财政激励、投资战略与公司价值

刘 振1.黄丹华1.刘 博2

(1. 郑州航空工业管理学院 商学院,郑州 450046; 2. 郑州升达经贸管理学院,郑州 450046)

摘 要:基于政府规制理论、投资战略理论和价值创造理论,以中国A股上市公司为样本,探讨了财政激励、投资战略与公司价值之间的路径关系,并提出一个有调节的中介效应模型,对高管薪酬激励在"财政激励→投资战略→公司价值"路径中的调节作用进行检验。实证结果显示:①财政激励能够同时促进企业创新投资和规模投资,创新投资对公司价值具有创造作用,而规模投资对公司价值具有毁损作用;②高管货币薪酬激励能够增强财政激励对创新投资的促进作用,进而增强对企业价值的"创造效应";高管股权薪酬激励能够遏制财政激励对规模投资的促进作用,进而削弱对企业价值的毁损效应。

关键词:财政激励;创新投资战略;规模投资战略;公司价值;高管薪酬

中图分类号:F275.5 文献标志码:A 文章编号:1002-980X(2021)01-0128-10

一、引言

"去产能"和"促创新"是当前中国政府推行供给侧结构性改革的首要任务。从微观经济层面来看,"产能过剩"和"创新不足"根源于企业规模投资过度和创新投资不足。作为供给侧结构性改革政策工具的财政激励政策,能否激励企业投资战略调整,对实现国家"创新驱动"战略与企业"价值最大化"目标具有重要意义。财政激励是世界各国政府运用"看得见的手"配置资源的主要政策工具,其对企业投资和公司价值的影响关系一直是学术界关注和争论的热点问题。从财政激励对企业规模投资的影响来看,部分学者认为财政激励导致企业规模扩张、过度投资和产能过剩(朱希伟等,2017),与之相反,齐鹰飞和赵旭霞(2015)研究发现财政激励能够提高产能利用率。从财政激励对企业创新投资的影响来看,Carboni(2011)、陈玲和杨文辉(2016)研究发现财政激励对企业创新投资具有"挤入效应",但李传宪和干胜道(2013)的研究发现,财政激励对企业创新投资具有"挤出效应"。从财政激励对公司价值的影响来看,Lee et al(2014)研究发现财政激励能够提升公司价值,而 Osati 和 Hamidian(2015)实证研究结果表明取消财政激励对水泥行业产生负面影响,但对汽车行业产生积极影响。虽然现有关于财政激励、企业投资与公司价值之间关系的研究成果比较丰富,但尚无研究探讨财政激励如何影响企业投资战略,以及不同投资战略如何影响企业价值,即现有文献在分析财政激励与公司价值关系时,忽视了两者之间投资战略的中介作用;此外,在代理问题凸显的现代公司,现有文献在分析财政激励对企业投资与公司价值的影响关系时,忽视了人的行为作用,尤其是忽略了高管薪酬激励在其中发挥的重要作用。

基于此,本文在财政激励与公司价值之间嵌入投资战略中介变量,构建"财政激励→投资战略(创新投资战略和规模投资战略)→公司价值"的逻辑分析框架,探讨三者之间的路径影响关系以及在高管薪酬(货币薪酬和股权薪酬)对这一路径关系的调节作用。本文的边际贡献主要体现在两个方面:一是在分析视角上,从创新投资战略和规模投资战略两个维度,探讨了财政激励如何影响企业的投资战略,以及不同投资战略如何影响公司价值的中介效应关系,揭示了财政激励影响企业价值的内在作用机制,打开了财政激励与企业价值之间的"黑箱";二是在分析框架上,将高管薪酬、财政激励、投资战略和公司价值纳入同一分析框架,揭示了

收稿日期:2020-02-12

基金项目:国家自然科学基金"军民科技资源共享的价值共创模式及实现机制研究"(71974175);国家社会科学基金"高管薪酬契约设计、研发配置优化与公司价值创造"(13BGL051);教育部人文社科一般项目"财税政策协同、创新资源配置与公司价值创造研究"(19YJA630048);航空科学基金"促进中航工业自主创新的动力机制与影响路径研究"(2018ZG55025)

作者简介: 刘振,博士,郑州航空工业管理学院教授,研究方向:公司治理与企业创新;黄丹华,硕士研究生,郑州航空工业管理学院,研究方向:公司治理与企业创新;刘博,郑州升达经济贸易管理学院讲师,硕士研究生,研究方向:公司治理与企业创新。

