

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.2016.10.005

融资约束视角下管理层激励对企业研发效率的影响研究

雷 鹏¹, 梁彤纓², 陈修德³

(1. 武汉商学院 旅游与酒店管理学院, 湖北 武汉 430056; 2. 华南理工大学 工商管理学院, 广东 广州 510640; 3. 广东工业大学 管理学院, 广东 广州 510520)

摘 要: 对于管理层激励与企业研发之间的关系, 截至目前一直未能获得一致的研究结论。随着研究的不断深入, 融资约束在管理层激励与企业研发关系中的重要性也渐渐得到学术界的认可。为明确融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响, 本文基于2009—2013年中国工业上市公司样本数据, 运用随机前沿模型考察了管理层激励对企业研发效率的影响, 研究表明: 对管理层实行货币薪酬激励有利于提高企业研发效率水平, 而在对管理层实行股权激励时, 应根据企业自身的实际情况给予最佳的持股比例, 以避免因股权激励不足或股权激励过大导致企业研发效率低下。同时, 考虑到企业所面临的融资约束的现实情况, 我们发现, 融资约束的存在在一定程度上抑制了货币薪酬激励对企业研发效率的积极作用; 相反, 却能提高股权激励在企业研发创新方面的治理效应。本文不仅丰富了公司治理与创新管理的相关研究成果, 也为企业合理配置管理层薪酬契约以提高企业研发效率的决策提供了经验证据。

关键词: 融资约束; 管理层激励; 研发效率; 随机前沿模型

中图分类号: G311 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2016)10-0060-16

一、引 言

作为原始创新的源泉, 研发活动一直备受各国政府和企业的的高度重视。经过30年的高速发展, 我国在研发投入及专利产出方面均得到了空前的提高, 已然跃居世界领先水平。然而, 与美、日、韩等发达国家企业相比, 我国企业在全世界领先的技术和产品为数

收稿日期: 2016-04-20

基金项目: 教育部人文社科研究规划基金项目(14YJC630017); 广东省自然科学基金自由申报项目(2016A030313696); 广东省软科学研究计划项目(2012B070300092); 广东省哲学社会科学“十二五”规划项目(GD13YGL01); 广东省高校优秀青年创新人才培养项目(2013WYM0014)

作者简介: 雷 鹏(1988—), 男, 武汉商学院旅游与酒店管理学院教师;

梁彤纓(1961—), 男, 华南理工大学工商管理学院教授;

陈修德(1982—), 男, 广东工业大学管理学院讲师。

不多，导致这一结果的主要原因之一在于：我国企业长期以来采用要素驱动型的粗放发展方式，未能有效地将有限的研发资源合理转化为研发产出并形成自主知识产权和核心竞争力。因此，如何优化企业的研发资源配置，提高企业研发效率是我国建设创新型国家所亟须解决的现实问题。

为揭示企业研发活动的关键制约因素，学者们深入探讨了区域知识产权保护、行业市场结构及企业所有制性质等宏微观环境因素对企业研发效率的影响（Malva等，2014；Duch等，2014；肖仁桥等，2015），并根据其相关研究内容提出了有针对性的指导性意见。但我们仍无法回避一个直接的现实问题：为何在同等条件下，不同企业之间的研发绩效存在较大的差异。为回答这一问题，本文从研发活动的固有特性（投资大、周期长、风险高）出发发现，企业在进行研发时往往会遇到两类关键性问题：一是委托代理问题；二是信息不对称问题。前者直接导致了企业研发代理冲突（Aboody等；2000），使得股东不得不采用薪酬契约等方式提高管理层的研发积极性以降低由此所带来的代理成本；后者则使企业研发普遍面临融资约束的制约（扈文秀等，2009），对管理层的研发决策及执行效率存在一定的影响。因此，不难发现，薪酬契约对管理层激励的有效性以及企业所面临融资约束的强弱已成为提高企业研发效率所不可回避的问题。

就目前的文献检索来看，大多数文献的研究主要集中在两个方面：一是管理层激励与企业研发之间的关系，发现管理层激励对企业研发投入、产出等的影响并不总存在显著的正向影响，在某些情况下，管理层激励力度的增加会抑制企业研发的积极性（Fu，2012；Tien等，2012）；二是融资约束对企业研发的影响，基本都认为融资约束对企业研发投入和产出具有负面效应（Silva等，2012），但对企业研发效率存在积极的正向作用（Maietta等，2010；Almeida等，2013）。以此为基础，部分学者（李春涛等，2010；姜涛等，2012）结合我国经济的实际情况，分别讨论了管理层激励或融资约束与企业研发投入、产出之间的关系，主要研究结果与前述国外相关研究基本一致。胡艳等（2015）和蒲文燕等（2015）则同时考虑了管理层激励与融资约束对企业研发投资的影响，发现融资约束的存在会在一定程度上抑制货币薪酬、持股比例等对企业研发投资的激励效应。

从上述文献来看，学术界在管理层激励与企业研发、融资约束与企业研发方面做了丰富的理论和实证研究，但仍存在可改进之处：（1）在研究对象上，上述研究主要以研发投入、研发产出等企业研发局部环节评价企业研发水平，未能充分利用能同时包含企业研发投入和研发产出信息的研发效率反映企业研发水平的全貌。（2）在研究思路，大多数文献分别讨论管理层激励或融资约束与企业研发之间的关系，未能深入研究上述三者之间的内在逻辑关系，这些研究成果在指导研发实践中可能会存在一定的局限性。

有鉴于此，本文以2009—2013年中国工业上市公司为样本，首先以企业研发效率作为评价企业研发整体水平的衡量指标，检验管理层激励与企业研发效率之间的关系；以此为基础，进一步考察了融资约束对上述二者关系的影响，以便为我国企业在不同的融资约束条件下，调整管理层薪酬契约，引导管理层进行理性的研发投资，创造企业的长期绩效，提供有益的政策建议与指导意见。

本文的主要贡献体现在两方面：第一，研究发现股权激励与企业研发效率之间是一种典型的倒U形关系，指出随着持股比例的增加，企业研发效率会呈现先增长后降低的走势，这在一定程度上统一了股权激励的利益趋同效应和堑壕效应的相关研究（Bulan

等, 2011; Tien等, 2012); 第二, 将管理层激励、融资约束与企业研发效率纳入统一的分析框架, 指出融资约束对货币薪酬与企业研发效率、持股比例与企业研发效率之间关系的不同影响, 不仅拓宽了融资约束影响企业研发的研究视野, 也使管理层激励与企业研发关系的研究结论更具实践意义。

二、理论分析与研究假设

(一) 管理层激励与企业研发效率

现代企业普遍存在所有权和管理权(或控制权)相分离的现象, 基于所有者与管理层之间契约关系的管理决策权限划分, 管理层薪酬契约会直接影响后者有关研发的决策成本与收益, 并最终作用于企业研发效率。中国上市公司管理层激励制度在经历了三十余年的演变之后, 已经形成以货币薪酬激励为主、以股权激励为辅的基本格局(陈修德, 2012)。为此, 本文首先从理论上分析管理层货币薪酬激励对企业研发效率的具体影响。

