

高管激励对企业创新影响的实证分析

——基于分析师关注的中介效应研究

俞静, 蔡雯

(河海大学商学院, 南京 211100)

摘要:基于2011—2018年A股上市公司的面板数据,采用中介效应模型和Bootstrap检验,实证分析了高管激励、分析师关注和企业创新三者之间的关系。结果表明:薪酬激励、股权激励都可以促进企业创新,高管激励力度越大,企业的创新投入和创新产出越多;高管激励与分析师关注呈正相关关系,不论是薪酬激励还是股权激励,都会提高分析师对企业的关注程度;分析师关注在高管激励与企业创新关系中发挥了重要中介作用,高管激励通过提高分析师关注进而促进了企业创新,在控制了高管激励因素后,分析师关注对企业创新仍然存在明显正效应。

关键词:高管激励;分析师关注;企业创新;中介效应

中图分类号:F276.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)01—0020—10

一、引言

随着中国经济发展进入新时代,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,十八大提出“创新驱动发展”战略,十九大再次指出“创新是引领发展的第一动力”,2018年国务院出台《关于推动创新创业高质量发展打造“双创”升级版的意见》,进一步明确要不断激发市场活力和创造力。作为经济社会的微观主体,企业创新的是国家创新的基础,不断促进企业创新,对经济的可持续增长有着重要意义。

高管掌握企业的实际经营权,他们的创新积极性会直接影响到企业的创新投入和创新产出(张玉娟和汤湘希,2018),为了避免委托代理关系下高管的道德风险和逆向选择问题,制定高管激励机制是企业创新的必要保障(李春涛和宋敏,2010)。一方面,它可以弥补高管因创新失败而导致的收入下滑,增强高管的风险承受能力;另一方面,通过激励形成隐性约束,将高管利益与企业利益统一起来,鼓励高管参与创新。关于高管激励对企业创新的积极作用,得到了学者们的支持(尹美群等,2018),但大多研究的是高管激励的直接影响,即认为高管激励通过改善公司治理、降低代理成本,从而促进企业创新。值得注意的是,创新具有高投入特征,企业往往难以完全通过自身积累满足资金需求,因此与外部资本市场构建良好的互动关系不可或缺,高管激励的积极内在治理作用能否通过有效渠道传递给外部市场,增强投资者对企业的信心,是缓解企业资金压力的重要一环,也是高管激励机制的间接作用路径。分析师作为市场中重要的信息中介,通过对企业相关信息的收集、整理分析和加工,向投资者发布增量信息,不仅为投资者提供了重要决策依据(Healy和Palepu,2001),也大大提高了市场的资源配置效率(赵良玉等,2013)。近年来,分析师关注对企业创新的影响开始引起学者们的关注,研究发现分析师关注可以通过缓解信息不对称和代理问题,有效降低融资成本、代理成本,因此对企业创新具有促进作用(余明桂等,2017;陈钦源等,2017)。

高管激励和分析师关注均会影响企业创新,那么二者之间是否存在联系,具体是何种表现,又是如何影响企业创新的?为了回答上述问题,本文以高管激励、分析师关注和企业创新两两之间关系的研究为起点,进一步将三者进行整合,考察分析师关注在高管激励与企业创新关系中是否发挥了中介作用。

二、理论分析与提出假设

(一)高管激励与企业创新

创新是企业核心竞争力的重要来源,企业想要在日益激烈的市场竞争中立于不败之地,需要持续不断地

收稿日期:2020—04—24

基金项目:国家自然科学基金“贝叶斯框架下半参数门限模型的估计、检验及其应用”(71703030)

作者简介:俞静,博士,河海大学商学院副教授,研究方向:公司治理与公司财务;蔡雯,河海大学商学院硕士研究生,研究方向:公司治理与公司财务。

创新,以更好地适应经济环境的变化,保持优于竞争对手的实力(何玉润等,2015)。高管是企业的领导者,在战略的选择、监督和执行方面有着举足轻重的地位,创新作为关乎企业长远发展的战略性决策,与高管息息相关。

然而,由于创新活动自身的特点,基于委托代理理论和不完全契约理论,经理人和股东的利益并不总是一致的。具体原因在于:第一,创新具有周期长、投入大、风险高等特点,即使创新成功,高管享有的仍然是固定薪酬,绝大部分收益还是归属于股东,风险和收益不匹配的状况抑制了高管的创新热情;第二,股东可以通过分散投资降低风险、平滑收益,而高管的个人收入和职业发展则完全取决于企业的经营业绩,他们对风险的承受能力远低于股东,风险厌恶程度高,相较于高风险的创新活动,他们更有可能选择保守的投资项目;第三,高管薪酬对短期业绩的敏感性大,而创新活动前期投入大,收益存在滞后性,短期经营业绩的下降不仅直接影响到高管的当期收入,还会对其声誉产生不利影响。因此,为了鼓励高管更多地参与创新,制定合理的激励机制是必要的(李春涛和宋敏,2010)。

高管激励可分为以薪酬激励为代表的货币性激励和以股权激励为代表的非货币性激励。薪酬激励保障了高管在创新失败时的基本收益,可以抑制高管的风险规避倾向,减少短期行为(Cheng, 2004; Lerner 和 Wulf, 2007; 鲁桐和党印, 2014);股权激励则是通过将管理层利益与股东利益统一起来,避免高管在创新决策上的道德风险和逆向选择,实现高管与企业发展目标的一致性(Dong 和 Gou, 2010; 田轩和孟清扬, 2018)。高管激励可以缓解由于信息不对称以及利益角色不同而导致的代理问题,鼓励高管参与创新投资。综上,本文提出以下假设:

在其他条件不变的情况下,高管激励可以促进企业创新(H1)。

(二) 高管激励与分析师关注

Balsam et al(2014)发现,激励机制的存在可以促使高管加强内部控制建设,减少内控缺陷对企业价值造成的损害。良好的公司治理离不开有效的内部控制,内部控制可以对管理层形成约束,确保管理者行为与企业预期保持一致。但内控制度的建立和运行是存在成本的,同时,内部控制还降低了管理者在企业运营中的自由权,从经济人假设来说,高管并无加强内部控制的动机。因此,企业需要给予高管相当程度的激励,弥补他们践行内部控制所带来的额外成本,纠正内控制度对高管产生的负效应(朱杰,2019),适度的薪酬激励和股权激励都有助于内部控制有效性的提高(逯东等,2014)。董望等(2017)研究发现,内部控制质量高的公司,能够吸引更多的分析师关注。一方面,内部控制完善的公司,财务信息质量更高,分析师的佐证工作减少,搜集信息的成本降低;另一方面,成本的降低会吸引更多分析师,促使分析师提供多元化服务,企业信息的披露量也会增加,高质量的信息沟通实现了企业信息与分析师信息的互补,从而提升了分析师对企业的关注程度。

Lang et al(2004)研究指出,分析师更关注公司治理机制完善的公司,这些公司在资本市场和行业中通常具有较高的声誉,吸引了分析师的跟随。刘红霞和李辰颖(2011)从现金薪酬和股权薪酬两个方面研究经理层声誉和薪酬的关系,发现经理人声誉越好,薪酬水平越高。高管激励是企业为高管制定的,通常与业绩目标相挂钩,激励条款的设置为长期业绩增长增添了保障,高管为了实现激励契约的要求会努力提高企业绩效,满足股东预期。因此,激励措施的实施可以向市场传递企业管理水平提升、业绩走向良好的信号,给企业带来增量信息和增量声誉(何凯和王瑞华,2015),分析师会敏感地捕捉到这些信息并对目标企业进行关注,高管激励的声誉效应得到了分析师的认证,同时也提高了分析师关注度。综上,本文提出以下假设:

在其他条件不变的情况下,高管激励会提高分析师关注度(H2)。

(三) 高管激励、分析师关注与企业创新

在高管激励吸引分析师关注的同时,更多的分析师关注通过信息传递机制和监督机制促进了企业创新。关于分析师关注对企业创新效应的影响,学者们有着两种不同的结论:信息揭示假说认为,分析师关注能够通过揭示创新项目的价值来缓解信息不对称,包括投资者和企业之间的信息不对称(Frankel 和 Li, 2004)以及管理者和所有者之间的信息不对称(谭雪,2016),降低融资成本和代理成本,从而促进企业创新;业绩压力假说则认为,分析师关注会增加管理者的业绩负担,加剧企业创新过程中的委托代理矛盾,导致管理层的短期行为,因而阻碍了企业创新(Graham et al, 2005)。陈钦源等(2017)指出,不同于欧美企业的股权分散,中国企业股权普遍比较集中,长期投资者对短期失败有更高的容忍度,并且由于尚未形成完善的经理人市场,

管理者对声誉和职业的担忧较少,基于中国资本市场的特点,业绩压力假说的实用性大大降低,分析师关注更多的是发挥信息传递作用。

创新活动固有的专业性、保密性和不确定性加剧了企业内外部信息不对称程度,投资者由于时间和知识的缺乏,无法对企业创新做出准确的价值评估,投资意愿降低,投资者的逆向选择行为使企业面临较大的融资约束,而资金又是企业创新必不可少的资源之一,信息不对称导致的融资压力限制了企业创新。分析师具备专业性强、独立性高的特征,通过对上市公司持续性地跟踪,运用专业知识对创新的内在价值予以评估,并通过盈余预测、投资评级报告等方式将信息传递给投资者,提高信息披露的透明度,缓解信息不对称。作为独立的第三方中介,分析师在发布信息时更加客观、谨慎,投资者认可度更高(Amir et al, 2003)。创新活动的专业性同样加剧了管理者和所有者之间的信息不对称,导致股东的监督成本增加,当股东难以通过创新项目评价管理层的努力程度时,管理者有机会利用经营自主权进行利益侵占,导致严重的委托代理问题。分析师的专业信息解读和持续性跟踪发挥了外部监督功能,弥补了内部监督的不足,减少高管的机会主义行为,从而缓解代理冲突,提升资金使用效率(Dyck et al, 2010)和管理效率(李晓玲等, 2015)。综上,本文提出以下假设:

分析师关注在高管激励与企业创新二者关系中发挥中介作用,即高管激励通过提高分析师关注度进而促进企业创新(H3)。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文选取2011—2018年沪深交易所全部A股上市公司为初始研究对象,并对原始数据进行了如下筛选和处理:①剔除金融类上市公司样本数据(根据2012年版证监会行业分类);②剔除ST、SST、*ST和PT等存在特殊处理的样本公司数据;③剔除观测值缺失的样本数据。经过上述处理,最终获得包含6652个有效样本的非平衡面板数据。为了控制极端值的影响,本文对所有连续变量在1%和99%水平进行了winsorize缩尾处理。本文所使用的财务数据和公司治理数据均来自国泰安数据(CSMAR)和巨潮资讯网,使用的数据处理软件为Excel2016和Stata15.0。