高管薪酬如何通过影响财政激励对企业投资战略的调整来间接地影响公司价值,为高管薪酬的激励效应提供了新的证据。

二、理论分析与研究假设

(一)财政激励、创新投资战略与公司价值

资源获取观认为财政激励能够直接补充企业稀缺的创新资源(Bruce,2002),弥补"内源融资缺口"(刘振,2011),缓解融资约束(Brown et al,2012),减轻研发资金压力(姜宁和黄万,2010)。信号传递理论认为企业获得财政激励向外部资金供给者传递一种利好投资的信号,帮助企业获取创新资源(Kleer,2010),引导更多外部资源流入企业(高艳慧,2012),有效缓解企业外源融资难题(Meuleman 和 Maeseneire,2012),对企业创新具有显著的促进作用(解维敏等,2009)。风险分担理论认为由于创新投资战略具有高风险性,财政激励不仅能够降低企业创新成本(Duguet,2004),而且能够分散企业的创新风险(Hussinger,2010)。基于资源获取观、信号传递理论和风险分担理论,财政激励对企业创新投资具有促进作用。

创新理论认为创新投资主要通过增加企业新产品和改善企业工艺流程,提升企业技术创新能力(Tsai, 2004)。企业资源理论认为,创新投资所创造的无形资产,以及创新过程所积累的创新经验和培养的研发能力等,是企业的异质性资源(Grant,1991),竞争优势理论认为拥有稀缺的、难以模仿的和无法替代的异质性资源能够持续提升企业的竞争优势(Barney,1991),进而提升企业的获利能力(Calantone et al, 2002)。基于创新理论、资源理论和竞争优势理论,企业创新投资对公司价值具有"创造效应"。基于上述分析,本文提出以下假设:

在其他变量控制的条件下,财政激励对企业创新投资战略具有促进作用(H1a);

在其他变量控制的条件下,创新投资战略对公司价值具有创造作用(H1b);

在其他变量控制的条件下,财政激励通过创新投资战略中介对公司价值具有间接的创造作用(H1c)。

(二)财政激励、规模投资战略与公司价值

政治晋升锦标赛理论认为地方政府官员可能会利用财政激励等政策工具,刺激企业规模扩张,拉动地方GDP增长,通过经济竞赛获取政治晋升,导致企业投资过度和产能过剩,进而损毁公司价值。政府官员面临GDP、就业和税收等政治晋升压力时,倾向于对企业投资行为进行干预(黄俊和李增泉,2014)。在政策激励的信号作用下,企业投资呈现"潮涌现象"(林毅夫等,2010)和"羊群效应"(Banerjee,1992),地区补贴性竞争将会刺激各地政府进行重复投资(寇宗来等,2017),导致产能过剩,韩国高等(2011)实证研究发现,固定资产投资是产能过剩的直接原因。所以为实现"政治晋升"目标,政府官员存在利用财政激励工具刺激企业规模扩张的动机,导致企业投资过度和产能过剩,进而损毁公司价值。

代理理论认为企业规模扩张能够使经理人获得更多的货币或非货币收益,当企业获得财政激励时,企业经理人存在增加规模投资,建造企业帝国的冲动,导致投资过度,毁损公司价值。在"两权分离"为典型特征的现代公司,在信息不对称条件下,经理人存在牺牲股东利益,实现自身利益最大化的机会主义行为(Jensen和 Meckling,1976),当企业获得财政激励后,通过规模投资建造企业帝国(Jensen,2001),庞大企业"帝国"的建造使经理人能够拥有更多的可控资源(Murphy,1985),企业规模扩张越快,经理人晋升的机会就越多。Conyon和Murphy(2010)研究发现经理人所追求的地位、权力、薪酬、特权和升迁等均与公司规模成正比。甚至导致企业投资净现值为负的项目(Shleifer和 Vishny,1989),进而毁损公司价值。基于政治晋升锦标赛理论和代理理论,财政激励将会诱发企业增加规模投资,企业规模扩张导致产能过剩,进而毁损公司价值。基于上述分析,本文提出以下假设:

在其他变量控制的条件下,财政激励对企业规模投资战略具有促进作用(H2a);

在其他变量控制的条件下,规模投资战略对公司价值具有毁损作用(H2b);