工资和其他货币性薪酬是企业管理层追求的直接目标(Williamson, 1964)。近年来, 随着我国市场经济的不断发展, 中国上市公司的管理层货币薪酬水平不断攀升, 不过, 与西方发达国家的上市公司相比, 仍然存在较大差距(Conyon等, 2010)。姜付秀等(2011)的研究指出, 在国民整体收入水平不高以及上市公司激励手段比较单一的情况下, 对管理层的货币薪酬激励给予特别关注有其合理性的一面, 亦即货币薪酬依然是我国上市公司管理层十分倚重的主要报酬形式。

如前文所述, 具有不同风险偏好的管理层与股东(Low, 2009)在研发决策时可能存在较大分歧, 管理层很可能利用其控制权优势通过盈余管理的手段侵害股东权益。由于货币薪酬激励可以为管理层带来确定性的收益, 其在一定程度上能够缓解股东与管理层在技术创新过程中的代理冲突, 抑制管理层风险规避倾向(Coles等, 2006), 提高其在研发方面的努力程度及执行效率。另一方面, 虽然货币薪酬激励固有的短期性有可能使管理层做出规避风险的行为, 在研发过程中表现出明显的“双刃剑”角色(Fu, 2012), 但在企业的经营实践中, 股东会充分考虑高风险的研发活动对企业业绩带来的不良影响, 从而在企业短期业绩不佳的情况下不会轻易做出对管理层的降薪处罚决定, 这实际上对管理层的短期利益起到了有效的保护作用, 消除了管理层的后顾之忧。因此, 货币薪酬不仅能够激励管理层进行更多的研发创新, 同时也有利于其集中时间和精力以提高企业研发效率。基于上述研究, 本文提出如下假设:

假设1: 管理层货币薪酬激励与企业研发效率之间呈正相关关系, 即管理层货币薪酬激励力度越大, 企业研发效率越高。

早在1976年Jensen和Meckling关于管理者行为、代理成本及所有权结构的讨论中, 即指出相对于货币薪酬等短期激励来说, 股权激励是将代理人与委托人双方利益统一起来的有效方式, 使代理人更重视委托人的长期利益, 特别是能为企业带来长期价值增值的技术创新投资。此后, 学者们对股权激励是否能发挥技术创新治理效应做了颇为丰富的研究。Dong和Gou(2010)以2005—2007年度142家中国公司为样本, 发现股权激励对研发投入有显著的促进作用。Bulan和Sanyal(2011)将企业专利数作为技术创新的衡量指标, 发现股权激励有利于企业专利产出水平的提高。与此同时, 有部分学者指出股权激励不仅具有利益趋同效应, 也存在某种程度上的堑壕效应, 即股权激励能增强管理

层抵制企业内外监管压力的能力，强化管理层为自身利益而导致的机会主义行为（Fama和Jensen，1983）。由此不难理解，股权激励与企业研发之间有可能并不是简单的正向线性关系，可能是U型或倒U形，甚至不存在显著关系。基于此，Tien和Chen（2012）在检验美国107家上市公司中管理层激励与企业技术创新投入的关系时，发现股权激励并未对技术创新投入产生理想的正向效应。徐宁（2013）考察了2007—2010年中国高科技上市公司股权激励与企业研发投资的关系，发现股权激励力度与研发投资之间存在显著的倒U形关系。

然而，从研发整体过程来看，研发投入和研发产出仅能代表其中的某一环节，将其作为研发水平的主要衡量指标难免会存在一定的局限性。因此，有必要采用能同时包含研发投入和研发产出信息的研发效率来衡量企业研发整体水平，重新审视管理层激励在企业技术创新方面的治理效应。X效率理论（Leibenstein，1966）认为，个人的努力程度是其工作效率的重要影响因素。若将其衍生到研发活动中，则不难发现，股权激励能否有效提高企业研发效率可归结于在不同的股权激励力度下，管理层在研发决策及执行过程中的努力程度。具体分析如下：适度的股权激励能将管理层的个人收益与企业长期价值统一起来，且随着持股比例的增加，越来越多的股权收益将在更大程度上激发管理层在企业研发活动上的努力程度，积极创造企业的长期价值；但当管理层持股比例过大时，其完全有能力利用其控制权优势侵吞宝贵的研发资源满足自身的利益诉求，并不会付出较大的努力通过研发创新去争取不确定的未来收益。为此，本文提出如下假设：

假设2：管理层股权激励与企业研发效率之间呈倒U形关系，即随着管理层股权激励力度不断加大，企业研发效率呈现先上升后下降的变化规律。

（二）融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响

在完美资本市场中，企业的最优投资水平与资本结构无关，即企业内部融资成本与外部融资成本并不存在显著差异（Modigliani等，1958）。然而现实资本市场并无理想的那样完美，外部投资者与企业之间普遍存在一定程度的信息不对称问题，尤其在高风险的研发活动方面，外部投资者本身不可能充分识别企业的研发投资机会，而对研发信息掌握全面的企业管理者又出于保密需求，不愿透露过多的研发信息，导致企业在研发过程中普遍面临融资约束的问题（唐清泉等，2012）。而在前文关于管理层激励与企业研发效率关系的分析中并未考虑融资约束的影响，这难免会降低本文研究结论的可靠性。为此，本文拟在前文研究基础上引入融资约束的概念，分析融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响。

在未考虑融资约束的条件下，货币薪酬激励对企业研发效率具有积极的促进作用。若将融资约束引入货币薪酬激励与企业研发效率关系的分析框架，在面临强融资约束时，外部融资成本相对较高，使得企业不得不放弃一批净现值（NPV）大于0的投资项目，不利于企业短期绩效的提高。对管理层而言，若未能实现良好的企业短期绩效，直接影响了其在经理人市场的竞争力，会在一定程度上对其职业发展及与短期绩效相关的货币薪酬激励产生不良影响；此外，由于研发周期相对较长，使得管理层很有可能无法在其较短的任期内获得可观的研发产出，且有限的资金根本无法满足创新性较大的研发项目，打击了管理层的研发积极性。在此情境下，管理层会以稳定企业短期绩效为首要任务，更关心投资小、见效快的一般投资项目，以维护经理人名誉及个人短期利益，而

对可能存在高风险的企业研发项目投资更为谨慎。基于上述研究，本文提出如下假设：

假设3：融资约束对货币薪酬激励与企业研发效率的线性关系具有显著的负向影响，即在同等货币薪酬水平下，相对于面临弱融资约束的企业而言，面临强融资约束的企业其研发效率更低。

在未考虑融资约束的条件下，随股权激励力度的不断增加，企业研发效率呈现先上升后下降的倒U形变动趋势。若将融资约束引入到股权激励与企业研发效率关系的分析框架，由于企业研发具有投资大、周期长、风险高的固有特性，在面临强融资约束时，外部投资者对企业研发项目缺乏充分的了解，企业对外部融资成本相对较高，仅用内部融资无法充分满足企业研发的资金需求，不利于企业的长期发展。在对管理层实行股权激励的情境下，管理层利益与企业的长期价值在一定程度上得到了统一，换言之，融资约束对企业长期价值的负面影响必然亦会降低管理层的个人利益，若不能摆脱融资约束，管理层的个人利益将永远无法得到保障。由此不难理解，在企业面临强融资约束时，虽然研发活动在短期内无法提高的企业短期绩效，甚至可能加剧企业所面临的融资约束问题，但从长期来看，研发活动是形成企业核心竞争力、为企业带来稳定的经济增长点的重要手段，并最终缓解企业面临的融资约束问题。从管理层的角度来说，通过投资研发项目，其不仅能享受全部的创新收益，亦可保障股权激励所带来的长期利益，研发积极性相对较高。为此，本文提出如下假设：

