层业绩预测的公司具有更高的 FERC,并且管理层业绩预测的频率和精度越高,FERC 越大;Muslu 等(2015)^[26]以上市公司年报中管理层讨论与分析部分披露的前瞻性信息数量衡量自愿性信息披露水平,发现前瞻性信息披露的越多,FERC 越大。Choi 和 Kim(2017)^[27]利用 1995—2007 年间美国标准普尔指数中 1500 家上市公司的数据,首次研究了 CEO 的股权薪酬对 FERC 的影响,认为 CEO 的股权薪酬能提高 FERC。

目前,国内对 FERC 影响因素的研究较为少见,仅有少量的文献从异常审计收费(袁东任和汪炜,2015)^[23]和融资融券制度(钟凯等,2017)^[24]等角度探讨了其对 FERC 的影响,尚未有文献研究股权激励与 FERC 之间的关系。虽然 Choi 和 Kim(2017)^[27]首次研究了 CEO 的股权薪酬对 FERC 的影响,并发现 CEO 的股权薪酬能提高 FERC,但其结论基于西方发达国家成熟资本市场得出。众所周知,中国资本市场处于新兴加转轨的特殊时期,无论是在股权激励制度,还是资本市场成熟度等方面与西方发达国家均存在较大差异,其结论在新兴市场国家是否成立仍然是一个值得检验的问题。此外,Choi 和 Kim(2017)^[27]并未检验不同所有权性质企业的股权激励在影响 FERC 方面的差异,同时也未对股权激励影响 FERC 的作用路径进行深入探讨。有鉴于此,本文利用实施股权激励的中国 A 股上市公司为样本,研究股权激励对 FERC 影响以及不同所有权性质下这一影响的差异,并进一步探讨上述关系的作用路径,这无疑将丰富和拓展 FERC 影响因素的相关研究。

2. 假设提出

(1)管理层股权激励与公司信息透明度。现代公司普遍存在所有权和控制权分离的现象,代理问题由此产生。作为上市公司的内部人,管理层掌握着公司经营情况和预期收入等方面的私有

^① 网络平台问答是指上市公司通过深交所的“互动易”和上交所的“上证 e 互动”网络平台以回答投资者提问的方式披露公司信息。

信息,相对于股东和投资者具有天然的信息优势。投资者希望管理层披露其掌握的私有信息以减少信息不对称,但管理层偏好披露较少的信息以利用信息优势实现控制权私有收益。因此,管理层和股东间的信息披露偏好并非一致,存在着信息披露的代理问题。Healy 和 Palepu(2001)^[3]指出,设计合理的薪酬契约可以解决上述信息披露的代理问题,缓解管理层与股东间的信息不对称。

股权激励作为一种重要的薪酬激励机制,对管理层的信息披露行为存在两种相反的作用机制。一方面,在最优契约理论假说下,股权激励按照“努力决定业绩,业绩决定股价,股价决定薪酬”的原理,能够有效缓解股东与管理层之间的利益冲突(Jensen 和 Meckling,1976)^[4],通过“利益协同”效应使管理层与股东的信息披露偏好趋于一致,不仅可以抑制财务重述等会计信息操纵行为,提高会计盈余质量(Armstrong 等,2010)^[5],而且能促使管理层自愿向投资者披露更多的私有信息,提高公司的自愿性信息披露水平;Nagara 等(2003)^[6]认为,股权激励能够有效促使管理层向投资者披露其掌握的有关公司经营状况和预期收入等方面的私有信息,以降低股票价格中与自己努力程度无关的噪音成分,从而避免其持有的股票或股票期权因股价被市场低估或误估而造成价值损失,并且股权激励不仅会促使好消息的披露,也会促使管理层增加坏消息的披露,因为沉默往往被解读为负面消息,而且隐瞒坏消息所带来的诉讼风险也会使管理层持有的股票或股票期权价值受损。与他们的这一理论预期一致,Nagara 等(2003)^[6]和 Kim 等(2018)^[7]发现,公司自愿性信息披露水平(以管理层业绩预测披露的频率、精度和 AIMR 度量)与 CEO 总薪酬中股权激励薪酬的比重正相关。国内研究也同样发现管理层持股会提高自愿性信息披露的及时性和可靠性(高敬忠和周晓苏,2013)^[8]。由此可见,在最优契约理论假说下,管理层股权激励可以提高上市公司的盈余质量和自愿性信息披露水平。那么,随着盈余质量或自愿性信息披露水平的提高,投资者对企业未来盈余的预测就会更加准确,股价便能反映更多的企业未来盈余信息(Sloan,1996^[31];Xie,2001^[32];Haw 等,2012^[33];Lundholm 和 Myers,2002^[34];Chio 等,2011^[35];Muslu 等,2015^[26]),从而使公司的信息环境变得更加透明。

另一方面,在管理层权力理论假说下,股权激励并非缓解代理问题的治理机制,反而会沦为“管理层寻租”的工具(Bebchuk 和 Fried,2003)^[9]。由于股权激励将管理层的薪酬与股票价格挂钩,在激励管理层努力工作的同时,也会导致其过分关注公司的短期股价,甚至会利用自身的信息优势来操控公司信息披露以影响短期股价,从而攫取私有收益。例如,Bergstresser 和 Philippon(2006)^[10]、杨慧辉等(2012)^[11]发现,管理层在股票期权行权前或股票出售前会通过应计盈余管理来调高公司业绩以提升短期股价,从而增加其随后股票期权行权或股票卖出的私有收益。并且,管理层的股权激励薪酬比重越大,应计盈余管理程度越严重(刘宝华等,2016)^[36]。除盈余管理之外,管理层也会操控自愿性信息披露来影响股价,如在股票期权行权并卖出前披露更多的业绩预测好消息(Brockman 等,2010)^[12],在股票出售前发布更精确的业绩预测好消息或更模糊的坏消息以提升股价从而增加股票交易的私有收益(Cheng 等,2013)^[13]。此外,证监会强制中国上市公司采取业绩型股权激励,管理层只有达到股权激励计划中设定的业绩考核条件才能行权(或解锁)其所获授的权益。为了达到行权(解锁)的业绩考核条件,管理层也会通过应计盈余管理等手段夸大公司业绩(刘银国等,2017)^[37]。无论是为了操纵短期股价还是达到业绩考核条件,管理层的应计盈余管理行为都会增加会计盈余中应计项目盈余的异常波动,使投资者难以准确预测企业的未来盈余(Sloan,1996^[31];Xie,2001^[32];Haw 等,2012^[33])。同时,管理层对自愿性信息披露的操控也会降低公司自愿性信息披露的可靠性,从而降低投资者对企业未来盈余的预测能力(Lundholm 和 Myers,2002^[34];Chio 等,2011^[35];Muslu 等,2015^[26])。由此可见,在管理层权力理论假说下,股权激励会导致股价难以准确反映企业未来盈余信息,从而恶化公司的信息环境,降低公司信息透明度。

综合以上分析可以看出,管理层股权激励对公司信息透明度存在两种相反的影响机制,如图 1 所示。如果“利益协同”效应占据主导地位,股权激励将会提高公司信息透明度;相反,如果“管理

层寻租”效应占据主导地位, 股权激励将会降低公司信息透明度。因此, 本文提出如下假设:

H_{1a}: 管理层股权激励会提高公司信息透明度。

H_{1b}: 管理层股权激励会降低公司信息透明度。

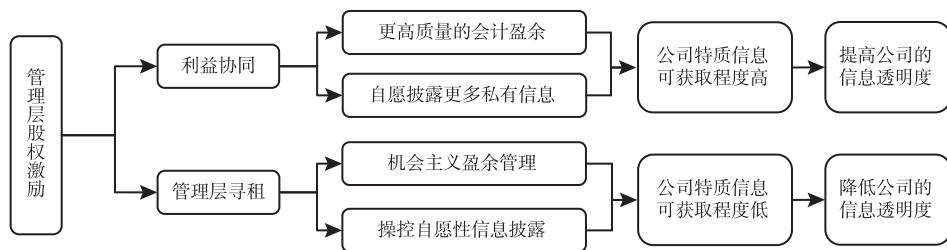


图1 管理层股权激励对公司信息透明度的影响机制

资料来源: 本文绘制

(2) 不同所有权性质下, 管理层股权激励与公司信息透明度。在中国特殊的转轨经济体制下, 上市公司按所有权性质可划分为国有企业和非国有企业, 二者在股权激励制度安排方面存在较大的差异。国有企业高管激励最明显的特征就是普遍存在的薪酬管制现象, 并替代性地形成了在职消费、政治晋升等不直接体现为货币的多元报酬体系(辛宇和吕长江, 2012)^[38]。在薪酬管制背景下, 国有企业高管^①股权激励的激励比例和预期收益也受到了过多的政策限制。2006年9月, 国资委和财政部联合发布的《国有控股上市公司(境内)实施股权激励试行办法》第十四条规定:“上市公司首次实施股权激励计划授予的股权数量原则上应控制在上市公司股本总额的1%以内。”同时, 第十六条规定:“在股权激励计划有效期内, 高级管理人员个人股权激励预期收益水平, 应控制在其薪酬总水平(含预期的期权或股权收益)的30%以内^②。”Chen等(2013)^[39]发现, 这种收益上限的管制会导致大多数高管“被迫”放弃行使被授予的股权激励或将超出的行权收益上交公司, 使得股权激励并没有实质性的激励作用。邵帅等(2014)^[40]也发现, 上述政策限制使得股权激励对国有企业高管的激励作用并不明显。因此, 当国有企业高管预期不能获得股权激励收益或者获得的收益很小时, 与股权激励收益相联系的公司股价不再是其关注的重点, 高管既不会因股权激励而提供更高质量的会计盈余或自愿披露更多的私有信息以避免股价被低估或误估, 也不太可能为了有限的激励收益而花费精力和冒险去操纵公司的会计盈余或信息披露来影响股价。而对于非国有企业而言, 因处于竞争性行业和产权私有性质, 公司高管的薪酬基本不受政府的干预和控制, 股权激励计划更加市场化也更具激励性(邵帅等, 2014)^[40], 与股权激励收益相联系的股票价格对高管的财富水平影响也更大。因此, 相比国有企业, 股权激励更能影响非国有企业管理层的信息披露行为, 从而对公司信息透明度的影响也更明显。因此, 本文提出如下假设:

H₂: 管理层股权激励对公司信息透明度的影响在非国有企业中更明显。

三、研究设计

1. 样本选择和数据来源

本文选择2006—2013年间所有公告股权激励授予登记完成的沪深A股上市公司为初始样本, 共计355家, 授予股权激励424次。之所以选择2006—2013年间的股权激励样本, 是因为《上市公司股权激励管理办法(试行)》于2006年才正式实施, 且FERC模型的计算需要用到未来3年的会

① 本文中的“高管”和“管理层”的含义类似, 均指上市公司的董事和高级管理人员, 只是在名称上遵循了以往文献的习惯。

② 这一比例在《关于规范国有控股上市公司实施股权激励制度有关问题的通知》(国资发分配[2008]171号)中被提高到40%。

计盈余和股票收益率数据,因此,本文实际的样本期间是2006—2016年。随后,对样本执行以下筛选程序:一是剔除金融行业以及在观测期间被ST和*ST处理的上市公司;二是剔除授予对象为中层管理人员、核心技术(业务)人员的公司,由于这类公司的高管并未获授股权激励,因此股权激励几乎不会影响管理层的信息披露行为从而也不会影响公司信息透明度;三是剔除财务数据和其他相关变量数据缺失的上市公司。经过这样的处理,最终得到332家上市公司,共计授予高管股权激励373次,构成1673个公司的年度观测值。从所有权性质来看,授予高管股权激励的公司以非国有企业为主,共297家,国有企业占比较少,共计35家。

股权激励计划授予情况的数据来自于Wind金融终端和RESSET数据库。管理层持有的限制性股票和股票期权数据,根据上市公司股权激励相关公告和年度财务报告手工收集计算得出。管理层持有的非限制性股票、上市公司财务数据、股票收益率数据和公司治理数据均来自于CSMAR数据库。为消除极端值对研究结果的影响,对所有连续变量在1%和99%水平上进行了Winsorize处理。数据处理和分析采用Stata12.1计量分析软件进行。

2. 变量计量

(1) 公司信息透明度。本文参考Muslu等(2015)^[26]以及Choi和Kim(2017)^[27]的研究,采用未来盈余反应系数(FERC)衡量公司信息透明度,FERC的计算模型如下:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_t + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 R_{3t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, R_t 为 t 年度的买入并持有收益率,计算公式为 $R_t = \prod(1 + r_{i,k}) - 1$, $r_{i,k}$ 为 i 公司在 k 月的考虑现金红利再投资的回报率,考虑到我国上市公司年报的披露截止日期为次年的4月底,因而本文采用 t 年的5月至 $t+1$ 年的4月共计12个月的月回报率来计算 R_t 。参考Lundholm和Myers(2002)^[34]的研究, X_{t-1} 和 X_t 分别表示 $t-1$ 年和 t 年扣除非经常性损益后的净利润除以期初股票市值, X_{3t} 代表 $t+1$ 年到 $t+3$ 年的扣除非经常性损益后的净利润之和除以期初股票市值, R_{3t} 代表 $t+1$ 年的5月至 $t+3$ 年4月共计36个月的买入并持有收益率。 β_3 代表未来盈余反应系数(FERC),即为本文衡量公司信息透明度的指标,其值越大,股价反映的企业未来盈余信息越多,公司信息透明度越高。与前人的研究(Lundholm和Myers,2002^[34];Chio等,2011^[35])一致,本文预期 β_2 和 β_3 显著为正,预期 β_1 和 β_4 显著为负。

(2) 股权激励。参考Bergstresser和Philippon(2006)^[10]以及刘宝华等(2016)^[36]的方法,本文使用股价上涨1%,管理层持有的股票和股票期权价值增量占其总薪酬的比率来衡量股权激励水平 $Incent_{i,t}$ 。计算公式如下:

$$Incent_{i,t} = \frac{0.01 \times Price_{i,t} \times (Shares_{i,t} + Option_{i,t})}{0.01 \times Price_{i,t} \times (Shares_{i,t} + Option_{i,t}) + Cashpay_{i,t}} \quad (2)$$

其中, $Price_{i,t}$ 为 i 公司在 t 年末的股票收盘价; $Shares_{i,t}$ 、 $Option_{i,t}$ 分别为 i 公司在 t 年末获授股权激励的高管(董事和高级管理人员)持有的股票(包括非限制性股票和限制性股票)和股票期权的数量; $Cashpay_{i,t}$ 为 i 公司在 t 年末获授股权激励的高管的现金薪酬,包括年薪和各类津贴等。由于《股权激励有关事项备忘录1号》规定持股5%以上的主要股东或实际控制人原则上不得成为激励对象,因此,相对以往研究采用管理层持股数量(高敬忠和周晓苏,2013^[8];刘宝华等,2016^[36]),本文采用获授股权激励的高管持有的股票数量可以排除大股东持股的影响,使研究结论更加稳健^①。

3. 回归模型

本文借鉴Chio等(2011)^[35]和Muslu等(2015)^[26]的方法,在模型(1)的基础上加入股权激励

① 在以民营上市公司为主的非国有上市公司中,管理层和大股东身份常常重合(Jiang和Kim,2015)^[41],而大股东的掏空动机也会影响上市公司的信息披露行为(吴育辉和吴世农,2010)^[42],若采用管理层的持股数量,可能会对研究结果造成偏误。

$Incent_t$ 以及 $Incent_t$ 与模型(1)中解释变量的交互项, 来检验股权激励对公司信息透明度的影响, 具体模型为:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_t + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 R_{3t} + \beta_5 Incent_t + \beta_6 Incent_t \times X_{t-1} + \beta_7 Incent_t \times X_t + \beta_8 Incent_t \times X_{3t} + \beta_9 Incent_t \times R_{3t} + \sum \beta_{j1} Controls + \sum \beta_{j2} Controls \times X_{3t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

模型(3)中 $Incent_t \times X_{3t}$ 的系数 β_8 是本文关注的重点。如果股权激励有助于提高公司信息透明度(即假设 H_{1a}), 那么 β_8 显著为正; 相反, 如果股权激励降低了公司信息透明度(即假设 H_{1b}), 那么 β_8 显著为负。由于同一行业的公司在经营周期和会计估计方法上相同, 会导致同一行业公司的会计盈余具有相似的及时性和预测能力(Gelb 和 Zarowin, 2002)^[43], 可能会造成同一行业公司的未来盈余反应系数存在显著的相关性, 对本文的检验结果造成偏误。因此, 参考 Lundholm 和 Myers (2002)^[34] 以及 Haw 等 (2011)^[33] 的做法, 对会计盈余 X 和股票收益率 R 按行业均值进行调整, 即用 i 公司的会计盈余 X 、股票收益率 R 减去该公司所处行业的均值。相应地, 对管理层股权激励薪酬水平 $Incent_t$ 也按行业进行调整, 参考 Choi 和 Kim (2017)^[27] 的做法, 采用百分比排序法进行调整: $PIncent = (Rank - 1) / (N - 1)$, 其中, $Rank$ 代表 i 公司的 $Incent_t$ 在其所处行业中的排名, N 代表 i 公司所在行业的公司总数^①。在检验过程中, 本文分别采用原始变量和经行业调整的变量进行回归以提高结论的稳健性。