在其他变量控制的条件下,财政激励通过规模投资战略中介对公司价值具有间接的毁损作用(H2c)。

(三)高管薪酬的调节作用

高管薪酬经常作为激励经理人的重要治理工具,主要包括货币薪酬和股权薪酬。

技术经济 第 40 卷 第 1 期

(1)高管货币薪酬的调节作用。货币薪酬对高管行为的影响是短期激励还是长期激励?一直是学术界争论的焦点。支持短期激励观点的学者认为货币薪酬是激励管理者短期行为的工具。为获取更多的货币薪酬,经理人能够通过操纵投资战略——遏制创新投资战略和促进规模投资战略,获取更多的货币薪酬。货币薪酬容易诱导经理人更多地关注提高企业的短期业绩,而放弃创新投资战略带来的长期高收益(Tosi et al, 2000),但是支持长期激励观点的学者认为货币薪酬具有激励管理者长期行为的作用。国内部分学者认为目前在中国大多数企业,货币薪酬仍然是经理人最主要的激励方式,股权薪酬激励方式并不普遍,货币薪酬能够激励经理人增加企业创新投资(罗正英等,2014)。基于上述分析,本文提出以下备择假设:

在其他变量控制的条件下,高管货币薪酬对财政激励与创新投资战略之间关系具有正向调节作用,对财政激励与规模投资战略之间关系具有负向调节作用或调节作用不显著(H3a);

在其他变量控制的条件下,高管货币薪酬对财政激励与规模投资战略之间关系具有正向调节作用,对财政激励与创新投资战略之间关系具有负向调节作用或调节作用不显著(H3b)。

(2)高管股权薪酬的调节作用。利益趋同假说认为,股权激励使公司高管拥有企业股权。戴上"金手铐"的公司高管能够与股东结成利益联盟(Mehran,1992),为了获得更多的报酬,集管理者和所有者于一身的公司经理人,更容易从事高风险的投资项目,增加创新投资(Zahra,2000)。但是堑壕效应假说认为,随着高管

持股比例的不断增加,高管对公司的控制 权不断增强,为获取更多私利,使公司高 管 倾 向 于 掏 空 公 司 (Fama 和 Jensen, 1983),侵占公司利益,导致公司投资资源 错配,降低创新投资,或增加规模投资。 基于上述分析,本文提出以下备择假设:

在其他变量控制的条件下,高管股权 薪酬对财政激励与创新投资战略之间关 系具有正向调节作用,对财政激励与规模 投资战略之间关系具有负向调节作用或 调节作用不显著(H4a);

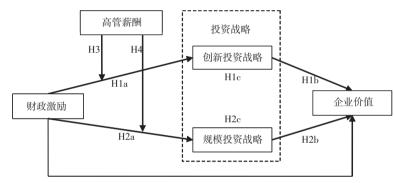


图1 理论模型

在其他变量控制的条件下,高管股权薪酬对财政激励与规模投资战略之间关系具有正向调节作用,对财政激励与创新投资战略之间关系具有负向调节作用或调节作用不显著(H4b)。

基于上述假设,本文构建如下理论模型,如图1所示。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2007—2017年深沪A股上市公司为样本,并对研究样本进行了筛选,样本筛选步骤如下:首先,剔除金融类企业;其次,剔除公司年报附注中没有披露R&D支出数据的上市公司;然后,鉴于ST和*ST企业经营活动和财务活动可能会出现异常变动,剔除上市公司中的ST和*ST公司,以及数据缺失的上市公司;最后,对于连续变量,运用箱线图探测其是否存在异常值,对于出现异常值的变量,运用Winsorize进行缩尾处理。数据主要来源于CSMAR数据库、RESSET数据库和WIND数据库,以及中国证监会所指定的网站,并抽取部分样本数据与上市公司年报进行核对,对错误数据进行了修正,最后获取总样本8319个。

(二)模型设计

为检验财政激励对企业价值影响的总效应,以及投资战略的中介效应,借鉴 Baron 和 Kenny(1986)的中介效应检验流程的思路,采用层次回归法,构建模型(1)~模型(3):

$$TobinQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 F_inc_{i,t} + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i Control_{i,t} + Ind_{i,t} + Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 F_{inc_{i,t}} + \sum_{i=2}^{11} \beta_i Control_{i,t} + Ind_{i,t} + Year_{i,t} + \eta_{i,t}$$
 (2)

$$TobinQ_{i,t} = \chi_0 + \chi_1 F_{-inc_{i,t}} + \chi_2 Invest_{i,t} + \sum_{i=3}^{12} \chi_i Control_{i,t} + Ind_{i,t} + Year_{i,t} + \nu_{i,t}$$
(3)