假设4：融资约束对股权激励与企业研发效率的倒U形关系具有显著的正向影响，即在同等持股比例条件下，相对于面临弱融资约束的企业而言，面临强融资约束的企业其研发效率更高。

三、研究设计

（一）模型设定与变量说明

1. 模型构造

随机前沿分析因其“一步法”的特点能同时反映多个环境因素对效率存在的影响，已发展成为当前学术界效率评价的主流方法，并在研发效率及其影响因素的相关实证研究中得到广泛应用（Thomas等，2011；Hu等，2014）。有鉴于此，本文在Battese等（1995）研究的基础上，构建以下随机前沿模型，以检验管理层激励、融资约束和企业研发效率之间的逻辑关系：

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta + v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

$$m_{it} = \sigma_0 + \sigma Z_{it} \quad (2)$$

其中，模型中下标*i*和*t*分别代表样本的序号和年份， y_{it} 是研发产出向量， X_{it} 是研发投入向量， v_{it} 是随机误差， u_{it} 是技术无效项， m_{it} 是 u_{it} 的均值， Z_{it} 是研发效率的影响因素向量。

2. 变量定义

（1）研发投入。研发经费投入和研发人员投入是目前学术界最常用的研发投入指标，主要区别在于是采用存量还是采用流量的问题。本文认为研发存量指标计量方法多样，采用的折旧率也各有不同，具有一定的主观性并对研究结果产生或多或少的影响。借鉴Wang（2007）、Cullmann等（2009）、Thomas等（2011）和吴延兵（2012）的相

关研究,本文拟采用样本企业当期研发支出和研发人员的流量数据表示企业研发经费投入(R&D)和研发人员投入(Person)。

(2) 研发产出。专利和新产品是当前研发效率相关研究中运用最为广泛的研发产出指标(Thomas等,2011;陈凯华等,2012),但限于中国上市公司对新产品相关信息披露较少的现状,本文拟采用当期专利申请数衡量企业研发产出水平(Patent)。

(3) 解释变量。考虑到管理层激励在企业研发方面的滞后效应,在何枫等(2008)和姜涛等(2012)研究的基础上,本文拟考虑以上期货币报酬总额表示管理层货币薪酬激励(Mpay);以上期持股比例表示管理层股权激励(Mshare)。

(4) 控制变量。在已有研究的启示下(陈昆玉,2010;徐宁等,2012),为剥离相关环境因素对本文实证结果的影响,本文将在研究模型中考虑引入企业规模(Size)、股权集中度(Con)、高管控制权(Dual)、董事会独立性(Independ)、资本结构(Lev)和企业年龄(Age)等因素作为控制变量。其中,企业规模以企业年末员工总人数表示;股权集中度主要指样本企业前三大股东持股比例之和;高管控制权以董事会是否为同一人的虚拟变量表示;董事会独立性以独立董事数量占董事会成员数量的比例表示;资本结构以企业年末总负债占企业年末总资产的比例表示;企业年龄则以企业从成立之初到样本期间的周年数表示。

(二) 融资约束的衡量

与采用替代变量(如股利支付率、利息保障倍数等)或综合指数(如KZ指数、WW指数等)的传统度量方法不同,本文主要借鉴Wang(2003)的思想,以企业实际投资规模偏离最优投资规模的程度,即投资有效指数(IEI)反映企业面临的融资约束:

$$\begin{aligned} \ln(I_{it}/K_{it-1}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Q_{it-1}) + \alpha_2 \ln(Sale_{it}/K_{it-1}) + \\ & \alpha_3 \ln(Sale_{it-1}/K_{it-2}) + \alpha_4 CF_{it}/K_{it-1} + v_{it} - u_{it} I_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln(Ownership_{it}) \end{aligned} \quad (3)$$

其中 I_{it}/K_{it-1} 表示企业的相对投资水平, I_{it} 用 t 期投资活动产生的现金流出小计表示, K_{it-1} 用 $t-1$ 期的固定资产表示, Q_{it-1} 表示样本企业上期的托宾 Q 值, $Sale_{it}$ 和 $Sale_{it-1}$ 分别为样本企业当期和上期的主营业务收入, CF_{it} 为样本企业当期的现金流。此外,参考王家庭等(2010)的研究,本文控制了所有者权益($Ownership_{it}$)对融资约束的影响。

显然, IEI_{it} 是估值在0—1之间的连续变量,其估值越高,说明企业所面临的融资约束程度越低,其投资有效性较高;反之,若估值越低,企业所面临的融资约束程度越高,企业实际投资水平偏离最优投资水平越大。它们之间的关系可表示为:

$$FC_{it} = 1 - IEI_{it} \quad (4)$$

(三) 样本选取与数据采集

由于我国上市公司研发信息披露至2007年才逐步规范化,本文以2009—2013年研发活动相对频繁的我国工业上市公司为主要研究对象,从上市公司年报中整理样本企业的研发支出总额和研发人员总数数据,通过中国国家知识产权局“专利检索与服务系统”收集企业年度专利申请总量数据,其他管理层货币薪酬、持股比例等数据来源于聚源数据库,最后形成了由562家工业上市公司的2810个有效观测样本所组成的平衡面板数据库。

在此需说明的是,按以上选取样本数据的方法,会存在许多企业有研发活动但无专利申请数的情况,本文认为可能的原因有:(1)报告期内企业虽有研发投入,但并未

获得专利产出；（2）企业获得新技术但未申请专利产出；（3）限于企业申请专利的不可公开性，在“专利检索与服务系统”中并未公布。考虑到以上可能性，本文认为不可盲目删除专利申请数为0的公司样本，故本文对所有样本的专利产出统一进行了加1处理。

四、实证结果分析

（一）描述性统计结果分析

由表1可知：在企业研发活动方面，研发资本投入均值为16.971，研发人员投入均值为5.945，企业研发产出均值为2.030。进一步，从逐年数据来看，不论是研发资本投入还是研发人员投入，均呈明显的逐年递增趋势；与此相对，样本公司的研发产出则呈现出先增加后降低再增加的循环走势。由此可见，样本企业单位研发投入所带来的研发产出效果并不理想，研发投入和研发产出在反映企业研发活动的真实水平方面可能存在一定的局限性。