为进一步控制其他可能影响 FERC 的因素, 本文参考 Chio 等 (2011)^[35] 的研究, 在模型(3)中加入了如下控制变量(Controls): 首先, 加入公司规模 ($Size_t$) 和分析师跟踪程度 ($LnAanlyst_t$), 大公司倾向于披露更多的信息, 分析师跟踪程度越大, 投资者搜集私有信息的行为越活跃, 因而具有更高的 FERC; 其次, 为控制未来盈余预测的难易程度, 加入盈余波动性 ($Earnstd_t$) 和公司未来业绩是否亏损 ($Loss_t$), 盈余波动性越大的公司越难预测其未来盈余, 未来盈余亏损比未来盈余为正值更难以预测, 因而 FERC 越低; 最后, 控制成长性 ($Growth_t$), 因为高成长的公司具有更高的 FERC^②。各变量的定义及计算方法如表 1 所示。

表 1 变量定义及计算方法

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
FERC	当期股票收益率	R_t	t 年的 5 月至 $t+1$ 年的 4 月共计 12 个月的买入并持有收益率
	上一期盈余	X_{t-1}	$t-1$ 年扣除非经常性损益后的净利润除以期初股票市值
	当期盈余	X_t	t 年扣除非经常性损益后的净利润除以期初股票市值
	未来盈余	X_{3t}	$t+1$ 到 $t+3$ 年的扣除非经常性损益后的净利润之和除以期初股票市值
	未来股票收益率	R_{3t}	$t+1$ 年的 5 月至 $t+3$ 年的 4 月共计 36 个月的买入并持有收益率
解释变量	股权激励	$Incent_t$	算法见正文和公式(2)
控制变量	公司规模	$Size_t$	公司在 t 年初市值的自然对数
	分析师跟踪程度	$LnAnalyst_t$	$Ln(t$ 年年报公告日前一个季度末分析师跟踪数量 $+1$)
	盈余波动性	$Earnstd_t$	t 年至 $t+3$ 年的会计盈余 X 的标准差
	未来业绩是否亏损	$Loss_t$	X_{3t} 为负时取 1, 否则为 0
	成长性	$Growth_t$	$t-1$ 年至 $t+1$ 年公司总资产增长率

资料来源: 本文整理

① 行业按照证监会《上市公司行业分类指引》(2012)进行划分。

② 由于大部分研究 FERC 的文献都不加入行业和年份控制变量(Collins 等, 1994^[29]; Lundholm 和 Myers, 2002^[34]; Chio 等 2011^[35]; Gelb 和 Zarowin, 2002^[43]), 本文在正式的检验中也未对此进行控制。本文在后续的稳健性检验中加入行业和年份控制变量后, 所得结论保持不变。

四、实证结果及分析

1. 描述性统计分析

本文变量的描述性统计结果如表2所示。从 Panel A 中可以看出,当期股票收益率(R_t)和未来三年股票收益率(R_{3t})的均值(中位数)分别为0.270(0.059)和1.036(0.688)。当期盈余(X_t)的均值为0.031,而未来三年的盈余(X_{3t})的均值为0.144,是 X_t 的4.65倍(超过了3倍),说明股权激励提升了上市公司的业绩,表现出一定的激励效应。股权激励 $Incent_t$ 的均值为0.171,标准差为0.217,这一结果与刘宝华等(2016)^[36]的研究接近,说明中国上市公司实施股权激励计划还处于起步探索阶段,与西方发达国家相比,管理层的股权激励薪酬水平整体不高^①,且在不同公司间表现出较大的差异。 $Loss_t$ 的均值为0.082,说明股权激励实施后公司表现出非常低的亏损比例(8.2%),从一个侧面也反映了股权激励较好的激励效应。其他变量的描述性统计结果如表2所示,在此不做赘述。

Panel B 对比了非国有企业和国有企业管理层股权激励薪酬水平($Incent_t$)的差异。不难看出,无论是均值还是中位数,非国有企业的 $Incent_t$ 都在1%的显著性水平上大于国有企业,说明在国资委对国有企业高管股权激励的激励比例和预期收益进行上限管制的背景下,国有企业管理层的股权激励薪酬水平显著低于非国有企业,呈现出股权激励力度不足的特征。

表2 各变量描述性统计

Panel A: 各变量的描述性特征								
变量	样本量	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
R_t	1673	0.270	0.717	-0.462	-0.167	0.059	0.426	3.814
X_{t-1}	1673	0.025	0.025	-0.104	0.014	0.023	0.034	0.107
X_t	1673	0.031	0.029	-0.069	0.015	0.028	0.041	0.144
X_{3t}	1673	0.144	0.153	-0.149	0.055	0.112	0.189	0.847
R_{3t}	1673	1.036	1.371	-0.548	0.129	0.688	1.489	7.081
$Incent_t$	1673	0.171	0.217	0	0	0.086	0.261	0.914
$Size_t$	1673	22.077	0.971	20.080	21.418	21.983	22.644	24.911
$LnAnalyst_t$	1673	1.052	0.927	0	0	1.099	1.792	3.091
$Earnstd_t$	1673	0.026	0.033	0.002	0.009	0.015	0.029	0.207
$Loss_t$	1673	0.082	0.275	0	0	0	0	1
$Growth_t$	1673	0.648	0.795	-0.183	0.202	0.410	0.771	5.014

Panel B: 管理层股权激励薪酬水平 $Incent_t$ (非国有企业 VS 国有企业)

	样本量	均值	中位数
非国有企业	1408	0.181	0.103
国有企业	265	0.120	0.026
差异性检验		4.174***	3.691***

注:***表示在1%水平上显著;均值差异性检验结果为T统计量;中位数差异性检验结果为Z统计量

资料来源:本文整理

2. 多元回归分析

(1) 股权激励与公司信息透明度。股权激励与公司信息透明度之间关系的检验结果如表3所示。第(1)列、第(2)列、第(3)列为采用原始变量的 OLS 回归结果,第(4)列、第(5)列、第(6)列为采用经行业调整变量的 OLS 回归结果。其中,第(1)列和第(4)列为 FERC 基准模型(即模型(1))的回归结果,可以看出, X_t 的系数在两列中分别为4.505和5.016, X_{3t} 的系数在两列中分别为

① 在 Bergstresser 和 Philippon(2006)^[10]的研究中,美国上市公司仅 CEO 的股权激励薪酬水平就达到0.263。

1.819 和 2.000, 并且均在 1% 的水平上显著, X_{t-1} 和 R_{3t} 的系数在第 (1) 列和第 (4) 列中均为负, 并且都在 1% 的水平上显著, 这与 FERC 模型的理论预期是一致的, X_{3t} 的系数显著为正说明股票价格反映了企业的未来盈余信息。第 (2) 列和第 (5) 列为模型 (3) 不加控制变量时的回归结果。结果显示, 无论是采用原始变量还是经行业调整变量, $Incent_t$ 与 X_{3t} 的交互项系数均为正, 且都在 5% 的水平上显著, 说明随着管理层股权激励薪酬比重的提高, FERC 得到了加强, 使股价反映更多的企业未来盈余信息。这一结果支持了假设 H_{1a} , 即管理层股权激励的“利益协同”效应占据主导地位, 有助于提高公司信息透明度。第 (3) 列和第 (6) 列为模型 (3) 的回归结果, $Incent_t$ 与 X_{3t} 的交互项系数在两列中分别为 2.570 和 2.362, 并且都在 1% 的水平上显著, 说明在控制其他影响 FERC 的因素后, 股权激励提高公司信息透明度的作用仍然存在, 假设 H_{1a} 仍然得到支持。