其中: F_{inc} 表示财政激励;TobinQ表示企业价值;Invest表示企业投资战略,实证检验时分别代入创新投资战略(Inn_{stra})和规模投资战略(S_{stra});Control表示控制变量,包括公司规模(Asset)、公司年龄(Age)、资本结构(Lev)、资产报酬率(Roa)、股权集中度(SC)、董事会规模(S_{sor})、董事会结构(S_{sor})、两职兼任(S_{sor})、营商环境(S_{sor})、市场化指数(S_{sor});Ind表示行业虚拟变量;Year表示年度虚拟变量; S_{sor} 0、 S_{sor} 0 S_{sor} 0

中介效应检验步骤如下:首先,检验模型(1)中财政激励对企业价值的影响,若 α_1 不显著,则说明中介效应成立基础不存在,停止检验;其次,若 α_1 显著,进一步检验模型(2)中的 β_1 ,即解释变量财政激励是否对中介变量投资战略产生影响;最后,若 β_1 显著,同时检验 β_1 和 β_2 ,若检验 β_3 和不显著, β_4 显著,表明存在完全中介效应;若二者均显著,则存在部分中介效应;若 β_3 、显著, β_4 、不显著,说明不存在中介效应。

为检验高管薪酬(货币薪酬和股权薪酬)的调节作用,在模型(2)的基础上,引入高管薪酬及其与财政激励的交互项,构建模型(4):

$$Invest_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 F_{inc_{i,t}} + \phi_2 EM_{i,t} + \phi_3 F_{inc_{i,t}} \times EM_{i,t} + \sum_{i=4}^{13} \phi_i Control_{i,t} + Ind_{i,t} + Year_{i,t} + \zeta_{i,t}$$
 (4)

其中:EM表示高管薪酬,实证时分别代入高管货币薪酬(EP)和高管股权薪酬(ES); φ_0 表示截距项; $\varphi_1 \sim \varphi_i$ 表示回归系数; ζ 表示随机扰动项。调节效应假设成立与否,需关注 φ_3 的显著性。

(三)变量测度

(1)被解释变量:企业价值。采用 James TobinQ 在 1969 年提出的 TobinQ 比率作为替代变量,该指标以市场为基础,综合考虑了企业的市场价值与重置成本,能够较为准确的衡量企业价值,已被国内外学者广泛认可与采用(邵帅和吕长江,2015),其计算方式为

TobinQ = 企业的市场价值/资产重置成本=(股权的市场价值+负债的账面价值)/总资产的账面价值。

- (2)解释变量:财政激励。借鉴康志勇(2013)的变量设计,采用财政资助占营业收入的比例进行衡量。
- (3)中介变量:投资战略。企业投资战略主要包括创新投资战略与规模投资战略,因此本文从这两个维度进行探讨。其中,由于研发强度的变化能够反映企业创新投资战略的变化,故本文借鉴佟爱琴和陈蔚(2016)的变量设计思路,以研发强度(研发支出占营业收入的比例)来衡量企业创新投资战略。同样,规模强度的变化能够反映企业规模投资战略的变化,故本文借鉴韩国高等(2011)的变量设计思路,采用规模强度

(固定资产、在建工程和工程物资三者本期增加额之和占本期资产总额的比例)来衡量企业规模投资战略。

(4)调节变量:高管薪酬。高管股权薪酬,借鉴徐宁和徐向艺(2013)的研究,采用高管持股比例作为高管股权薪酬的代理变量。高管货币薪酬,借鉴潘红波和余明桂(2014)的研究,采用当期高管前3名薪酬总额的自然对数作为高管货币薪酬的代理变量。

(5)控制变量:参考邵帅和吕长江(2015)、佟爱琴和陈蔚(2016)相关研究,本文控制变量主要包括公司规模(Asset)、公司年龄(Age)、资本结构(Lev)、资产报酬率(Roa)、股权集中度(SC)、董事会规模(S_bor)、董事会结构(S_dir)、两职兼任(Duty)、营商环境(BE)和市场化指数(Mar),此外,本文还控制了年度变量和行业变量,各变量的具体释义见表1。