表1 各主要变量描述性统计结果

| 变 量 | 2009年 | 2010年 | 2011年 | 2012年 | 2013年 | 全样本 | |
|--------------------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Ln(R&D)</i> | 均值 | 16.349 | 16.744 | 16.962 | 17.118 | 17.680 | 16.971 |
| | 标准差 | 1.777 | 1.650 | 1.698 | 1.673 | 1.533 | 1.724 |
| | 最小值 | 6.585 | 11.549 | 7.808 | 8.091 | 10.717 | 6.585 |
| | 最大值 | 22.915 | 23.060 | 23.107 | 23.185 | 23.161 | 23.185 |
| <i>Ln(Person)</i> | 均值 | 5.704 | 5.859 | 5.949 | 6.068 | 6.144 | 5.945 |
| | 标准差 | 1.150 | 1.127 | 1.156 | 1.132 | 1.118 | 1.146 |
| | 最小值 | 2.639 | 2.485 | 2.197 | 2.398 | 3.401 | 2.197 |
| | 最大值 | 11.060 | 11.101 | 11.111 | 11.097 | 11.127 | 11.127 |
| <i>Ln(Patent)</i> | 均值 | 1.974 | 2.056 | 2.107 | 1.939 | 2.074 | 2.030 |
| | 标准差 | 1.534 | 1.586 | 1.634 | 1.621 | 1.658 | 1.607 |
| | 最小值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | 最大值 | 8.978 | 8.641 | 8.466 | 7.281 | 7.537 | 8.978 |
| <i>Ln(Mpay)</i> | 均值 | 14.549 | 14.682 | 14.817 | 14.869 | 14.965 | 14.776 |
| | 标准差 | 0.705 | 0.700 | 0.715 | 0.689 | 0.673 | 0.711 |
| | 最小值 | 12.598 | 12.703 | 12.670 | 12.664 | 12.850 | 12.598 |
| | 最大值 | 17.037 | 17.277 | 17.189 | 17.216 | 17.488 | 17.488 |
| <i>Mshare</i> | 均值 | 0.076 | 0.072 | 0.068 | 0.065 | 0.061 | 0.068 |
| | 标准差 | 0.174 | 0.167 | 0.156 | 0.148 | 0.141 | 0.158 |
| | 最小值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | 最大值 | 0.754 | 0.754 | 0.748 | 0.736 | 0.735 | 0.754 |
| <i>FC</i> | 均值 | 0.178 | 0.165 | 0.155 | 0.148 | 0.140 | 0.157 |
| | 标准差 | 0.096 | 0.095 | 0.093 | 0.093 | 0.092 | 0.095 |
| | 最小值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | 最大值 | 0.408 | 0.406 | 0.411 | 0.410 | 0.411 | 0.411 |
| 样本数 | 562 | 562 | 562 | 562 | 562 | 2810 | |

具体到管理层激励，其平均货币薪酬呈逐年递增趋势，由2009年的14.549上升到2013年的14.965，其总体均值也保持在14.776，说明当前我国工业上市公司普遍重视给予管理层足够的短期货币薪酬，以鼓励管理层保持并提高企业短期业绩。与此相对，样本期间我国工业上市公司管理层的平均持股比例为6.8%，并呈逐年降低的趋势，从2009年的7.6%降低到2013年的6.1%，这表明我国工业上市公司对管理层的股权激励力度

并未受到重视，管理层持股水平普遍较低。

就企业所面临的融资约束程度而言，其总体均值为0.157，说明当前我国工业上市公司因融资约束的存在使得实际投资水平较最佳投资水平低15.7个百分点。而具体到各年度样本公司所受融资约束情况，本文发现，在整个样本期间内，企业融资约束程度一直呈现逐年降低的态势，这也从侧面解释了样本期间内企业研发资本投入和人力投入水平稳步上升的经济基础。可见融资约束与企业研发活动之间存在密切的相关性，并可能对管理层激励与企业研发之间的关系产生某种影响。

（二）相关性分析

考虑到模型变量之间可能存在多重共线性的影响，在进行随机前沿分析之前，本文首先对模型中各主要变量进行相关性分析。其中表2为Pearson相关系数，表3为Spearman相关系数。

从表2和表3可以看出：（1）管理层货币薪酬激励与企业研发资本投入、研发人员投入和研发专利产出均呈显著的正相关关系，说明货币薪酬激励对提高企业研发投入和研发产出水平具有一定的促进作用；（2）不论是股权激励的一次项还是二次项，其与企业研发资本投入和研发人员投入均呈显著的负相关关系，而与研发专利产出呈显著的正相关关系，说明股权激励在表面上会抑制企业研发资本投入和研发人员投入的规模，但实际上却有利于提高企业的研发专利产出水平，其与企业研发活动的关系相比货币薪酬激励而言更为复杂；（3）融资约束与企业研发资本投入、研发人员投入及研发专利产出均呈显著的负相关关系，这说明融资约束的存在会对企业研发投入规模和研发产出水平产生一定的抑制作用，此结论与前述相关研究基本一致；（4）融资约束与货币薪酬激励、股权激励之间呈显著的相关关系，且系数方向之间有所差异，说明融资约束对不同管理层激励机制会产生迥异的作用关系，至于其会不会最终影响到企业研发效率还需要进一步的验证。此外，虽然大部分变量之间的相关系数均高度显著，但其方差膨胀

表2 各主要变量的Pearson相关系数表

| | $Ln(R\&D)$ | $Ln(Person)$ | $Ln(Patent)$ | $Ln(Mpay)$ | $Mshare$ | $Mshare^2$ | FC |
|--------------|------------|--------------|--------------|------------|----------|------------|------|
| $Ln(R\&D)$ | 1 | | | | | | |
| $Ln(Person)$ | 0.562*** | 1 | | | | | |
| $Ln(Patent)$ | 0.360*** | 0.293*** | 1 | | | | |
| $Ln(Mpay)$ | 0.448*** | 0.440*** | 0.245*** | 1 | | | |
| $Mshare$ | -0.057*** | -0.165*** | 0.069*** | -0.058*** | 1 | | |
| $(Mshare)^2$ | -0.068*** | -0.131*** | 0.033* | -0.060*** | 0.917*** | 1 | |
| FC | -0.500*** | -0.641*** | -0.168*** | -0.493*** | 0.261*** | 0.203*** | 1 |

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表3 各主要变量的Spearman相关系数表

| | $Ln(R\&D)$ | $Ln(Person)$ | $Ln(Patent)$ | $Ln(Mpay)$ | $Mshare$ | $Mshare^2$ | FC |
|--------------|------------|--------------|--------------|------------|----------|------------|------|
| $Ln(R\&D)$ | 1 | | | | | | |
| $Ln(Person)$ | 0.554*** | 1 | | | | | |
| $Ln(Patent)$ | 0.324*** | 0.232*** | 1 | | | | |
| $Ln(Mpay)$ | 0.458*** | 0.422*** | 0.209*** | 1 | | | |
| $Mshare$ | 0.031 | -0.085*** | 0.085*** | 0.080*** | 1 | | |
| $(Mshare)^2$ | -0.098*** | -0.121*** | 0.017 | -0.160*** | 0.160*** | 1 | |
| FC | -0.525*** | -0.639*** | -0.135*** | -0.484*** | 0.146*** | 0.183*** | 1 |

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

因子均小于5，因此本文所构建的随机前沿模型中不存在严重的多重共线性。

(三) 随机前沿模型估计结果分析

1. 管理层激励与企业研发效率的关系

在控制干扰因素的前提下，本文分别构建了货币薪酬激励影响企业研发效率的线性模型和股权激励影响企业研发效率的倒U形模型，以检验管理层激励对企业研发效率的影响，估计结果如表4所示。在模型（1）和模型（2）中， γ 值的估计结果均在1%的显著性水平下显著，说明上述实证模型中随机误差项存在非常明显的复合结构，且技术无效项是导致企业研发效率不高的决定性因素。因此，模型（1）和模型（2）在评价管理层激励与企业研发效率的关系方面是合理可行的。