(二)变量定义及说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量是企业创新,分别从投入和产出两个维度进行衡量。创新投入方面,研发活动是企业创新的起点,因此研发支出一定程度上代表了企业创新意愿的强弱,因此借鉴党力等(2015)的研究,采用研发支出的自然对数衡量企业创新投入强度;创新产出方面,根据我国企业会计准则,研发支出可分为两部分,研究阶段的支出予以费用化,而开发阶段的支出通常表明项目具备研发可行性和技术支持,因此予以资本化。研发支出是否可以资本化是企业创新能力高低的重要体现,在借鉴杨松令等(2019)研究的基础上,采用研发支出资本化金额的自然对数衡量创新产出。

2. 解释变量

本文的解释变量是高管激励和分析师关注。参照我国《公司法》对高级管理人员概念的界定,将高管界定为公司的经理、副经理、财务负责人、上市公司董事会秘书和公司章程规定的其他人员。借鉴张玉娟和汤湘希(2018)、尹美群等(2018)的做法,将高管激励分为薪酬激励和股权激励,其中,薪酬激励采用公司高管前3名薪酬总额,取自然对数衡量;股权激励采用高管持股数之和,取自然对数衡量。

分析师对企业的关注,主要表现为对企业进行实地调研和数据搜集,发布企业分析报告,一般而言,很少有同一家机构指派多个分析师对同一企业进行跟踪的情况,因此一个企业被跟踪的分析师数目可以反映出被关注程度的高低,借鉴Yu(2008)、李春涛等(2014)和朱杰(2019)的做法,将分析师关注定义为对上市公司在一个会计年度内发布过分析报告的分析师人数。

3. 控制变量

考虑到其他因素对企业创新产生的影响,在参考相关研究的基础上(李春涛和宋敏, 2010;杨松令等, 2019),选取了公司规模、资产负债率、成长水平、盈利水平、托宾Q值、现金流水平和产权性质作为控制变量,同时控制了年度和行业,以消除潜在影响。变量的定义和计算方法详见表1。

表1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	创新投入	<i>RD</i>	研发支出金额,取自然对数
	创新产出	<i>RDC</i>	研发支出资本化金额,取自然对数
解释变量	薪酬激励	<i>Pay</i>	高管前3名薪酬总额,取自然对数
	股权激励	<i>MSR</i>	高管持股数,取自然对数
	分析师关注	<i>Analyst</i>	年度内对上市公司发布过盈余预测或投资评级报告的分析师人数
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	成长水平	<i>Growth</i>	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	盈利水平	<i>Roa</i>	净利润/总资产
	托宾 <i>Q</i> 值	<i>TobinQ</i>	企业市场价值/资产重置成本
	现金流水平	<i>Cash</i>	现金及现金等价物/总资产
	产权性质	<i>Soe</i>	是国有企业则赋值为1,否则取0
	年度	<i>Year</i>	虚拟变量
	行业	<i>Indus</i>	虚拟变量

(三)模型设定

为了检验H1,构建模型(1)、模型(2)考察高管激励对企业创新的影响。

$$RD_{i,t} = \beta_0 + c \times \frac{Pay_{i,t}}{MSR_{i,t}} + \sum_{j=1}^9 \beta_j Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$RDC_{i,t} = \beta_0 + c \times \frac{Pay_{i,t}}{MSR_{i,t}} + \sum_{j=1}^9 \beta_j Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中:*i*和*t*分别表示公司和年份; β 、*a*、*b*、*c*表示估计系数; ε 表示残差项。

为了检验H2,构建模型(3)考察高管激励对分析师关注的影响。

$$Analyst_{i,t} = \beta_0 + a \times \frac{Pay_{i,t}}{MSR_{i,t}} + \sum_{j=1}^9 \beta_j Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

为了检验分析师关注在高管激励和企业创新关系中的中介效应,构建模型(4)、模型(5),并结合模型(1)、模型(3)组建中介效应方程组,考察分析师关注的中介效应是否存在。

$$RD_{i,t} = \beta_0 + c' \times \frac{Pay_{i,t}}{MSR_{i,t}} + b \times Analyst_{i,t} + \sum_{j=1}^9 \beta_j Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$RDC_{i,t} = \beta_0 + c' \times \frac{Pay_{i,t}}{MSR_{i,t}} + b \times Analyst_{i,t} + \sum_{j=1}^9 \beta_j Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

模型(1)、模型(3)、模型(4)组成分析师关注对高管激励和创新投入的中介效应方程组,模型(2)、模型(3)、模型(5)组成分析师关注对高管激励和创新产出的中介效应方程组。根据中介效应的定义,系数*c*表示高管激励对企业创新的总效应;系数*a*表示高管激励对分析师关注的效应;系数*c'*表示控制了分析师关注后高管激励对企业创新的直接效应;系数*b*表示控制了高管激励后中介变量分析师关注对企业创新的效应;*ab*表示高管激励对企业创新的间接效应。根据逐步检验回归系数法(Baron和Kenny,1986;Judd和Kenny,1981;温忠麟等,2004),若*a*、*b*、*c*同时显著,则中介效应显著。

此外,为了克服逐步检验回归系数的存在的不足,进一步证明中介效应的存在,本文还借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的做法,进行了Bootstrap检验,先对原有样本进行2000次随机抽样,利用抽取出的样本进行上述中介效应方程组的检验,得到2000组*ab*、*c'*的估计值并对其进行按照从小到大的顺序进行排列,以在序列值2.5%和97.5%分位处的估计值作为判断中介效应是否显著的95%置信水平的上下界限。若置信区间不包含0,说明间接(直接)效应显著;反之则说明间接(直接)效应不显著。

四、实证分析

(一)描述性统计和相关性分析

1. 描述性统计

表2列示了有关变量描述性统计的结果。从表2可以看出:*RD*均值为18.045,接近中位数17.999,方差1.407,大于1,企业间的创新投入差异较大,最小值为0,说明部分企业的创新意识缺失。*RDC*的最小值和中位数均为