表1 变量名称、符号和定义

类型	名称	符号	定义		
被解释变量	公司价值	TobinQ	用托宾 Q 值表示, (股权市值+债务账面价值)/期末资产总额		
	创新投资战略	Inn_stra	研发支出/总资产		
中介变量	规模投资战略	S_stra	(固定资产增加额+在建工程增加额+ 工程物资增加额)/期末资产总额		
解释变量	财政激励	F_inc	财政资助/营业收入		
调节变量	高管股权薪酬	ES	高管持股数量/期末总股数		
炯 17 发里	高管货币薪酬	EP	高管前3名薪酬总和的自然对数		
	公司规模	Asset	期末资产总额的自然对数		
	公司年龄	Age	公司成立年数的自然对数		
	资本结构	Lev	期末负债总额/期末资产总额		
	资产报酬率	Roa	(利润总额+财务费用)/平均总资产		
	股权集中度	SC	第一大股东持股比例		
控制变量	董事会规模	S_bor	董事会人数的自然对数		
控制发里	董事会结构	S_dir	独立董事/董事会总人数		
	两职兼任	Duty	同时兼任董事长与CEO		
	营商环境	BE	营商环境指数		
	市场化指数	Mar	市场化程度指数		
	行业虚拟变量	Ind	公司属于j行业,赋值为1,否则,赋值为0		
	年度虚拟变量	Year	公司在 k年,赋值为 1,否则,赋值为 0		

技术经济 第40卷 第1期

四、实证结果分析

(一)描述性统计分析

表2为主要变量的描述性统计分析结果。从表2可知,企业价值的均值为2.405,平均来看中国上市公司具有相对较高的价值创造能力,但其标准差为1.992,最小值为0.083,最大值为11.693,表明不同企业的价值创造能力存在较大的个体异质性。财政激励的平均值为0.011,标准差为0.015,最小值仅为0,最大值为0.095,表明不同企业获取的财政资助存在较大差异。规模投资战略的均值为0.037,大于创新投资战略的均值0.021,表明与创新投资相比,中国上市公司更偏好于规模扩张。高管货币薪酬激励的均值(4.936)与中位数(4.926)较为相近,表明样本分布均匀;股权薪酬激励的均值为0.080,标准差为0.134,表明中国上市公司中高管持股比例偏低,且不同企业高管持股比例存在较大差异。

变量	均值	标准差	最小值	1/4 位数	中位数	3/4位数	最大值	VIF
TobinQ	2.405	1.992	0.083	1.092	1.836	3.079	11.693	-
F_inc	0.011	0.015	0.000	0.003	0.006	0.013	0.095	1.09
S_stra	0.037	0.055	-0.062	0.000	0.023	0.060	0.211	1.06
Inn_stra	0.021	0.018	0.000	0.009	0.018	0.028	0.100	1.15
EP	4.936	0.657	3.219	4.511	4.926	5.350	6.589	1.38
ES	0.080	0.134	0.000	0.000	0.003	0.098	0.429	1.57
Asset	7.729	1.193	3.178	6.899	7.607	8.429	13.165	1.75
Age	3.088	0.205	2.485	2.944	3.091	3.258	3.664	1.10
Lev	0.395	0.205	0.008	0.229	0.382	0.547	0.975	1.57
Roa	0.064	0.059	-0.173	0.032	0.057	0.092	0.288	1.22
SC	0.354	0.145	0.022	0.241	0.338	0.451	0.759	1.11
S_dir	0.371	0.052	0.300	0.333	0.333	0.429	0.571	1.37
S_bor	2.261	0.169	1.792	2.197	2.303	2.303	2.773	1.48
Duty	0.281	0.449	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.38
BE	3.147	0.191	2.750	3.050	3.110	3.170	3.920	1.37
Mar	8.062	1.665	2.870	6.840	8.310	9.497	11.710	1.49
平均 VIF	_	_	_	_	_	_	_	1.34