表4 管理层激励对企业研发效率的影响

| 变 量 | | (1) | (2) |
|----------------------|-----------------------------|--------------------|--------------------|
| 前沿函数估计 (Frontier) | <i>Constant1</i> | -3.181*** (-8.747) | -3.470*** (-8.695) |
| | <i>Ln (R&D)</i> | 0.257*** (13.793) | 0.261*** (14.383) |
| | <i>Ln (Person)</i> | 0.442*** (12.115) | 0.457*** (12.930) |
| | <i>Constant2</i> | -0.173 (-0.125) | -3.568** (-2.345) |
| | <i>Mshare</i> | | -5.974*** (-2.928) |
| | <i>(Mshare)²</i> | | 9.024** (2.524) |
| 技术无效函数估计 (u_i) | <i>Ln (Mpay)</i> | -0.242*** (-2.813) | |
| | <i>Ln (Size)</i> | 0.464*** (4.619) | 0.421*** (3.834) |
| | <i>Con</i> | -0.212 (-0.584) | -0.301 (-0.858) |
| | <i>Dual</i> | -0.477*** (-2.939) | -0.355** (-2.338) |
| | <i>Independ</i> | 1.083 (1.058) | 1.420 (1.492) |
| | <i>Lev</i> | 0.841** (2.492) | 0.880*** (2.633) |
| | <i>Age</i> | 0.034*** (4.257) | 0.025*** (3.119) |
| | σ^2 | 3.333*** (11.928) | 3.487*** (9.836) |
| 统计检验 | γ | 0.761*** (21.210) | 0.743*** (17.898) |
| | <i>Log</i> | -5034.234 | -5021.509 |
| | <i>LR</i> | 143.139*** | 168.589*** |
| 样本数 | | 2 810 | 2 810 |

注：括号内为t检验值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

具体到表4的实证结果，我们可以发现：（1）在分析货币薪酬激励与企业研发效率关系的模型中，货币薪酬激励一次项（*LnMpay*）的估计系数为负，且在1%的显著性水平下显著，说明货币薪酬激励与企业研发非效率呈显著的负相关关系，反过来即是货币薪酬激励对企业研发效率存在明显促进作用：随着货币薪酬激励力度的不断增加，管理层越有积极性进行企业技术创新，有利于企业研发效率的提高。假设1得到验证。

（2）在分析股权激励与企业研发效率关系的模型中，股权激励一次项（*Mshare*）的估计系数为负，二次项（*Mshare²*）的估计系数为正，且二者均高度显著，表明股权激励一次项与企业研发非效率负相关，股权激励二次项与企业研发非效率正相关，换句话说股权激励与企业研发效率并非简单的线性关系，而是一种明显的倒U形关系：在管理层持股比例未达到最佳比例时，随着管理层持股比例的增加，企业研发效率呈递增趋势，而当管理层持股比例过高时，其不利于企业研发效率的改善。假设2得到支持。

2. 融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响

考虑到融资约束的普遍存在及其与企业研发活动的相关性，本文在上述关于管理层激励与企业研发效率的研究中，分别引入融资约束与货币薪酬激励的交互项和融资约束与股权激励平方项的交互项，拟进一步考察融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响，估计结果见表5。

表5 融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响

| 变 量 | | (3) | (4) |
|-----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| 前沿函数估计 (Frontier) | <i>Constant1</i> | -3.276*** (-8.807) | -3.636*** (-10.610) |
| | <i>Ln (R&D)</i> | 0.259*** (13.662) | 0.265*** (14.501) |
| | <i>Ln (Person)</i> | 0.453*** (12.346) | 0.457*** (13.784) |
| | <i>Constant2</i> | -1.766 (-1.017) | -4.097*** (-2.807) |
| | <i>Mshare</i> | | -6.595*** (-3.152) |
| | $(Mshare)^2$ | | 11.264*** (2.771) |
| | $FC*(Mshare)^2$ | | -34.007** (-2.001) |
| 技术无效函数估计 (u_{it}) | <i>Ln (Mpay)</i> | -0.150 (-1.702) | |
| | $FC*Ln (Mpay)$ | 2.724*** (3.157) | |
| | <i>Ln (Size)</i> | 0.495*** (4.804) | 0.445*** (4.472) |
| | <i>Con</i> | -0.281 (-0.766) | -0.301 (-0.812) |
| | <i>Dual</i> | -0.452*** (-2.801) | -0.371** (-2.458) |
| | <i>Independ</i> | 1.333 (1.300) | 1.580 (1.638) |
| | <i>Lev</i> | 0.883** (2.572) | 1.012*** (2.797) |
| | <i>Age</i> | 0.032*** (4.079) | 0.024*** (2.930) |
| | σ^2 | 3.323*** (11.591) | 3.598*** (10.517) |
| | γ | 0.759*** (20.566) | 0.731*** (17.753) |
| 统计检验 | <i>Log</i> | -5 027.469 | -5 019.650 |
| | <i>LR</i> | 156.670*** | 172.308*** |
| | 样本数 | 2 810 | 2 810 |

注：括号内为*t*检验值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

首先我们分析融资约束对货币薪酬激励与企业研发效率关系的影响。由表5可知，货币薪酬激励一次项系数为-0.150，融资约束与货币薪酬激励交互项 ($FC*Ln (Mpay)$) 的估计系数为2.724，且均高度显著。这说明在考虑融资约束的影响时，货币薪酬激励与企业研发效率仍是显著的正相关关系，且融资约束程度越高，货币薪酬激励对企业研发效率的正面影响越小，即融资约束对货币薪酬激励与企业研发效率正相关关系存在显著的抑制作用。假设3亦得到证据支持。

同理，将融资约束引入股权激励与企业研发效率关系进行讨论时，可以发现股权激励二次项的估计系数为11.264，在1%的显著性水平下显著。这说明在将融资约束纳入到管理层激励与企业研发效率的分析框架时，股权激励仍与企业研发效率呈显著的倒U形关系。进一步，融资约束与股权激励二次项交互项 ($FC*(Mshare)^2$) 的估计系数为-34.007，且在1%的显著性水平下显著，说明融资约束越高，股权激励二次项对企业研发非效率的负面影响越大，反过来即融资约束对股权激励在企业研发效率上的治理效应具有显著的积极影响。假设4得到验证。