0,超半数的企业无资本化研发支出,均值为 5.972,远小于 *RD* 的均值,反映出创新产出低、创新效率低下的状况普遍存在,方差为 8.033,相较于创新投入,创新产出的波动性要大得多。*Pay* 均值为 14.457,与中位数 14.417 十分相近,方差小于 1,说明上市公司高管薪酬分布较为均匀,企业间的差距比较小。*MSR* 最小值为 0,仍然有部分企业未采用股权激励,均值为 13.413,中位数为 15.859,说明多数企业股权激励强度较低,方差 6.364,远大于 1,不同企业间差异明显。*Analyst* 最小值为 1,最大值为 75,不同企业之间跨度较大,均值为 9.857,每家上市公司的分析师数目均在 10 个作用,方差为 9.509,波动性较强,说明分析师关注在不同企业存在显著差异。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	方差	最小值	最大值
<i>RD</i>	6652	18.045	17.999	1.407	0	21.694
<i>RDC</i>	6652	5.972	0	8.033	0	20.018
<i>Pay</i>	6652	14.457	14.417	0.649	12.957	16.293
<i>MSR</i>	6652	13.413	15.859	6.364	0	20.151
<i>Analyst</i>	6652	9.857	7	9.509	1	75
<i>Size</i>	6652	21.967	21.837	1.081	20.021	25.224
<i>Lev</i>	6652	0.389	0.378	0.189	0.054	0.829
<i>Growth</i>	6652	0.217	0.161	0.284	-0.193	0.951
<i>Roa</i>	6652	0.047	0.044	0.051	-0.160	0.191
<i>TobinQ</i>	6652	2.291	1.885	1.357	0.900	8.430
<i>Cash</i>	6652	0.187	0.146	0.151	0.006	0.764
<i>Soe</i>	6652	0.277	0	0.448	0	1

2. 相关性分析

表 3 分别列示了变量间的相关性分析结果。从第 2 列和第 3 列可以看出,薪酬激励、股权激励、分析师关注均与创新投入和创新产出在 1% 的水平上显著相关,从第 6 行可以看出,薪酬激励、股权激励与分析师关注均在 1% 的水平上显著相关,为后面研究高管激励、分析师关注和企业创新三者之间的关系提供了支持。各变量之间的相关系数最大为 0.591,其余均小于 0.5,初步说明不存在严重共线性问题,进一步进行 VIF 检验,得到方差膨胀系数均值为 1.42,证明确实不存在多重共线性,在此基础上进行后续实证分析。

表 3 相关性分析

变量	<i>RD</i>	<i>RDC</i>	<i>Pay</i>	<i>MSR</i>	<i>Analyst</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>Roa</i>	<i>TobinQ</i>	<i>Cash</i>	<i>Soe</i>
<i>RD</i>	1											
<i>RDC</i>	0.298***	1										
<i>Pay</i>	0.388***	0.163***	1									
<i>MSR</i>	0.036***	0.016***	0.023*	1								
<i>Analyst</i>	0.331***	0.116***	0.322***	0.097***	1							
<i>Size</i>	0.531***	0.222***	0.414***	-0.198***	0.309***	1						
<i>Lev</i>	0.259***	0.097***	0.174***	-0.202***	0.041***	0.591***	1					
<i>Growth</i>	0.032***	0.008	0.020	0.115***	0.144***	-0.019	0.046***	1				
<i>Roa</i>	0.051***	-0.092***	0.157***	0.117***	0.352***	-0.092***	-0.370***	0.199***	1			
<i>TobinQ</i>	-0.182***	0.003	-0.112***	0.064***	0.056***	-0.418***	-0.347***	0.009	0.216***	1		
<i>Cash</i>	0.032***	0.051***	0.084***	-0.034***	0.065***	-0.099***	-0.173***	-0.039***	0.167***	0.073***	1	
<i>Soe</i>	0.148***	0.113***	0.145***	-0.440***	-0.016	0.326***	0.248***	-0.118***	-0.077***	-0.164***	0.108***	1

注: *、**、*** 分别表示相关系数在 10%、5%、1% 的水平上显著。

(二) 回归结果分析

1. Hausman 检验

由于本文使用的是上市公司面板数据,因此在进行回归分析前进行了 Hausman 检验,以判断固定效应模型和随机效应模型哪一种更为合理。上述设定模型进行 Hausman 检验后发现,结果均不显著,固定效应模型的原假设被拒绝,因此采用随机效应模型更为合理。后文的回归分析均选择随机效应模型,并使用 Stata 15.0 进行数据统计分析。

2. 回归结果分析

表 4 列示了高管激励、分析师关注和创新投入的实证分析结果。Panel A 展示了多元回归的结果,从第(1)、第(4)列可以看出,薪酬激励(*Pay*)的系数 0.2400 和股权激励(*MSR*)的系数 0.0121 均在 1% 的水平上显著为正,说明高管激励提升了企业创新投入水平, H1 得到验证。从第(2)、第(5)列可以看出,以分析师关注

度为被解释变量后,薪酬激励(*Pay*)和股权激励(*MSR*)的系数同样在1%的水平上显著为正,说明高管激励强度越大,分析师关注度越高,H2得证。第(3)列结果显示,*Pay*和*Analyst*的系数均在1%的水平上显著为正,说明在控制了薪酬激励变量后,作为中介变量的分析师关注对创新投入的影响仍然为正,大小为0.0072,而在控制了中介变量分析师关注后,薪酬激励对创新投入的直接效应也为正,大小为0.2279。第(6)列显示*MSR*和*Analyst*的系数同时都在1%的水平上为正,说明控制了股权激励后,中介变量分析师关注的效应仍然显著,同时股权激励的直接效应也为正。方程(1)~方程(3)、方程(4)~方程(6)分别构成中介效应方程组,根据逐步检验回归系数法(温忠麟等,2004),可以判定分析师关注的中介效应显著存在,H3得到初步验证。