表 3 股权激励与公司信息透明度的回归结果

变量	原始变量			经行业调整变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Constant</i>	0.163 *** (5.226)	0.190 *** (5.568)	4.879 *** (7.758)	0.000 (0.000)	-0.029 (-1.619)	6.000 *** (13.106)
X_{t-1}	-7.064 *** (-5.892)	-7.354 *** (-5.039)	-3.347 *** (-2.615)	-6.709 *** (-5.619)	-7.194 *** (-4.901)	-3.319 ** (-2.565)
X_t	4.505 *** (4.129)	3.649 *** (2.695)	4.460 *** (3.975)	5.016 *** (4.516)	4.359 *** (3.207)	5.124 *** (4.311)
X_{3t}	1.819 *** (8.340)	1.509 *** (5.375)	14.523 *** (3.978)	2.000 *** (9.359)	1.613 *** (5.751)	14.614 *** (3.491)
R_{3t}	-0.116 *** (-12.450)	-0.101 *** (-8.736)	-0.126 *** (-11.939)	-0.134 *** (-14.642)	-0.112 *** (-9.717)	-0.130 *** (-12.187)
$Incent_t$		-0.251 (-1.582)	-0.010 (-0.078)		0.111 * (1.798)	0.220 *** (3.864)
$Incent_t \times X_{t-1}$		3.291 (0.665)	-2.024 (-0.484)		4.593 (1.021)	0.087 (0.024)
$Incent_t \times X_t$		4.614 (0.808)	1.698 (0.370)		1.961 (0.421)	-0.393 (-0.106)
$Incent_t \times X_{3t}$		2.045 ** (2.033)	2.570 *** (3.538)		2.010 ** (2.457)	2.362 *** (4.056)
$Incent_t \times R_{3t}$		-0.073 (-1.318)	-0.056 (-1.028)		-0.102 ** (-2.073)	-0.096 ** (-2.131)
$Size_t$			-0.223 *** (-7.770)			-0.281 *** (-13.396)
$Size_t \times X_{3t}$			-0.597 *** (-3.614)			-0.606 *** (-3.169)
$LnAnalyst_t$			0.003 (0.108)			0.048 *** (2.609)
$LnAnalyst_t \times X_{3t}$			0.400 ** (2.184)			0.360 * (1.872)
$Earnstd_t$			5.382 *** (4.352)			4.799 *** (5.026)
$Earnstd_t \times X_{3t}$			-10.123 *** (-3.380)			-10.790 *** (-3.510)
$Loss_t$			-0.036 (-0.744)			-0.269 *** (-2.862)

续表 3

变量	原始变量			经行业调整变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Loss_t \times X_{3t}$			-2.485* (-1.909)			-1.754** (-2.575)
$Growth_t$			0.018 (0.805)			0.008 (0.433)
$Growth_t \times X_{3t}$			-0.087 (-0.628)			-0.035 (-0.238)
Adj. R ²	0.260	0.280	0.489	0.289	0.311	0.498
N	1673	1673	1673	1673	1673	1673

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;括号中的 T 统计量根据公司进行 Cluster 后的标准差估计得出
资料来源:本文整理

模型(3)中控制变量的回归结果也与前人的研究(Chio 等,2011^[35];Choi 和 Kim,2017^[27])基本一致,Size_t 与 X_{3t}交互项系数在第(3)列和第(6)列中都为负,且都在 1% 的水平上显著,说明规模越大的公司 FERC 越小。LnAnalyst 与 X_{3t}的交互项系数在两列中都显著为正,说明分析师跟踪程度越大的公司,FERC 越大。Earnstd_t、Loss_t 与 X_{3t}的交互项系数在两列中都显著为负,说明盈余波动性越大和未来业绩亏损的公司,FERC 越小。

(2)不同所有权性质下,股权激励与公司信息透明度。为了检验不同所有权性质下管理层股权激励对公司信息透明度影响的差异,本文对模型(3)按所有权性质进行分组回归,回归结果如表 4 所示。在第(1)列和第(3)列国有企业样本中,Incent_t 与 X_{3t}的交互项系数分别为 2.650 和 2.467,但并不显著,而在第(2)列和第(4)列非国有企业样本中,Incent_t 与 X_{3t}的交互项系数分别为 2.835 和 2.619,且都在 1% 的水平上显著,说明在薪酬管制的背景下,国有企业高管的股权激励力度不足且预期收益受到上限管制,使得股权激励难以发挥激励作用,而非国有企业高管的股权激励力度更大且预期收益不受限制,能充分发挥激励作用。因此,股权激励更能影响非国有企业高管的信息披露行为,从而使股权激励提高公司信息透明度的作用主要存在于非国有企业中,在国有企业中表现并不明显,假设 H₂ 得到验证。

表 4 所有权性质、股权激励与公司信息透明度的回归结果

变量	原始变量		经行业调整变量	
	(1)国有企业	(2)非国有企业	(3)国有企业	(4)非国有企业
Constant	7.719*** (4.450)	3.807*** (5.335)	6.323*** (5.732)	6.419*** (11.045)
X _{t-1}	-3.562 (-1.502)	-3.319** (-2.142)	-3.891 (-1.638)	-3.116** (-2.007)
X _t	5.629** (2.611)	4.098*** (2.805)	5.603** (2.387)	4.997*** (3.229)
X _{3t}	0.652 (0.098)	23.908*** (4.473)	2.211 (0.310)	21.514*** (3.690)
R _{3t}	-0.314*** (-3.894)	-0.110*** (-11.218)	-0.252*** (-3.386)	-0.115*** (-11.080)
Incent _t	-0.295 (-0.824)	0.034 (0.240)	0.129 (0.712)	0.277*** (4.411)
Incent _t × X _{t-1}	4.311 (0.883)	-4.186 (-0.602)	3.664 (0.794)	-1.798 (-0.314)

续表 4

变量	原始变量		经行业调整变量	
	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 国有企业	(4) 非国有企业
$Incent_t \times X_t$	1.013 (0.138)	2.740 (0.430)	-1.267 (-0.183)	0.235 (0.048)
$Incent_t \times X_{3t}$	2.650 (1.245)	2.835*** (3.809)	2.467 (1.447)	2.619*** (4.155)
$Incent_t \times R_{3t}$	0.282 (1.048)	-0.075 (-1.386)	0.111 (0.492)	-0.115** (-2.487)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
$Controls \times X_{3t}$	控制	控制	控制	控制
$Adj. R^2$	0.480	0.519	0.475	0.525
<i>N</i>	265	1408	265	1408

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;括号中的 T 统计量根据公司进行 Cluster 后的标准差估计得出;为节约篇幅,控制变量回归结果未汇报,感兴趣的读者可向作者索取

资料来源:本文整理

五、作用路径分析

本文的实证检验结果表明股权激励有助于提高公司信息透明度,并从理论上解释了这种关系背后的作用机制和路径,即股权激励通过“利益协同”效应使管理层与股东的信息披露偏好趋于一致,会促使管理层向投资者提供更高质量的会计盈余或自愿向投资者披露更多有关公司经营情况和预期收入等方面的私有信息,从而提高投资者对公司特质信息的可获取程度(FERC),使公司的信息环境变得更加透明。为了检验这一作用机制和路径的存在,本文进一步考察股权激励与盈余质量和公司自愿性信息披露水平之间的关系。

1. 股权激励与盈余质量

由于应计盈余在预测企业未来盈余的能力方面比现金流盈余要差(Sloan, 1996)^[31],管理层的应计盈余管理程度越严重,投资者越难准确预测企业未来盈余,FERC 就更低(Xie, 2001^[32];Haw 等, 2012^[33])。如果股权激励提高 FERC 的作用路径是通过管理层提供更高质量的会计盈余实现的,那么股权激励将会抑制管理层的应计盈余管理行为。因此,本文通过考察股权激励与应计盈余管理之间的关系来验证这一作用路径的存在。参考苏冬蔚和林大庞(2010)^[44]、刘宝华等(2016)^[36]的研究,股权激励对应计盈余管理的检验模型为:

$$|DA_t| = \alpha_0 + \alpha_1 Incent_t + \sum \alpha_j Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, $|DA_t|$ 代表可操纵应计利润的绝对值,其值越大,管理层的应计盈余管理越严重,盈余质量越差。借鉴苏冬蔚和林大庞(2010)^[44]的做法,本文采用 Dechow 等(1995)^[45]的修正 Jones 模型计算 $DA(1)_t$,同时采用 Kothari 等(2005)^[46]的业绩匹配 Jones 模型计算 $DA(2)_t$,以提高研究结论可靠性^①。控制变量包括公司规模($LnAsset_t$);公司业绩(ROA_t);成长性($Growth1_t$),等于营业收入增长率;财务杠杆(Lev_t);业绩是否亏损($Loss1_t$),公司当期业绩亏损时取 1,否则为 0;审计质量($Big4_t$),当审计师为四大会计事务所时取 1,否则为 0;机构投资者持股比例($Inst_t$);董事长和总经理两职合一($Dual_t$);董事会规模($Boardsize_t$);独立董事比例($Indedir_t$);行业($Industry$)和年份($Year$)固定效应。

股权激励与盈余质量的回归结果如表 5 所示,可以看出,无论是采用 $|DA(1)_t|$ 还是 $|DA(2)_t|$

① 具体的计算公式及计算过程参见苏冬蔚和林大庞(2010)^[44]的文章,在此不做赘述。

作为因变量, $Incent_t$ 的系数均在 5% 的显著性水平上为负, 说明增加管理层的股权激励薪酬比重可以有效抑制管理层的应计盈余管理行为, 提高盈余质量。由此表明, 股权激励会通过促使管理层向投资者提供更高质量的会计盈余这一路径来提高 FERC。接下来, 本文将检验股权激励是否会通过促使管理层向投资者自愿披露更多而又可靠的私有信息这一路径来提高 FERC。