3. 稳健性检验

为避免因模型结构选择偏误而带来的检验误差，本文拟将式(1)中的柯布道格拉斯生产函数模型替换为超越对数生产函数模型，重新检验上述三者之间的关系(见表6)。

由表6可知，货币薪酬激励、股权激励及其与融资约束交互项的相关系数符号与前文估计结果一致，且均高度显著，表明前文的实证结果相对可靠。

表6 稳健性检验结果

| 变 量 | (5) | (6) | (7) | (8) | | |
|----------------------|-----------------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
| 前沿函数估计 (Frontier) | <i>Constant1</i> | -3.908*** (-8.906) | -4.919*** (-15.282) | -3.980*** (-9.187) | -4.976*** (-15.480) | |
| | <i>Ln (R&D)</i> | 0.317*** (14.193) | 0.320*** (14.630) | 0.319*** (14.321) | 0.322*** (15.164) | |
| | <i>Ln (Person)</i> | 0.373*** (9.612) | 0.380*** (10.635) | 0.380*** (9.595) | 0.387*** (11.551) | |
| | $[Ln (R&D)]^2$ | 0.036*** (4.803) | 0.033*** (4.463) | 0.037*** (4.898) | 0.034*** (4.596) | |
| | $[Ln (Person)]^2$ | -0.020 (-0.933) | 0.011 (0.553) | -0.020 (-0.951) | 0.014 (0.699) | |
| | <i>Ln (R&D) • Ln (Person)</i> | 0.037 (1.777) | 0.052*** (2.598) | 0.028 (1.355) | 0.047** (2.390) | |
| | <i>Constant2</i> | -1.368 (-0.817) | -17.994*** (-3.683) | -2.232 (-1.212) | -16.844*** (-4.727) | |
| | <i>Mshare</i> | | -38.661** (-1.990) | | -34.195*** (-2.940) | |
| | $(Mshare)^2$ | | 59.056** (2.016) | | 56.228*** (2.866) | |
| | $FC \cdot (Mshare)^2$ | | | | -91.551** (-2.521) | |
| | <i>Ln (Mpay)</i> | -0.226*** (-2.578) | | -0.171 (-1.936) | | |
| | 技术无效函数估计 (u_{it}) | $FC \cdot Ln (Mpay)$ | | 1.608 (1.860) | | |
| | | <i>Ln (Size)</i> | 0.521*** (4.387) | 1.385*** (4.474) | 0.532*** (4.557) | 1.320*** (5.530) |
| | | <i>Con</i> | 0.051 (0.136) | 0.855 (1.259) | -0.018 (-0.048) | 0.636 (1.458) |
| <i>Dual</i> | | -0.482*** (-2.844) | -0.732*** (-4.010) | -0.466*** (-2.817) | -0.642*** (-4.133) | |
| <i>Independ</i> | | 1.537 (1.466) | 4.023*** (3.496) | 1.633 (1.549) | 3.766*** (3.598) | |
| <i>Lev</i> | | 1.008*** (2.676) | 3.569*** (2.630) | 1.033*** (2.756) | 3.338*** (3.640) | |
| <i>Age</i> | | 0.038*** (4.618) | 0.007 (0.432) | 0.037*** (4.494) | 0.008 (0.765) | |
| σ^2 | | 3.417*** (10.792) | 5.639*** (6.671) | 3.408*** (10.941) | 5.466*** (9.134) | |
| 统计检验 | | γ | 0.790*** (23.490) | 0.747*** (22.359) | 0.788*** (23.708) | 0.745*** (26.977) |
| | | <i>Log</i> | -4 995.172 | -4 980.165 | -4 993.084 | -4 977.669 |
| | <i>LR</i> | 176.073*** | 206.085*** | 180.248*** | 211.079*** | |
| 样本数 | 2 810 | 2 810 | 2 810 | 2 810 | | |

注：括号内为t检验值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

五、研究的进一步拓展

虽然前文研究表明管理层激励、融资约束与企业研发效率之间存在显著的相关关

系。但鉴于企业所有制性质及行业特征对研发效率的约束机制（吴延兵，2012；王燕妮，2011），我们所得到的观察结果仍可能存在其他竞争性的理论解释。因此，本文拟以企业所有制性质和行业特征为分组依据，进一步考察在不同现实环境下融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响。具体估计结果见表7。

表7 不同环境下融资约束对管理层激励与企业研发效率关系的影响

| 变 量 | 国有控股 | | 非国有控股 | | 高技术行业 | | 非高技术行业 | | |
|---------------------------|----------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) | |
| 前沿函数 估计 (Frontier) | <i>Constant1</i> | -3.291*** (-7.016) | -3.931*** (-8.931) | -3.232*** (-4.929) | -2.626*** (-3.692) | -3.871*** (-8.730) | -3.949*** (-9.188) | -3.831*** (-9.002) | -3.843*** (-8.978) |
| | <i>Ln (R&D)</i> | 0.272*** (10.418) | 0.294*** (11.752) | 0.259*** (9.164) | 0.245*** (8.883) | 0.275*** (10.550) | 0.282*** (11.188) | 0.237*** (8.848) | 0.236*** (8.871) |
| | <i>Ln (Person)</i> | 0.449*** (9.007) | 0.467*** (10.043) | 0.471*** (7.830) | 0.439*** (7.504) | 0.511*** (11.938) | 0.496*** (11.856) | 0.396*** (7.316) | 0.400*** (7.157) |
| | <i>Constant2</i> | -0.746 (-0.361) | -3.657*** (-2.739) | -0.125 (-0.077) | 1.644 (1.412) | -2.453 (-1.022) | -4.829** (-2.572) | -16.898*** (-5.199) | -13.335*** (-3.095) |
| 技术无效函 数估计 (u_i) | <i>Mshare</i> | | -33.279** (-1.962) | | -3.136*** (-4.247) | | -6.375** (-2.535) | | -5.154 (-1.128) |
| | $(Mshare)^2$ | | 156.410*** (2.923) | | 5.700*** (3.587) | | 7.379 (1.478) | | 12.383 (1.362) |
| | <i>FC•</i> $(Mshare)^2$ | | -871.363*** (-2.890) | | -6.555 (-0.891) | | -24.149 (-0.802) | | -84.810** (-2.041) |
| | <i>Ln (Mpay)</i> | -0.250** (-2.029) | | 0.002 (0.020) | | -0.307** (-2.440) | | 0.197 (1.198) | |
| 统计检验 | <i>FC•Ln</i> $(Mpay)$ | 2.332** (2.252) | | 1.699** (1.999) | | 6.005*** (3.776) | | 1.751 (1.384) | |
| | <i>Ln (Size)</i> | 0.490*** (4.452) | 0.292** (2.530) | 0.231** (2.203) | 0.078 (0.874) | 0.758*** (4.387) | 0.487*** (3.532) | 1.277*** (6.749) | 1.219*** (3.418) |
| | <i>Con</i> | 0.997** (2.105) | 0.706 (1.375) | -1.674*** (-3.664) | -1.723*** (-4.025) | 1.403** (2.456) | 1.321** (2.226) | -5.394*** (-4.824) | -5.272*** (-3.312) |
| | <i>Dual</i> | -0.125 (-0.498) | -0.191 (-0.751) | -0.340** (-2.557) | -0.222 (-1.889) | -0.724*** (-2.897) | -0.469** (-2.180) | 0.471 (1.887) | 0.368 (0.858) |
| | <i>Independ</i> | 1.604 (1.258) | 1.072 (0.830) | -0.009 (-0.008) | 0.025 (0.025) | 0.005 (0.004) | 0.099 (0.063) | 7.731*** (3.025) | 7.433*** (2.746) |
| | <i>Lev</i> | 1.311*** (2.967) | 1.604*** (3.133) | -0.061 (-0.177) | -0.068 (-0.202) | 0.243 (0.528) | 0.003 (0.006) | 5.709*** (4.838) | 5.536*** (3.065) |
| | <i>Age</i> | 0.007 (0.672) | -0.003 (-0.291) | 0.062*** (5.928) | 0.049*** (4.940) | 0.082*** (5.189) | 0.072*** (4.588) | -0.081*** (-2.743) | -0.080 (-1.943) |
| | σ^2 | 3.833*** (10.182) | 4.137*** (9.813) | 2.009*** (13.490) | 1.917*** (14.252) | 3.911*** (8.551) | 4.124*** (8.022) | 2.870*** (9.567) | 2.843*** (6.645) |
| | γ | 0.838*** (23.769) | 0.831*** (26.222) | 0.575*** (4.155) | 0.607*** (3.886) | 0.810*** (25.649) | 0.812*** (25.326) | 0.438*** (5.556) | 0.436*** (4.360) |
| | <i>Log LR</i> | -2 849.984 93.247*** | -2 845.317 102.579*** | -2 124.862 120.593*** | -2 112.147 146.023*** | -3 173.554 179.370*** | -3 178.969 168.539*** | -1 790.069 72.475*** | -1 787.360 77.893*** |
| 样本数 | 1 550 | 1 550 | 1 260 | 1 260 | 1 785 | 1 785 | 1 025 | 1 025 | |