Panel B展示了Bootstrap检验的结果,以进一步确定分析师关注在高管激励和创新投入关系中的中介效应。可以看出,薪酬激励的间接效应区间[0.0324,0.0529]和直接效应区间[0.2965,0.4035]都没有包含0,同样,股权激励间接效应区间[0.0025,0.0044]和直接效应区间[0.0262,0.0371]也没有包含0。说明,高管激励对企业创新投入既有直接的正向影响,也通过分析师关注这一变量对创新投入产生了间接正向影响,分析师关注在高管激励和创新投入的关系中发挥了部分的中介作用。Bootstrap检验克服了逐步回归系数检验统计效力弱的问题,使得检验结果更具有可靠性,进一步证明了H3。

表4 高管激励、分析师关注与创新投入

Panel A							
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	<i>RD</i>	<i>Analyst</i>	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>Analyst</i>	<i>RD</i>	
<i>Pay</i>	0.2400***(10.07)	1.9883***(9.67)	0.2279***(9.55)	—	—	—	
<i>MSR</i>	—	—	—	0.0121***(5.10)	0.1287***(6.39)	0.0115***(4.83)	
<i>Analyst</i>	—	—	0.0072***(6.23)	—	—	0.0079***(6.80)	
<i>Size</i>	0.6578***(32.77)	3.7215***(24.53)	0.6285***(35.58)	0.7068***(35.99)	4.2115***(29.03)	0.6721***(33.24)	
<i>Lev</i>	0.3642***(4.28)	2.7742***(3.60)	0.3426***(4.03)	0.4288***(5.02)	3.3814***(4.36)	0.4016***(4.70)	
<i>Growth</i>	0.0598***(2.18)	1.0903***(3.49)	0.0541***(1.98)	0.0514*(1.87)	0.9391***(2.99)	0.0456*(1.66)	
<i>Roa</i>	0.7117***(3.46)	48.0690***(22.17)	0.4053*(1.92)	0.9656***(4.72)	50.7456***(23.61)	0.6168***(2.93)	
<i>TobinQ</i>	0.0198***(2.31)	1.4164***(15.72)	0.0097(1.11)	0.0238***(2.77)	1.5000***(16.61)	0.0126(1.44)	
<i>Cash</i>	0.0905(1.32)	2.1010***(2.96)	0.0727(1.06)	0.1374***(1.99)	2.8130***(3.96)	0.1156*(1.68)	
<i>Soe</i>	0.0141(0.28)	-2.1470***(-7.06)	0.0304(0.62)	0.0800(1.55)	-1.4688***(-4.52)	0.0943*(1.84)	
<i>_cons</i>	-1.8258***(-3.39)	-96.0849***(-23.31)	-1.1074***(-2.02)	0.1561(0.3141)	-82.2127***(-21.69)	0.8304*(1.65)	
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Indus</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Prob>χ^2</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
<i>R²</i>	0.4692	0.3323	0.4752	0.4560	0.3248	0.4637	
<i>N</i>	6652	6652	6652	6652	6652	6652	

Panel B								
效应	<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)		<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)	
间接效应	8.15	0.000	0.0324	0.0529	7.38	0.000	0.0025	0.0044
直接效应	12.83	0.000	0.2965	0.4035	11.44	0.000	0.0262	0.0371

注:*,**、***分别表示相关系数在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为*z*值。

表5列示了高管激励、分析师关注和创新产出的实证分析结果。Panel A展示了多元回归的结果,从第(1)、第(4)列可以看出,*Pay*和*MSR*的系数分别在1%和5%的水平上显著为正,说明高管激励强度越大,企业的创新产出越多,H1再次得到验证;第(2)、第(5)列的结果同表4,不再赘述。从第(3)列可以看出,在控制了薪酬激励变量后,分析师关注对创新产出的影响不显著,从方程(1)~方程(3)构成的中介效应方程组无法判断分析师关注的中介效应是否存在。这可能是因为,逐步回归系数检验在中介效应弱时可能不适用,因此关注Panel B中Bootstrap检验的结果,薪酬激励的间接效应区间[0.0611,0.1700]和直接效应区间[0.7561,1.4121]均不包含0,说明分析师关注发挥了显著中介效应,H3仍然成立。

从第(6)列可以看出,在控制了股权激励后,分析师关注对创新产出的影响仍然在10%的水平上显著为正,同时,控制了分析师关注后,股权激励对创新产出的影响也在5%的水平上显著为正。根据逐步回归系数检验,可以由第(4)~(6)列组成的中介效应方程组判断分析师关注的中介效应显著。此外,Bootstrap检验的结果也显示,股权激励的间接效应区间[0.0053,0.0141]直接效应区间[0.0409,0.1065]不包含0,说明分析师关注在股权激励和创新产出关系中发挥了部分中介效应,再次支持了H3。