表 5 股权激励与盈余质量的回归结果

因变量	DA(1) _t		DA(2) _t	
	系数	T 值	系数	T 值
Constant	0.231***	(3.557)	0.163***	(2.617)
Incent _t	-0.025**	(-2.373)	-0.019**	(-2.224)
LnAsset _t	-0.008**	(-2.494)	-0.006**	(-2.120)
ROA _t	0.201***	(2.812)	0.335***	(4.623)
Growth1 _t	0.023**	(2.570)	0.015*	(1.889)
Lev _t	0.037**	(1.975)	0.048***	(3.309)
Loss1 _t	0.031***	(2.683)	0.045***	(3.683)
Big4 _t	-0.012*	(-1.707)	-0.009	(-1.166)
Inst _t	-0.001	(-0.049)	0.003	(0.312)
Dual _t	0.007	(1.339)	0.001	(0.300)
Boardsize _t	-0.007	(-0.429)	-0.011	(-0.833)
Indedir _t	0.053	(1.175)	0.020	(0.448)
Industry/Year	控制		控制	
Adj. R ²	0.149		0.150	
N	1673		1673	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 括号中的 T 统计量根据公司进行 Cluster 后的标准差估计得出
资料来源: 本文整理

2. 股权激励与自愿性信息披露水平

借鉴 Nagar 等(2003)^[6]和 Kim 等(2018)^[7]的研究, 本文采用管理层自愿业绩预测的披露倾向、频率、精度和误差来衡量自愿性信息披露水平。由于中国上市公司管理层业绩预测具有半强制的特征, 为聚焦于自愿性披露, 本文首先筛选出自愿性业绩预测。根据相关政策并参考扈文秀等(2017)^[47]的研究, 本文将亏损、扭亏为盈和与上年同期相比业绩大幅变动 50% 以上的业绩预测划分为强制性披露^①, 其余性质的业绩预测为自愿性披露。同时, 为保证业绩预测数据与管理层股权激励数据的配对, 参考 Kim 等(2018)^[7]和袁振超等(2014)^[48]研究, 选择半年度和年度的自愿性业绩预测为样本。股权激励对自愿性信息披露影响的检验模型为:

$$Dis_t(Freq_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Incent_t + \alpha_2 LnAsset_t + \alpha_3 ROA_t + \alpha_4 MB_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 Loss1_t + \alpha_7 Inst_t + \alpha_8 Coverage_t + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$Precision_t(Error_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Incent_t + \alpha_2 LnAsset_t + \alpha_3 ROA_t + \alpha_4 MB_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 Loss1_t + \alpha_7 Inst_t + \alpha_8 Coverage_t + \alpha_9 LnHorizon_t + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, Dis_t 为管理层是否披露业绩预测的哑变量, 当 t 年度公司至少披露 1 次自愿性业绩预测时取 1, 否则为 0; $Freq_t$ 为管理层自愿业绩预测的频率, 定义为 t 年度公司披露自愿性业绩预测的次数, 参考 Kim 等(2018)^[7]的研究, t 年度公司未披露自愿性业绩预测也进入样本(此时 $Freq = 0$)。 $Precision_t$ 为管理层业绩预测的精度, 参考袁振超等(2014)^[48]研究, 点预测(给出了净利润的具体数值)赋值为 3, 闭区间预测(给出了净利润的上、下限范围)赋值为 2, 开区间预测(只给出净利润的一个边界)赋值为 1, 定性预测(没有给出净利润的明确数值)赋值为 0; $Error_t$ 为管理层业绩预测的误差, 参考 Kim 等(2018)^[7]和扈文秀等(2017)^[47]的研究, 定义为: $(|MF - AF|/MV) \times 100$, MF 为点预测净利

① 上交所只对年度业绩预测进行了上述强制性披露条件的规定, 而季度和半年度业绩预测无条件限制, 都属于自愿性披露。

润或闭区间预测净利润的中值, AF 为业绩预测对应会计期间的实际净利润, MV 为公司期初的市值。

结合前人的研究(Kim 等, 2018^[7]; 扈文秀等, 2017^[47]; 袁振超等, 2014^[48]), 本文选取了如下控制变量: 公司规模($LnAsset_t$); 公司业绩(ROA_t); 市账比(MB_t); 财务杠杆(Lev_t); 业绩是否亏损($Loss1_t$); 机构投资者持股比例($Inst_t$); 分析师跟踪程度($Coverage_t$), 等于当期分析师跟踪数加 1 然后取自然对数; 业绩预测时间差($LnHorizon_t$), 等于业绩预测发布日与该预测对应的财务报告公告日间隔天数取自然对数。参考前人的研究(Kim 等, 2018^[7]; 袁振超等, 2014^[48]), 当因变量为 Dis_t 、 $Freq_t$ 、 $Precision_t$ 和 $Error_t$ 时, 分别采用 Logistic 回归、泊松回归、有序 Logistic 回归和 OLS 回归。回归结果如表 6 所示。

表 6 股权激励与自愿性信息披露的回归结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dis_t	$Freq_t$	$Precision_t$	$Error_t$
Constant	11.102*** (4.868)	4.906*** (7.218)		-0.895* (-1.651)
Incent _t	0.816** (2.342)	0.253*** (3.032)	0.726** (1.992)	-0.180*** (-2.953)
LnAsset _t	-0.578*** (-4.930)	-0.271*** (-8.739)	-0.392*** (-3.625)	0.035 (1.413)
ROA _t	5.284** (1.996)	0.779 (1.253)	2.001 (0.992)	1.434** (1.976)
MB _t	-0.179** (-2.522)	-0.055*** (-3.234)	-0.019 (-0.430)	-0.034** (-2.521)
Lev _t	-0.495 (-0.803)	-0.243* (-1.663)	-0.567 (-1.166)	0.261** (2.303)
Loss1 _t	-0.432 (-1.053)	-0.571*** (-3.030)	0.172 (0.343)	0.790*** (4.308)
Inst _t	-0.341 (-0.713)	-0.038 (-0.325)	-0.110 (-0.301)	-0.120 (-1.492)
Coverage _t	0.321*** (3.449)	0.108*** (4.240)	0.058 (0.745)	-0.002 (-0.121)
LnHorizon _t			-1.892*** (-14.266)	0.194*** (9.931)
Industry/Year	控制	控制	控制	控制
PseudoR ² /Adj. R ²	0.153	0.090	0.229	0.170
N	1673	1673	2640	1789

注: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 括号中的 Z 统计量和 T 统计量根据公司进行 Cluster 后的标准差估计得出

资料来源: 本文整理

表 6 的回归结果显示, $Incent_t$ 在第(1)列、第(2)列和第(3)列中的系数分别为 0.816、0.253 和 0.726, 并且都至少在 5% 的水平上显著, 说明股权激励提高了管理层自愿性业绩预测的披露倾向、频率和精度。 $Incent_t$ 在第(4)列中的系数为 -0.180, 在 1% 的水平上显著, 说明股权激励降低了管理层自愿性业绩预测的误差。综合起来看, 增加管理层股权激励薪酬比重可以提高管理层自愿性业绩预测的披露倾向、频率、精度和准确度, 说明股权激励能够有效促使管理层向投资者自愿披露更多而又可靠的私有信息, 从而提高公司的自愿性信息披露水平。

结合表 5 的结果, 本文验证了前文提出的股权激励提高公司信息透明度的作用机制和路径, 即股权激励的“利益协同”效应占据主导地位, 从而使管理层与股东的信息披露偏好趋于一致, 会通过促使管理层向投资者提供更高质量的会计盈余或自愿披露更多而又可靠的私有信息这两种途径来提高公司信息透明度。

六、稳健性检验

1. 考虑样本自选择的 Heckman 两阶段模型检验

本文选择实施股权激励的上市公司为样本,未实施股权激励的上市公司被排除在外,可能存在样本自选择偏差导致的内生性问题,使得 OLS 回归结果可能会有较大的偏差。为解决这一潜在的内生性问题,本文采用 Heckman 两阶段模型进行检验。