注：括号内为t检验值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

1.按所有制分组的结果及讨论

由表7可知，不论是在国有控股企业样本组还是在非国有控股企业样本组，融资约束与货币薪酬激励的交互项系数均显著为正，即在两种所有制性质的企业中，融资约束对货币薪酬激励与企业研发效率关系具有显著的负面影响。另一方面，在国有控股企业样本组中，融资约束与股权激励二次项的估计系数为-871.363，且在1%的显著性水平下显著；而在非国有控股企业样本组中融资约束与股权激励二次项的估计系数为负，且在统计上并不显著。说明融资约束对股权激励与企业研发效率关系的正面影响主要存在于

国有控股企业中，而在非国有控股企业中此类关系并不明朗。

究其内在原因，本文认为：由于非国有控股企业缺乏相关的政治及行业垄断优势，虽然研发能最终缓解企业所面临的融资约束问题，使管理层获得全部的创新收益，但客观来说，非国有控股企业的内部融资能力仍无力承担研发所需的可持续大规模资金投入，故而融资约束对股权激励与企业研发效率关系的正面影响在非国有控股企业中并未显现。

2.按行业特征分组的结果及讨论

根据表7的估计结果，在高技术行业企业样本组中，融资约束与货币薪酬激励交互项系数显著为正（6.005），而在非高技术行业企业样本组中，融资约束与货币薪酬激励交互项系数为1.751，但不显著。可见，融资约束对货币薪酬激励与企业研发效率关系的负面影响主要存在于高技术行业企业中，而在非高技术行业企业中此类影响并不突出。

与此相对，在高技术行业企业样本组中，融资约束与股权激励二次项交互项的估计系数为-24.149，且在统计上不显著；而在非高技术行业企业样本组中，融资约束与股权激励二次项交互项的估计系数为-84.810，且在5%的显著性水平下显著。说明融资约束对股权激励与企业研发效率关系的正面影响主要存在于非高技术行业企业中，而在高技术行业企业中此种影响并不明显。

对于上述实证结果，一种可能的解释是：对高技术行业企业而言，技术创新能力及核心技术产品是其在竞争日益激烈的市场环境中得以生存的命脉，与此相对，技术创新并不是非高技术行业企业取得竞争优势的主要手段，相反，如何提高管理效率、扩大生产规模、压缩生产成本及开拓产品市场才是这类企业的生存之道。由于研发的保密需求，对高技术行业企业来说，其宁愿放弃部分研发项目也不愿透露更多的研发信息以缓解企业与外部投资者之间的信息不对称问题。可以预见，在面临相同程度的融资约束时，高技术行业企业的短期绩效和长期发展较非高技术行业企业更受制约，并对管理层的货币薪酬产生较大的负面影响，最终降低了货币薪酬激励对企业研发效率的激励效应。另一方面，对分组样本进行简单的描述性统计^①可以发现，高技术行业企业管理层的股权激励力度相对较大，在面临同等程度的融资约束时，高技术行业企业管理层的股权激励效应损失较非高技术行业企业管理层的股权激励效应损失更为严重，未能发挥股权对企业研发效率的激励作用，最终表现为在高技术行业企业中融资约束对股权激励与企业研发效率关系不存在显著影响。

六、结 论

本文运用随机前沿模型考察了2009—2013年我国工业上市公司管理层激励、融资约束与企业研发效率之间的关系。研究发现：（1）就货币薪酬激励而言，给予管理层的货币薪酬越多，对企业研发效率的激励效应越大，但这种激励效应会受到融资约束的制约，且主要存在于高技术行业企业中；（2）就股权激励而言，随着管理层持股比例的增加，其对企业研发效率的激励效应会呈现先增加后降低的现象，但这种激励效应会因融资约束的存在而有所提高，且主要存在于国有控股企业和非高技术行业企业中。

由此可见，本文的研究结论对我国上市公司根据自身所处环境，制定科学合理的管

^① 分组样本中，高技术行业企业管理层平均持股比例为0.070%，非高技术行业企业管理层平均持股比例为0.066%。在此，限于篇幅原因已省略。

理层激励策略,提高企业研发效率具有重要的借鉴意义。第一,我国上市公司应重视实行股权激励中可能存在的堑壕效应。相对货币薪酬激励来说,股权激励对企业研发效率的影响较为复杂,其在初期主要表现出股权激励中的利益趋同效应,而当股权激励力度达到一定程度时则主要表现出股权激励中的堑壕效应。所以在制定股权激励计划时应根据企业经营实际情况选择合适的股权激励力度,以避免其堑壕效应所带来的不必要的损失。第二,我国上市公司应充分利用融资约束提高管理层激励对企业研发效率的治理效应。根据本文的研究结论,融资约束的存在会抑制货币薪酬激励对企业研发效率的积极影响,同时又能扩大持股比例对企业研发效率的激励作用,且这种现象在不同企业所有制性质和行业特征条件下又有所差异。因此,我国上市公司在面临融资约束的条件下,可大胆推行增加管理层持股比例的激励计划,尽可能削弱融资约束对货币薪酬激励效果的负面影响,尤其在国有控股企业和非高技术行业企业中,更能发挥这种方式的优点。

本文还可能存在一定的局限性。首先,本文在测度研发效率时仅以专利申请数作为企业研发产出,未能考虑以企业新产品销售收入作为企业研发产出,从研发经济后果的角度分析企业研发效率及其影响因素的关系。其次,本文主要以货币薪酬激励、股权激励考察了管理层激励与企业研发效率的关系,未能引入其他激励机制或从激励组合的角度分析管理层激励对企业研发效率的影响。最后,限于研究条件,本文构建了2009—2013年我国工业上市公司的短期平衡面板数据,无法有效验证在不同经济周期下融资约束、管理层激励与企业研发效率之间的关系。

有鉴于此,本文认为未来的研究可从以下几个方面展开:一是在研究对象上,未来研究可考虑收集企业新产品销售收入数据,以此分析在研发经济后果上,融资约束、管理层激励对企业研发效率的影响。二是在研究思路,未来研究一方面可考虑从晋升激励、在职消费等考察隐性激励与企业研发效率的关系,另一方面也可从激励组合的角度分析不同激励机制之间的组合方式(如是采用多种激励机制还是采用单一激励机制)和组合结构(如某种激励的力度占管理层总体激励力度的比例)对企业研发效率的影响。三是在研究情境上,未来研究可尝试采用更长的样本周期,考察不同经济周期情境下,企业研发活动的阶段性问题以及管理层激励、融资约束与企业研发效率之间的内在关系。