表 5 高管激励、分析师关注与创新产出

Panel A						
变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RDC</i>	<i>Analyst</i>	<i>RDC</i>	<i>RDC</i>	<i>Analyst</i>	<i>RDC</i>
<i>Pay</i>	0.8895***(5.08)	1.9883***(9.67)	0.8652***(4.92)	—	—	—
<i>MSR</i>	—	—	—	0.0398**(2.30)	0.1287***(6.39)	0.0380**(2.20)
<i>Analyst</i>	—	—	0.0131(1.45)	—	—	0.0162*(1.80)
<i>Size</i>	1.7516***(12.61)	3.7215***(24.53)	1.6999***(11.86)	1.9456***(14.49)	4.2115***(29.03)	1.8752***(13.41)
<i>Lev</i>	0.7165(1.13)	2.7742***(3.60)	0.6781(1.07)	0.9480(1.49)	3.3814***(4.36)	0.8921(1.40)
<i>Growth</i>	0.2673(1.23)	1.0903***(3.49)	0.2558(1.18)	0.2285(1.05)	0.9391***(2.99)	0.2157(0.99)
<i>Roa</i>	-8.6738***(-5.41)	48.0690***(22.17)	-2.2545***(-5.61)	-7.5978***(-4.79)	50.7456***(23.61)	-8.3505***(-5.09)
<i>TobinQ</i>	0.1747***(2.62)	1.4146***(15.72)	0.1564***(2.30)	0.1942***(2.91)	1.5000***(16.61)	0.1709***(2.51)
<i>Cash</i>	-0.2212(-0.41)	2.1010***(-2.96)	-0.2547(-0.48)	-0.0142(-0.03)	2.8130***(-3.96)	-0.0627(-0.12)
<i>Soe</i>	0.6982***(2.23)	-2.1270***(-7.06)	0.7276***(2.32)	0.9104***(-2.79)	-1.4688***(-4.52)	0.9375***(-2.87)
<i>_cons</i>	-45.2336***(-12.21)	-96.0849***(-23.31)	-43.9322***(-11.52)	-38.1134***(-11.25)	-82.2127***(-21.69)	-36.7376***(-10.58)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Indus</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Prob>χ²</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>R²</i>	0.1267	0.3323	0.1274	0.1216	0.3248	0.1228
<i>N</i>	6652	6652	6652	6652	6652	6652

Panel B								
效应	<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)		<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)	
间接效应	4.16	0.000	0.0611	0.1700	4.30	0.000	0.0053	0.0141
直接效应	6.48	0.000	0.7561	1.4121	4.41	0.000	0.0409	0.1065

注：*、**、***分别表示相关系数在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 *z* 值。

(三) 稳健性检验

为了增强研究结果的可靠性,本文还进行了如下稳健性检验:①替换被解释变量,采用研发投入与营业收入的比值衡量创新投入,记为 *RD'*;采用上市公司申请的专利数衡量创新产出,记为 *Patent*(有部分公司专利数据缺失,将该部分数据剔除);②替换解释变量,用上市公司当年被发布盈余预测报告和投资评级报告的数量衡量分析师关注,记为 *Analyst'*;③替换控制变量,用净资产收益率(*Roe*)替换总资产收益率,用总资产增长率替换营业收入增长率,记为 *Growth'*;④删减数据年度,删除 2011 年和 2012 年的样本数据,使用 2013—2018 年的面板数据进行实证检验。稳健性检验的结果显示结论与前文无实质性差异,具体结果见表 6 和表 7。

表 6 稳健性检验 1

Panel A						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RD'</i>	<i>Analyst'</i>	<i>RD'</i>	<i>RD'</i>	<i>Analyst'</i>	<i>RD'</i>
<i>Pay</i>	0.0079***(4.86)	4.1315***(6.08)	0.0077***(4.72)	—	—	—
<i>MSR</i>	—	—	—	0.0005***(2.80)	0.2992***(4.40)	0.0004***(2.67)
<i>Analyst'</i>	—	—	0.0001***(3.03)	—	—	0.0001***(3.14)
<i>Size</i>	0.0041***(3.12)	9.1584***(18.18)	0.0051***(3.75)	0.0022*(1.74)	10.2451***(21.52)	0.0033***(2.49)
<i>Lev</i>	0.0511***(8.40)	9.7115***(3.70)	0.0524***(8.60)	0.0494***(8.11)	11.1592***(4.23)	0.0508***(8.33)
<i>Growth'</i>	0.0106***(5.16)	6.6024***(-5.67)	0.0111***(-5.40)	0.0110***(-5.32)	6.3236***(-5.43)	0.0115***(-5.56)
<i>Roe</i>	0.1375***(8.81)	132.2637***(16.84)	0.1520***(-9.31)	0.1268***(-8.23)	138.2189***(-17.79)	0.1402***(-8.78)
<i>TobinQ</i>	0.0022***(-3.47)	3.7185***(-11.50)	0.0019***(-2.87)	0.0024***(-3.75)	3.9317***(-12.17)	0.0020***(-3.12)
<i>Cash</i>	0.0180***(-3.62)	3.0329(1.21)	0.0175***(-3.52)	0.0201***(-4.04)	5.0180***(-2.00)	0.0195***(-3.92)
<i>Soe</i>	0.0007(0.24)	-6.8972***(-7.19)	0.0014(0.41)	0.0029(0.95)	-5.4214***(-5.26)	0.0036(1.15)
<i>_cons</i>	0.0224(0.65)	-239.2327***(-17.84)	0.0449(1.28)	0.0797***(2.51)	-213.0212(-17.10)	0.1013***(-3.12)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Indus</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Prob>χ²</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>R²</i>	0.2133	0.3379	0.2169	0.2051	0.3321	0.2093
<i>N</i>	3381	3381	3381	3381	3381	3381

Panel B								
	<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)		<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)	
间接效应	4.16	0.000	0.0006	0.0017	4.20	0.000	0.0001	0.0002
直接效应	8.38	0.000	0.0099	0.0159	5.64	0.000	0.0007	0.0014