第一阶段,构建管理层股权激励的决定因素模型,采用 Probit 回归估计出上市公司授予管理层股权激励的概率。参考吕长江等(2011)^[49]和 Fang 等(2015)^[50]的研究,第一阶段 Probit 模型如下:

$$Pr(Grant_t) = \gamma_0 + \gamma_1 Lev_{t-1} + \gamma_2 ExuAge_{t-1} + \gamma_3 ROA_{t-1} + \gamma_4 FCF_{t-1} + \sum \gamma_j Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中,被解释变量 $Grant_t$ 为授予高管股权激励的哑变量,当公司在 t 年度授予高管股权激励时取 1,否则取 0。 Lev_{t-1} 、 $ExuAge_{t-1}$ 、 ROA_{t-1} 和 FCF_{t-1} 和分别代表公司上年度的资产负债率、公司高管的平均年龄、总资产收益率和每股企业自由现金流。吕长江等(2011)^[49]和 Fang 等(2015)^[50]发现企业资产负债率越高、高管年龄越大、业绩越差的公司实施股权激励的可能性越小;Core 和 Guay(1999)^[51]发现,当公司面临现金短缺时,更有动机采用股权激励薪酬代替现金薪酬来减少现金支出,因此企业自由现金流越大,公司实施股权激励的可能性越小。 $Controls$ 为模型(3)中的控制变量, $\sum Industry$ 和 $\sum Year$ 分别代表行业和年份固定效应。

第二阶段参考 Drake 等(2015)^[52]的做法,将模型(7)估计出的逆米尔斯比率 IMR 和其与 X_{3t} 的交互项带入公式(3)进行回归,以控制样本自选择偏差导致的潜在内生性问题。表 7 的第(1)列和第(2)列报告了 Heckman 两阶段模型的回归结果,由于加入了未实施股权激励的样本公司,在剔除金融行业、被 ST 处理和相关变量数据缺失的样本后,第一阶段 Probit 回归的样本量为 11115 个,第二阶段回归的样本量为 1576 个。可以看出, IMR 的系数为 -0.148 ,在 5% 的水平上显著,并且 $Incent_t$ 与 X_{3t} 的交互项系数为 2.166,在 1% 的水平上显著,说明在控制样本自选择偏差导致的内生性问题后,本文的主检验结果依然成立。

2. 反向因果问题

论文前述研究结果可能存在一种反向因果关系的解释,即当公司特质信息可获取程度高时,股价越能有效反映与管理层努力程度密切相关的公司基本面信息,此时管理层的薪酬业绩敏感性会更高(苏冬蔚和熊家财,2013)^[53],公司也越有可能提高管理层的股权激励薪酬比重。对于这种反向因果关系导致的内生性问题,本文借鉴 Choi 和 Kim(2017)^[27]的研究,采用两阶段最小二乘回归(2SLS)进行检验。已有研究发现,资产负债率越高、高管年龄越大、业绩越差、自由现金流越大的公司,其管理层股权激励薪酬水平越低(Chourou 等,2008^[54]; Fang 等,2015^[50]; Core 和 Guay,1999^[51])。因此,选择 Lev_{t-1} 、 $ExuAge_{t-1}$ 、 ROA_{t-1} 和 FCF_{t-1} 作为工具变量,构建 2SLS 的第一阶段模型:

$$Incent_t = \gamma_0 + \gamma_1 Lev_{t-1} + \gamma_2 ExuAge_{t-1} + \gamma_3 ROA_{t-1} + \gamma_4 FCF_{t-1} + \sum \gamma_k Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_t \quad (8)$$

为检验工具变量的有效性,本文参考 Choi 和 Kim(2017)^[27]的做法,首先将上述四个工具变量及其与 X_{3t} 的交互项带入模型(3)中进行回归,发现上述四个变量与 X_{3t} 的交互项系数均不显著,说明上述四个变量并不会影响 FERC,满足工具变量外生性的要求。其次,对第一阶段回归中 Lev_{t-1} 、 $ExuAge_{t-1}$ 、 ROA_{t-1} 和 FCF_{t-1} 进行联合显著性检验(Partial F-test),检验的 F 值为 18.53,大于 Larcker

和 Rusticus(2010)^[55] 建议的四个工具变量的临界 F 值^①, 因此, 不存在弱工具变量问题。

表 7 的第(3)列和第(4)列列示了 2SLS 的检验结果, 在 2SLS 的第一阶段回归中, 按照 Larcker 和 Rusticus(2010)^[55] 的建议并参照 Choi 等(2011)^[35] 做法, 本文除了加入模型(3)中的控制变量外, 还加入了变量 X_{i-1} 、 X_i 、 X_{3t} 和 R_{3t} 。从第(4)列 2SLS 的第二阶段回归结果可以看出, $Incent_i$ 与 X_{3t} 的交互项系数为 6.725, 并且在 5% 的水平上显著, 与前文的结果一致, 说明在采用 2SLS 控制因果关系的内生性问题后, 本文的主检验结果仍然保持不变。

表 7 Heckman 两阶段和 2SLS 的检验结果

因变量	(1) Heckman 第一阶段回归结果		(2) Heckman 第二阶段回归结果		(3) 2SLS 第一阶段回归结果		(4) 2SLS 第二阶段回归结果	
	$Grant_i$		R_i		$Incent_i$		R_i	
	系数	Z 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>Constant</i>	1.234	(1.360)	5.091***	(7.715)	-0.188	(-0.608)	5.151***	(7.977)
Lev_{i-1}	-0.667***	(-4.313)			-0.005	(-0.092)		
$ExuAge_{i-1}$	-0.034***	(-4.582)			-0.006**	(-2.002)		
ROA_{i-1}	1.347**	(2.263)			0.782**	(2.403)		
FCF_{i-1}	-0.093***	(-3.971)			-0.024***	(-4.063)		
X_{i-1}			-3.503***	(-2.632)	-0.651*	(-1.874)	-6.914***	(-2.856)
X_i			3.802***	(2.977)	0.159	(0.694)	7.938***	(3.094)
X_{3t}			15.215***	(4.145)	0.008	(0.117)	15.040***	(4.013)
R_{3t}			-0.149***	(-10.823)	-0.003	(-0.642)	-0.133***	(-4.731)
$Incent_i$			-0.045	(-0.342)			0.592	(1.426)
$Incent \times X_{i-1}$			-2.976	(-0.707)			23.944	(1.575)
$Incent \times X_i$			3.400	(0.694)			-25.560	(-1.512)
$Incent \times X_{3t}$			2.166***	(2.900)			6.725**	(2.302)
$Incent \times R_{3t}$			-0.058	(-0.967)			-0.077	(-0.413)
<i>IMR</i>			-0.148**	(-2.416)				
$IMR \times X_{3t}$			0.020	(0.066)				
<i>Controls</i>	控制		控制		控制		控制	
$Controls \times X_{3t}$			控制				控制	
<i>Industry/Year</i>	控制				控制			
$PseudoR^2/Adj. R^2$	0.165		0.508		0.130		0.504	
<i>N</i>	11115		1576		1576		1576	

注: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 括号中的 Z 统计量和 T 统计量根据公司进行 Cluster 后的标准差估计得出; 为节约篇幅, 控制变量回归结果未汇报, 感兴趣的读者可向作者索取

资料来源: 本文整理

3. 其他稳健性检验

为使研究结论更加可靠, 本文还实施了以下稳健性检验: 一是借鉴 Hsu 等(2015)^[56] 的方法, 采用未来一年的会计盈余(X_{i+1}) 和股票收益率(R_{i+1}) 来构造 FERC 模型, 重新检验股权激励对公司信息透明度的影响, 检验结果与表 3 和表 4 保持一致; 二是参照 Choi 和 Kim(2017)^[27] 的研究, 将管理层股权激励薪酬水平定义为获授股权激励的高管年末持有的非限制性股票、限制性股票和股票期权的价值占其总薪酬的比重(即公式(2)中分子和分母都去掉 0.01), 重新对模型(3)进行 OLS 回归, 所得结果未发生实质性改变; 三是参照 Drake 等(2015)^[52] 的做法, 在模型(3)的基础上, 加入行业 and 年份控制变量进行回归, 所得结果无本质差异。为节约篇幅, 上述稳健性检验结果不予列出, 留存备案。

① Larcker 和 Rusticus(2010)^[55] 建议当工具变量个数为 1、2、3、5 和 10 时, 对应的临界 F 值为 8.96、11.59、12.83、15.09 和 20.88。

七、结论与讨论

本文利用实施股权激励的沪深A股上市公司2006—2016年间的数据库,采用未来盈余反应系数(FERC)衡量公司信息透明度,研究管理层股权激励对公司信息透明度的影响,以及不同所有权性质下这一影响的差异,并进一步探讨上述关系的作用路径。研究发现:随着管理层股权激励薪酬比重的提高,FERC得到了加强,说明总体而言,股权激励的“利益协同”效应占据主导地位,有助于提高公司信息透明度;在区分企业所有权性质后,本文发现上述作用主要存在于非国有企业中,而在国有企业中表现并不明显。上述结论在采用Heckman两阶段模型和两阶段最小二乘回归控制内生性后仍然成立。对股权激励提高公司信息透明度的作用路径检验结果表明,增加管理层股权激励薪酬比重可以降低应计盈余管理程度,并提高管理层自愿性业绩预测的披露倾向、频率、精度和准确度,说明股权激励主要通过促使管理层向投资者提供更高质量的会计盈余或自愿披露更多而又可靠的私有信息来提高公司信息透明度。