主要参考文献

- [1]陈凯华,官建成,寇明婷.中国高技术产业“高产出、低效益”的症结与对策研究——基于技术创新效率角度的探索[J].管理评论,2012,(4):53-66.
- [2]陈昆玉.创新型企业的创新活动,股权结构与经营业绩——来自中国A股市场的经验证据[J].产业经济研究,2010,(4):49-57.
- [3]陈修德.区域市场化、管理层权力与高管薪酬契约[D].广州:华南理工大学,2012.
- [4]何枫,陈荣.管理层激励对公司效率影响的随机前沿分析[J].系统工程理论与实践,2008,(9):1-9,19.
- [5]胡艳,马连福.创业板高管激励契约组合、融资约束与创新投入[J].山西财经大学学报,2015,(8):78-90.
- [6]姜付秀,黄继承.经理激励、负债与企业价值[J].经济研究,2011,(5):46-60.
- [7]姜涛,王怀明.高管激励对高新技术企业R&D投入的影响——基于实际控制人类型视角[J].研究与发展管理,2012,(4):53-60.
- [8]李春涛,宋敏.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,2010,(5):55-67.
- [9]蒲文燕,王山慧.融资约束、高管薪酬和研发投入[J].湖南社会科学,2015,(1):134-137.
- [10]唐清泉,肖海莲.融资约束与企业创新投资—现金流敏感性——基于企业R&D异质性视角[J].南方经济,2012,(11):

- [11] 扈文秀, 孙伟, 柯峰伟. 融资约束对创新项目投资决策的影响研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2009, (3): 81-88.
- [12] 王家庭, 赵亮. 我国上市公司的融资约束及其影响因素的实证分析[J]. 产业经济研究, 2010, (3): 77-84.
- [13] 王燕妮. 高管激励对研发投入的影响研究——基于我国制造业上市公司的实证检验[J]. 科学学研究, 2011, (7): 1071-1078.
- [14] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012, (3): 15-27.
- [15] 肖仁桥, 王宗军, 钱丽. 我国不同性质企业技术创新效率及其影响因素研究: 基于两阶段价值链的视角[J]. 管理工程学报, 2015, (2): 190-201.
- [16] 徐宁. 高科技公司高管股权激励对R&D投入的促进效应——一个非线性视角的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2013, (2): 12-19.
- [17] 徐宁, 徐向艺. 控制权激励双重性与技术创新动态能力——基于高科技上市公司面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, 2012, (10): 109-121.
- [18] Aboody D, Lev B. Information asymmetry, R&D, and insider gains[J]. The Journal of Finance, 2000, 55(6): 2747-2766.
- [19] Almeida H, Hsu P H, Li D M. Less is more: Financial constraints and innovative efficiency[R]. SSRN Working Paper No. 1831786, 2013.
- [20] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. Empirical Economics, 1995, 20(2): 325-332.
- [21] Bulan L, Sanyal P. Incentivizing managers to build innovative firms[J]. Annals of Finance, 2011, 7(2): 267-283.
- [22] Coles J L, Daniel N D, Naveen L. Managerial incentives and risk-taking[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 431-468.
- [23] Conyon M J, He L R. Executive compensation in China[R]. Working Paper, 2010.
- [24] Cullmann A, Schmidt-Ehmcke J, Zloczynski P. Innovation, R&D efficiency and the impact of the regulatory environment: A two-stage semi-parametric DEA approach[R]. DIW Berlin Discussion Paper No. 883, 2009.
- [25] Dong J, Gou Y N. Corporate governance structure, managerial discretion, and the R&D investment in China[J]. International Review of Economics & Finance, 2010, 19(2): 180-188.
- [26] Duch-Brown N, Fonfria A, Trujillo-Baute E. Market structure and technical efficiency of Spanish defense contractors[J]. Defence and Peace Economics, 2014, 25(1): 23-38.
- [27] Fama E F, Jensen M C. Agency problems and residual claims[J]. The Journal of Law and Economics, 1983, 26(2): 327-349.
- [28] Fu X L. How does openness affect the importance of incentives for innovation?[J]. Research Policy, 2012, 41(3): 512-523.
- [29] Hu J L, Yang C H, Chen C P. R&D efficiency and the national innovation system: An international comparison using the distance function approach[J]. Bulletin of Economic Research, 2014, 66(1): 55-71.
- [30] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [31] Leibenstein H. Allocative efficiency vs. "X-efficiency"[J]. The American Economic Review, 1966, 56(3): 392-415.
- [32] Low A. Managerial risk-taking behavior and equity-based compensation[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92(3): 470-490.
- [33] Maietta O W, Sena V. Financial constraints and technical efficiency: Some empirical evidence for Italian producers' cooperatives[J]. Annals of Public and Cooperative Economics, 2010, 81(1): 21-38.
- [34] Malva A D, Santarelli E. Intellectual property rights, distance to the frontier and R&D: Evidence from microdata[J]. Eurasian Business Review, 2016, 6(1): 1-24.
- [35] Modigliani F, Miller M H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment[J]. The American Economic Review, 1958, 48(3): 261-297.
- [36] Silva F, Carreira C. Do financial constraints threaten the innovation process? Evidence from Portuguese firms[J]. Economics of Innovation and New Technology, 2012, 21(8): 701-736.
- [37] Thomas V J, Sharma S, Jain S K. Using patents and publications to assess R&D efficiency in the states of the USA[J]. World

- Patent Information, 2011, 33(1): 4–10.
- [38]Tien C, Chen C N. Myth or reality? Assessing the moderating role of CEO compensation on the momentum of innovation in R&D[J]. *The International Journal of Human Resource Management*, 2012, 23(13): 2763–2784.
- [39]Wang E C. R&D efficiency and economic performance: A cross-country analysis using the stochastic frontier approach[J]. *Journal of Policy Modeling*, 2007, 29(2): 345–360.
- [40]Wang H J. A stochastic frontier analysis of financing constraints on investment: The case of financial liberalization in Taiwan[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2003, 21(3): 406–419.
- [41]Williamson O E. *The economics of discretionary behavior: Managerial objectives in a theory of the firm*[M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1964.

Research on the Impact of Managerial Incentives on Firm R&D Efficiency from the Perspective of Financing Constraints

Lei Peng¹, Liang Tongying², Chen Xiude³

(1. *College of Tourism and Hotel Management, Wuhan Business University, Wuhan 430056, China*; 2. *School of Business Administration, South China University of Technology, Guangzhou 510640, China*; 3. *School of Management, Guangdong University of Technology, Guangzhou 510520, China*)

Abstract: As for the relationship between managerial incentives and firm R&D, there has been a divergence of current research conclusions. With constant deepening of the research, the importance of financing constraints in the relationship between managerial incentives and firm R&D has also gradually been recognized by the academia. In order to define the effect of financing constraints on the relationship between managerial incentives and firm R&D efficiency, based on the data of industrial listed companies from 2009 to 2013 in China, this paper uses stochastic frontier model to analyze the influence of managerial incentives on firm R&D efficiency, and finds that the monetary compensation incentives for the management are beneficial to the improvement of firm R&D efficiency level, and when equity incentives for the management are carried out, firms should give the best stake to the management according to their own actual situations, in order to avoid low firm R&D efficiency resulting from the lack of equity incentives or too large equity incentives. At the same time, taking the reality of financing constraints the firms suffer into account, it finds that financing constraints inhibit the positive role of monetary compensation incentives in firm R&D efficiency to some extent; on the contrary, it can improve the governance effect of equity incentives on firm R&D innovation. This paper not only enriches the related research results about corporate governance and innovation management, but also provides the empirical evidence for the reasonable design of management compensation contracts to improve firm R&D efficiency.

Key words: financing constraint; managerial incentive; firm R&D efficiency; SFA

(责任编辑: 度 生)