注：*、**、***分别表示相关系数在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 *z* 值。

表7 稳健性检验2

Panel A						
变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Analyst'</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>	<i>Analyst'</i>	<i>Patent</i>
<i>Pay</i>	44.8150*** (4.65)	4.1315*** (6.08)	42.7989*** (4.44)	—	—	—
<i>MSR</i>	—	—	—	2.4806** (2.56)	0.2992*** (4.40)	2.2981** (2.38)
<i>Analyst'</i>	—	—	0.8158*** (3.99)	—	—	0.8422*** (4.12)
<i>Size</i>	104.0808*** (13.84)	9.1584*** (18.19)	96.4464*** (12.47)	114.9718*** (15.96)	10.2451*** (21.52)	106.6172** (14.29)
<i>Lev</i>	90.1132** (2.49)	9.7115*** (3.70)	80.6671** (2.23)	99.9196*** (2.75)	11.1592*** (4.23)	89.6667** (2.47)
<i>Growth'</i>	-19.2802 (-1.46)	6.6204*** (5.69)	-3.9959* (-1.81)	-21.1796 (-1.61)	6.3236*** (5.43)	-25.9978** (-1.97)
<i>Roe</i>	-157.7566 (-1.62)	132.2637*** (16.84)	-262.5590*** (-2.61)	-95.9503 (-1.00)	138.2189*** (17.79)	-206.0568** (-2.07)
<i>TobinQ</i>	17.6337*** (4.45)	3.7185*** (11.50)	14.6350*** (3.63)	18.9997*** (4.79)	3.9371*** (12.17)	15.8552*** (3.93)
<i>Cash</i>	49.3485 (1.59)	3.0329 (1.21)	45.6677 (1.47)	62.9580** (2.04)	5.0180** (2.00)	58.5976* (1.89)
<i>Soe</i>	-22.2951 (-1.42)	-6.8972*** (-7.19)	-16.65 (-1.06)	-10.3539 (-0.13)	-5.4214*** (-5.26)	-5.4539 (-0.3303)
<i>_cons</i>	-2884.9500*** (-14.78)	-239.2327*** (-17.84)	-2704.9820*** (-13.53)	-2562.2260*** (-14.22)	-213.0212*** (-17.10)	-2391.1770*** (-12.97)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Indus</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Prob>χ²</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>R²</i>	0.2152	0.3379	0.2220	0.2021	0.3321	0.2101
<i>N</i>	3381	3381	3381	3381	3381	3381

Panel B								
效应	<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)		<i>z</i>	<i>p> z </i>	置信区间(95%)	
间接效应	3.60	0.000	3.1632	10.7350	3.81	0.000	0.3265	1.0194
直接效应	9.04	0.000	70.7916	110.0001	4.19	0.000	2.2487	6.1939

注: *、**、***分别表示相关系数在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 *z* 值。

五、结论

(一) 研究结论

本文以 2011—2018 年的 A 股上市公司为样本,实证检验了高管激励、分析师关注和企业创新三者之间的关系。研究发现:

(1) 高管激励与企业创新存在显著正相关关系。高管激励力度越大,企业的创新投入和创新产出也会越多,薪酬激励和股权激励都发挥了显著促进作用。说明高管激励可以有效缓解代理问题,减少管理者的机会主义行为和短视行为,鼓励他们更多地参与到企业创新中来。

(2) 高管激励显著提升了分析师关注度。激励措施对内提升了内部控制水平,对外存在信息溢出效应,增量信息和增量声誉吸引了分析师的跟随,提高了分析师的关注程度。

(3) 分析师关注在高管激励和企业创新关系中发挥了部分中介效应。证明了高管激励不仅会直接影响企业创新,还会通过分析师关注这一中介渠道间接影响企业创新行为。分析师关注提高了企业信息披露程度,缓解了企业和投资者、管理者和所有者之间的信息不对称。具体来说:对外,分析师关注增强了投资者的信息获取能力,提高了企业创新价值评估的准确性,减少投资者的顾虑和担忧,缓解企业融资约束,降低融资成本;对内,分析师关注可以发挥外部监督职能,降低股东监督成本,约束管理者的自利行为,降低代理成本。分析师通过信息传递和外部监督共同企业创新。

本文的贡献在于:第一,分析了薪酬激励、股权激励两种不同激励形式对企业创新的影响,包括创新投入和创新产出两方面;第二,研究了分析师关注在高管激励与企业创新关系中是否发挥了中介作用,从信息传递和外部监督角度拓展了高管激励的作用路径,指出了分析师关注这一因素对企业创新的重要作用;第三,运用中介效应模型和 Bootstrap 检验两种方法对中介效应的存在进行了实证检验,使得研究结果更为可靠。

(二)研究启示

通过理论分析和实证研究,发现高管激励对企业创新的影响存在直接和间接两方面,分析师关注是一个重要的中介因素,高管激励通过改善内外部治理同时作用于企业创新,证明了高管激励和分析师关注对企业创新的重要性。基于此,得到重要的政策启示:企业方面,要重视激励机制的设置,采取多元化激励措施,激发高管的创新积极性;积极披露激励信息和相关公司治理信息,重视与分析师之间的信息往来,实现信息的沟通与互补,提高企业信息透明度。政府方面,要不断完善金融市场,建设专业化金融中介,促进企业和资本市场的良性互动;细化企业信息披露准则,加强外部市场监管,规范和引导企业创新行为,促进经济健康发展。