本文为中国股权激励制度有效性的考察提供了新的视角和经验证据,同时,研究结论对于上市公司以及监管部门均具有重要的启示。

(1)对于上市公司而言,在制定管理层薪酬时应当积极考虑为管理层提供股权激励薪酬,从而缓解股东与管理层之间信息披露的代理问题,促使管理层提供更高质量的会计盈余或自愿披露更多有关公司经营状况及预期收入等方面的私有信息,以便于股东及投资者及时掌握公司运营状况和更好地预测公司未来盈余。

(2)对于监管部门而言,首先,由于中国证券市场起步较晚,信息披露制度和监管治理机制的不完善导致中国上市公司普遍缺乏信息透明度,同时,鉴于目前中国上市公司实施股权激励计划还处于起步探索阶段,与国外成熟市场相比,管理层的股权激励薪酬水平整体偏低,监管部门应当鼓励和引导上市公司积极实施股权激励,从而改善公司的信息披露,提高公司信息透明度;其次,政府薪酬管制的存在使得国有企业高管股权激励难以发挥实质性的激励作用,导致股权激励提高公司信息透明度的作用在国有企业中难以得到发挥。因此,国资委等监管部门应当减少对国有企业股权激励计划的行政干预,积极探索逐步取消对高管股权激励收益水平“一刀切”式的管制安排,例如,可以尝试在市场竞争充分、以盈利为导向和治理结构完善的国有企业中率先取消股权激励收益水平的限制^①,建立与管理者努力程度和经营才能相匹配的市场化股权激励方案,从而发挥股权激励应有的激励效果。

本文尚存在以下局限和不足:首先,缺乏对股权激励异质性的考察。由于股票期权凸性的收益结构,相对于限制性股票等股票型激励形式,股票期权更容易引发管理层的信息操纵行为(Burns和Kedia,2006)^[57],因此,不同模式的股权激励对公司信息透明度的影响是否存在显著差异?这是未来非常值得深入探讨的问题。其次,在作用路径分析中,仅采用管理层业绩预测度量自愿性信息披露水平可能存在一定的偏差,因为管理层业绩预测不能反映自愿性信息披露的全部情况,管理层也可以通过披露前瞻性信息、研发计划以及在网络平台与投资者互动等方式向投资者传递有关公司未来盈余预期的私有信息,从而影响公司信息透明度,未来研究可以参照李慧云等(2012)^[58]的方法构建自愿性信息披露指数来进行检验,会使研究结论更加稳健。

^①事实上,这也是国资委等监管部门早已明确的改革方向。例如,国资委、财政部在2008年10月发布的《关于规范国有控股上市公司实施股权激励制度有关问题的通知》中明确指出:“随着资本市场的逐步完善以及上市公司市场化程度和竞争性的不断提高,将逐步取消股权激励收益水平限制”。

参考文献

- [1] Piotroski, J. D., and T. J. Wong. Institutions and Information Environment of Chinese Listed Firms [R]. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [2] 李丹, 王丹. 供应链客户信息对公司信息环境的影响研究——基于股价同步性的分析[J]. 北京: 金融研究, 2016, (12): 191-206.
- [3] Healy, P. M., and K. G. Palepu. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31, (1-3): 405-440.
- [4] Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3, (4): 305-360.
- [5] Armstrong, C. S., A. D. Jagolinzer, and D. F. Larcker. Chief Executive Officer Equity Incentives and Accounting Irregularities[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48, (2): 225-271.
- [6] Nagara, V., D. Nanda, and P. Wysocki. Discretionary Disclosure and Stock-based Incentives[J]. Journal of Accounting and Economics, 2003, 34, (1-3): 283-309.
- [7] Kim, H. T., B. Kwak, J. Lee, and I. Suk. CEO and Outside Director Equity Compensation: Substitutes or Complements for Management Earnings Forecasts? [J]. European Accounting Review, 2018, forthcoming.
- [8] 高敬忠, 周晓苏. 管理层持股能减轻自愿性披露中的代理冲突吗? ——以我国 A 股上市公司业绩预告数据为例[J]. 上海: 财经研究, 2013, (11): 123-133.
- [9] Bebchuk, L. A., and J. M. Fried. Executive Compensation as An Agency Problem[J]. Journal of Economic Perspective, 2003, 17, (3): 71-92.
- [10] Bergstresser, D., and T. Philippon. CEO Incentives and Earnings Management[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80, (3): 511-529.
- [11] 杨慧辉, 赵媛, 潘飞. 股权分置改革后上市公司股权激励的有效性——基于盈余管理的视角[J]. 北京: 经济管理, 2012, (8): 65-75.
- [12] Brockman, P., X. Martin, and A. Puckett. Voluntary Disclosures and the Exercise of CEO Stock Options[J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16, (1): 120-136.
- [13] Cheng, Q., T. Luo, and H. Yue. Managerial Incentives and Management Forecast Precision[J]. The Accounting Review, 2013, 88, (5): 1575-1602.
- [14] 盛明泉, 蒋伟. 我国上市公司股权激励对公司业绩的影响——基于 2006—2008 年度的面板数据[J]. 北京: 经济管理, 2011, (9): 100-106.
- [15] 陈文强. 股权激励、契约异质性与企业绩效的动态增长[J]. 北京: 经济管理, 2018, (5): 175-192.
- [16] 吕长江, 张华平. 股权激励计划对公司投资行为的影响[J]. 北京: 管理世界, 2011, (11): 118-126.
- [17] 陈效东, 周嘉南, 黄登仕. 高管人员股权激励与公司非效率投资: 抑制或者加剧? [J]. 北京: 会计研究, 2016, (7): 42-49.
- [18] 肖淑芳, 喻梦颖. 股权激励与股利分配——来自中国上市公司的经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2012, (8): 49-57.
- [19] 陈红, 郭丹. 股权激励计划: 工具还是面具? ——上市公司股权激励、工具选择与现金股利政策[J]. 北京: 经济管理, 2017, (2): 85-99.
- [20] 姜英兵, 于雅萍. 谁是更直接的创新者? ——核心员工股权激励与企业创新[J]. 北京: 经济管理, 2017, (3): 109-127.
- [21] 李丹蒙, 万华林. 股权激励契约特征与企业创新[J]. 北京: 经济管理, 2017, (10): 156-172.
- [22] 张兴亮. 集体行动困境、高管持股差距与企业创新投入[J]. 北京: 经济管理, 2018, (8): 172-193.
- [23] 袁东任, 汪炜. 异常审计收费可用来度量盈余质量吗——来自中国 A 股市场的经验证据[J]. 南昌: 当代财经, 2015, (7): 118-129.
- [24] 钟凯, 程小可, 王化成, 刘金钊. 融资融券制度提高了股价信息含量吗? ——基于未来盈余反应系数的实证分析[J]. 上海: 会计与经济研究, 2017, (2): 3-25.
- [25] Piotroski, J. D., and D. T. Roulstone. The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-specific Information into Stock Prices[J]. The Accounting Review, 2004, 79, (4): 1119-1151.
- [26] Muslu, V., S. Radhakrishnan, K. R. Subramanyam, and D. Lim. Forward-Looking MD&A Disclosures and the Information Environment[J]. Management Science, 2015, 61, (5): 931-1196.
- [27] Choi, B., and J. B. Kim. The Effect of CEO Stock-Based Compensation on the Pricing of Future Earnings [J]. European Accounting Review, 2017, 26, (4): 651-679.
- [28] 林忠国, 韩立岩, 李伟. 股价波动非同步性——信息还是噪音? [J]. 天津: 管理科学学报, 2012, (6): 68-81.

- [29] Collins, D. W. , S. P. Kothari, J. Shanken, and R. G. Sloan. Lack of Timeliness and Noise As Explanations for the Low Contemporaneous Return-earnings Association[J]. *Journal of Accounting and Economics*,1994,18, (3) :289 - 234.
- [30] Kothari, S. P. , and R. G. Sloan. Information in Prices About Future Earnings: Implications for Earnings Response Coefficients[J]. *Journal of Accounting and Economics*,1992,15, (2 - 3) :143 - 171.
- [31] Sloan, R. G. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? [J]. *The Accounting Review*,1996,71, (3) :289 - 315.
- [32] Xie, H. The Mispricing of Abnormal Accruals[J]. *The Accounting Review*,2001,76, (3) :357 - 373.
- [33] Haw, I. M. , B. B. Hu, J. J. Lee, and W. Wu. Investor Protection and Price Informativeness About Future Earnings: International Evidence[J]. *Review of Accounting Studies*,2012,17, (2) :389 - 419.
- [34] Lundholm, R. , and L. A. Myers. Bringing the Future Forward: The Effect of Disclosure on the Returns-earnings Relation[J]. *Journal of Accounting Research*,2002,40, (3) :809 - 839.
- [35] Choi, J. H. , L. A. Myers, Y. Zang, and D. Ziebart. Do Management EPS Forecasts Allow Returns to Reflect Future Earnings? Implications for the Continuation of Management's Quarterly Earnings Guidance[J]. *Review of Accounting Studies*,2011,16, (1) :143 - 182.
- [36] 刘宝华, 罗宏, 周微. 股权激励行权限制与盈余管理优序选择[J]. 北京: 管理世界, 2016, (11) :141 - 155.
- [37] 刘银国, 孙慧倩, 王焯, 古柳. 业绩型股权激励与盈余管理方式选择[J]. 北京: 中国管理科学, 2017, (3) :49 - 58.
- [38] 辛宇, 吕长江. 激励、福利还是奖励: 薪酬管制背景下国有企业股权激励的定位困境——基于泸州老窖的案例分析[J]. 北京: 会计研究, 2012, (6) :67 - 75.
- [39] Chen, Z. , Y. Y. Guan, and B. Ke. Are Stock Option Grants to Directors of State-Controlled Chinese Firms Listed in HongKong Genuine Compensation? [J]. *The Accounting Review*,2013,88, (5) :1547 - 1574.
- [40] 邵帅, 周涛, 吕长江. 产权性质与股权激励设计动机——上海家化案例分析[J]. 北京: 会计研究, 2014, (10) :43 - 50.
- [41] Jiang, F. , and K. A. Kim. Corporate Governance in China: A Modern Perspective[J]. *Journal of Corporate Finance*,2015, (32) :190 - 216.
- [42] 吴育辉, 吴世农. 股票减持过程中的大股东掏空行为研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2010, (5) :121 - 130.
- [43] Gelb, D. S. , and P. Zarowin. Corporate Disclosure Policy and the Informativeness of Stock Prices [J]. *Review of Accounting Studies*,2002,7, (1) :33 - 52.
- [44] 苏冬蔚, 林大庞. 股权激励、盈余管理与公司治理[J]. 北京: 经济研究, 2010, (11) :88 - 100.
- [45] Dechow, P. M. , R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. Detecting Earnings Management [J]. *Accounting Review*,1995,70, (2) :193 - 225.
- [46] Kothari, S. P. , A. J. Leone, and C. E. Wasley. Performance Matched Discretionary Accrual Measures [J]. *Journal of Accounting and Economics*,2005,39, (1) :163 - 197.
- [47] 扈文秀, 付强, 吴婷婷. 股票期权激励与管理层业绩预测披露的操控行为[J]. 哈尔滨: 管理科学, 2017, (6) :142 - 158.
- [48] 袁振超, 岳衡, 谈文峰. 代理成本、所有权性质与业绩预告精确度[J]. 天津: 南开管理评论, 2014, (3) :49 - 61.
- [49] 吕长江, 严明珠, 郑慧莲, 许静静. 为什么上市公司选择股权激励计划? [J]. 北京: 会计研究, 2011, (1) :68 - 75.
- [50] Fang, H. , J. R. Nofsinger, and J. Quan. The Effects of Employee Stock Option Plans on Operating Performance in Chinese Firms [J]. *Journal of Banking & Finance*,2015, (54) :141 - 159.
- [51] Core, J. , and W. Guay. The Use of Equity Grants to Manage Optimal Equity Incentive Levels [J]. *Journal of Accounting and Economics*,1999,28, (2) :151 - 184.
- [52] Drake, M. S. , J. N. Myers, L. A. Myers, and M. D. Stuart. Short Sellers and the Informativeness of Stock Prices with Respect to Future Earnings [J]. *Review of Accounting Studies*,2015,20, (2) :747 - 774.
- [53] 苏冬蔚, 熊家财. 股票流动性、股价信息含量与 CEO 薪酬契约[J]. 北京: 经济研究, 2013, (11) :56 - 70.
- [54] Chourou, L. , E. Abaoub, and S. Saadi. The Economic Determinants of CEO Stock Option Compensation [J]. *Journal of Multinational Financial Management*,2008,18, (1) :61 - 77.
- [55] Larcker, D. F. , and T. O. Rusticus. On the Use of Instrumental Variables in Accounting Research [J]. *Journal of Accounting and Economics*,2010,49, (3) :186 - 205.
- [56] Hsu, A. W. H. , and H. Pourjalali. The Impact of IAS No. 27 on the Market's Ability to Anticipate Future Earnings [J]. *Contemporary Accounting Research*,2015,32, (2) :789 - 813.
- [57] Burns, N. , and S. Kedia. The Impact of Performance-based Compensation on Misreporting [J]. *Journal of Financial Economics*,2006,79, (1) :35 - 67.
- [58] 李慧云, 吕文超. 上市公司自愿性信息披露现状及其监管研究[J]. 北京: 统计研究, 2012, (4) :86 - 91.

Can Equity Incentives Improve Information Transparency of Chinese Listed Firms? An Analysis Based on Future Earnings Response Coefficient

FU Qiang, HU Wen-xiu, KANG Hua

(School of Economics and Management, Xi'an University of Technology, Xi'an, Shaanxi, 710054, China)

Abstract: On 31st of December 2005, the China Securities Regulatory Commission (CSRC) released the "Regulation of Equity Incentive Plans (trial)", permitting firms to grant executive equity incentives. Since then, equity incentive plans have been rapidly implemented among Chinese listed firms. There are two conflicting views on the effects of managerial equity incentives: alignment and rent-extraction. The former suggests that managers' equity incentives better aligns their interest with the interests of shareholders, whereas the latter argues that equity incentives can induce managers to pursue their self-interest at the expense of shareholders. The existing literature provide mixed evidence on the association between managerial equity incentives and various aspects of financial reporting quality as well as voluntary disclosure. The incentive alignment hypothesis indicates that equity incentives can not only improve the firms' reported earnings quality, but also encourage managers to voluntarily provide additional information to the market. In contrast, the rent-extraction hypothesis suggests that equity incentives can induce managers to manipulate their firms' earnings and voluntary disclosure in order to maximize their own benefit.

This paper aims to offer an analysis and discussion of whether the information provided by equity-compensated managers improves Chinese firms' information transparency. We particularly focus on how a managerial equity incentives affect the availability of firm-specific information to those market participants outside the publicly-traded firms, which measured by the future earnings response coefficient (i. e. FERC). When equity incentive motivates managers to provide higher quality earnings or voluntarily disclose more private information, it will improve firms' information transparency because investors can get more firm-specific information. In contrast, when equity incentive induces managers to manipulate their firms' earnings and voluntary disclosure in order to maximize their own benefit, the firms' information transparency will be reduced because investors can not obtain real information about the company. Thus, the association between managerial equity incentives and firms' information transparency is expected to be positive (negative) under the alignment (rent-extraction) hypothesis. Which effect dominates is an unanswered, empirical question that we address.

Using the data of Chinese A-share listed companies that implemented equity incentives during 2006-2016, our analyses yield the following main findings. First, we find that managerial equity incentives enhance the FERC, indicating that managerial equity incentives improve the firms' information transparency. This finding supports the incentive alignment hypothesis that disclosures by equity-incentivized managers can mitigate disclosure agency problems. Second, we find that managerial equity incentives does not enhance FERC for state-owned enterprises but enhance FERC for non-state-owned enterprises. Additional analyses show that equity incentives not only reduce accrual earnings management, but also increase the likelihood, frequency, precision and accuracy of voluntary management earnings forecasts, indicating that equity incentives primarily enhance FERC by prompting management to provide higher quality earnings or more and credible voluntary disclosure for investors. These results are robust to a set of sensitivity test, including Heckman two-stage regression and two-stage-least-squares (2SLS) controlling for endogeneity bias.

This paper makes several contributions. Firstly, this paper finds that managerial equity incentives improve firms' information transparency, which provide a new research perspective for the investigation of the effectiveness of China's equity incentive system. Secondly, by examining the relationship between managerial equity incentives and the FERC, this paper expands the existing literature examining the factors that affect FERC. Thirdly, the results in this paper are meaningful for the improvement of information transparency of Chinese listed firms, and provide theoretical reference for the market-oriented reform of executive equity incentives in state-owned enterprises.

Key Words: managerial equity incentives; firms' information transparency; future earnings response coefficient (FERC); ownership nature

JEL Classification: G30, G32, G38, M40

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2019.03.011

(责任编辑:文 川)