参考文献

- [1] 陈钦源, 马黎珺, 伊志宏, 2017. 分析师跟踪与企业创新绩效——中国的逻辑[J]. 南开管理评论, 20(3): 15-27.
- [2] 党力, 杨瑞龙, 杨继东, 2015. 反腐败与企业创新: 基于政治关联的解释[J]. 中国工业经济(7): 146-160.
- [3] 董望, 陈俊, 陈汉文, 2017. 内部控制质量影响了分析师行为吗? ——来自中国证券市场的经验证据[J]. 金融研究(12): 191-206.
- [4] 何凯, 王瑞华, 2015. 股权激励声誉效应研究[J]. 中央财经大学学报(12): 69-75.
- [5] 何玉润, 林慧婷, 王茂林, 2015. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J]. 财贸经济(2): 125-135.
- [6] 李春涛, 宋敏, 2010. 中国制造业企业的创新活动: 所有制和CEO激励的作用[J]. 经济研究, 45(5): 55-67.
- [7] 李春涛, 宋敏, 张璇, 2014. 分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据[J]. 金融研究(7): 124-139.
- [8] 李晓玲, 胡欢, 刘中燕, 2015. 分析师关注与薪酬业绩敏感性: 基于职业声誉与产权性质视角[J]. 商业经济与管理, 285(7): 34-45.
- [9] 刘红霞, 李辰颖, 2011. 经理层声誉与薪酬关系研究——来自上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究(5): 12-20.
- [10] 逯东, 王运陈, 付鹏, 2014. CEO激励提高了内部控制有效性吗? ——来自国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究(6): 66-72, 97.
- [11] 鲁桐, 党印, 2014. 公司治理与技术创新: 分行业比较[J]. 经济研究, 49(6): 115-128.
- [12] 谭雪, 2016. 分析师关注的治理功用研究——基于两类代理成本的考察[J]. 证券市场导报(12): 37-45.
- [13] 田轩, 孟清扬, 2018. 股权激励计划能促进企业创新吗[J]. 南开管理评论, 21(3): 176-190.
- [14] 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- [15] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等, 2004. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报(5): 614-620.
- [16] 杨松令, 牛登云, 刘亭立, 等, 2019. 实体企业金融化、分析师关注与内部创新驱动动力[J]. 管理科学, 32(2): 3-18.
- [17] 尹美群, 盛磊, 李文博, 2018. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论, 21(1): 109-117.
- [18] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊, 2017. 分析师关注与企业创新——来自中国资本市场的经验证据[J]. 经济管理, 39(3): 175-192.
- [19] 张玉娟, 汤湘希, 2018. 股权结构、高管激励与企业创新——基于不同产权性质A股上市公司的数据[J]. 山西财经大学学报, 40(9): 76-93.
- [20] 赵良玉, 李增泉, 刘军霞, 2013. 管理层偏好、投资评级乐观性与私有信息获取[J]. 管理世界(4): 47.
- [21] 朱杰, 2019. 高管激励会影响分析师预测行为吗?[J]. 经济经纬, 36(5): 135-142.
- [22] AMIR E, LEV B, SOUGIANNIS T, 2003. Do financial analysts get intangibles?[J]. The European Accounting Review, 12(4): 635-659.
- [23] BALSAM S, JIANG W, LU B, 2014. Equity incentives and internal control weaknesses [J]. Contemporary Accounting Research, 31(1): 178-201
- [24] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 51: 1173-1182.
- [25] CHENG S, 2004. R&D expenditures and CEO compensation[J]. The Accounting Review, 79: 305-328.
- [26] DONG J, GOU Y, 2010. Corporate governance structure, managerial discretion and the R&D investment in China [J]. International Review of Economics and Finance, 19(2): 180-188
- [27] DYCK A, MORSE A, ZINGALES L, 2010. Who blows the whistle on corporate fraud?[J]. The Journal of Finance, 65(6): 2213-2254.

- [28] FRANKEL R, LI X, 2004. Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2: 229-259.
- [29] GRAHAM J R, HARVEY C R, RAIGOPAL S, 2005. The economic implications of corporate financial reporting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3): 3-73.
- [30] HEALY P M, PALEPU K G, 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3): 405-440.
- [31] JUDD C M, KENNY D A, 1981. Process analysis: Estimating mediation in treatment evaluations[J]. *Evaluation Review*, 5: 602-619.
- [32] LANG M H, LINS K V, MILLER D P, 2004. Concentrated control, analyst following, and valuation: Do analysts matter most when investors are protected least?[J]. *Journal of Accounting Research*, 42(3): 589-623
- [33] LERNER J, WULF J, 2007. Innovation and incentives: Evidence from corporate R&D [J]. *Review of Economics and Statistics*, 89(4): 634-644.
- [34] YU F, 2008. Analyst coverage and earnings management[J]. *Journal of Financial Economics*, 88(2): 245-271.

The Impact of Executive Incentive on Corporate Innovation: A Mediating Effect Study Based on Analyst Attention

Yu Jing, Cai Wen

(School of Business, Hohai University, Nanjing 211100)

Abstract: Based on the panel data of A-share listed companies from 2011 to 2018, the relationship among executive incentive, analyst attention, and corporate innovation through intermediary effect model and Bootstrap test is explored. It is found that both salary incentive and equity incentive can promote corporate innovation. The greater the incentive for executives, the more innovation input and output the company has. There is a positive correlation between executive incentive and analyst attention, both compensation incentive and equity incentive will increase analyst attention. Analyst attention has played an important intermediary role in the relationship between executive incentive and corporate innovation. Executive incentive promotes corporate innovation by increasing analyst attention. After controlling the executive incentive factor, the analyst attention still has a significant positive effect on corporate innovation.

Keywords: executive incentive; analyst attention; corporate innovation; mediating effect