表 2 描述性统计

(二)相关性分析

表 3 为主要变量的相关系数。由表 3 可知,财政激励与企业价值显著正相关(β =0.148,p<0.01),与创新投资战略显著正相关(β =0.118,p<0.01),与规模投资战略正相关(β =0.040,p<0.01);企业价值与创新投资战略显著正相关(β =0.301,p<0.01),与规模投资战略显著负相关(β =0.025,p<0.05),初步验证了 H1a、H1b、H1c、H2a、H2b和 H2c,为创新投资战略的中介效应以及规模投资战略的遮掩效应检验提供了初步的判断依据。此外,所有变量两两之间相关系数均小于 0.5,且方差膨胀因子(VIF)分析结果显示(表 2),单个变量的方差膨胀因子介于 1.06~1.75,远小于 10,所有变量的方差膨胀因子的均值为 1.34,小于 2,基本说明变量间不存在严重的多重共线性问题。

变量	TobinQ	F_inc	S_stra	Inn_stra	EP	ES	Asset	Age	Lev	Roa	SC	S_dir	S_bor	Duty	BE	Mar
TobinQ	1															
F_inc	0.148***	1														
S_stra	-0.025**	0.040***	1													
Inn_stra	0.301***	0.118***	-0.021*	1												
EP	-0.018	-0.062***	-0.035***	0.111***	1											
ES	0.232***	0.069***	0.120***	0.173***	-0.098***	1										
Asset	-0.390***	-0.214***	-0.031***	-0.095***	0.371***	-0.306***	1									
Age	-0.111***	-0.037***	-0.093***	-0.078***	0.094***	-0.194***	0.100***	1								
Lev	-0.458***	-0.164***	-0.056***	-0.252***	0.088***	-0.310***	0.486***	0.162***	1							
Roa	0.300***	-0.073***	0.144***	0.145***	0.233***	0.095***	0.027**	-0.01	-0.255***	1						
SC	-0.085***	-0.118***	0.040***	-0.099***	0.002	-0.093***	0.205***	-0.134***	0.104***	0.037***	1					
S_dir	0.058***	0.017	-0.015	0.030***	0.014	0.120***	0.014	-0.084***	-0.021*	-0.019*	0.078***	1				
S_bor	-0.199***	-0.064***	0.005	-0.094***	0.110***	-0.189***	0.250***	0.111***	0.193***	0.003	-0.01	-0.489***	1			
Duty	0.136***	0.058***	0.082***	0.101***	-0.013	0.510***	-0.179***	-0.090***	-0.167***	0.046***	-0.032***	0.114***	-0.180***	1		
BE	0.005	-0.037***	-0.057***	-0.007	0.192***	0.007	0.058***	-0.001	0.009	0.056***	0.006	0.009	-0.013	0.023**	1	
Mar	0.147***	-0.051***	-0.070***	0.144***	0.241***	0.133***	-0.048***	0.009	-0.088***	0.053***	-0.007	0.036***	-0.111***	0.116***	0.499***	1
33- 8	*===	나는 나는 지기	. 100/ **	*====	kh -k 77	. 5 ct *** d		바라자	1.01	•				•		

表3 相关性分析

注:*表示显著性水平p < 10%;**表示显著性水平p < 5%;***表示显著性水平p < 1%。

(三)假设检验

1. 主效应与中介效应检验

根据 Baron 和 Kenny(1986)的检验步骤,运用多元回归方法来验证投资战略在财政激励与企业价值之间关系的中介效应,回归结果见表 4。表 4第(1)~第(3)列检验在财政激励与企业价值关系中,创新投资战略的中介效应。从表 4可知,第(1)列中,财政激励的回归系数显著为正(β =7.093,p<0.01),说明财政激励有助于企业价值提升;第(2)列中,财政激励的回归系数显著为正(β =0.079,p<0.01),说明财政激励对企业创新投资战略具有促进作用,H1a得到验证;第(3)列,同时加入解释变量财政激励与中介变量创新投资战略后,创新投资战略的回归系数显著为正(β =17.023,p<0.01),说明创新投资战略具有"价值创造效应",H1b得到验证,此外,财政激励的回归系数仍显著为正,但较第(1)列有所下降(β 由 7.093降低到 5.742),表明创新投资战略在财政激励与企业价值间起部分中介作用。进一步地,sobel检验结果(Z=23.17,p<0.01)表明财政激励通过创新投资战略对公司价值具有间接的正向影响关系,H1c得到验证。

表 4 第 (1)、第 (4) 和第 (5) 列检验在财政激励与企业价值关系中,规模投资战略的遮掩效应。从表 4 可知,第 (1) 列中财政激励的回归系数显著为正 (β =7.093,p < 0.01);第 (4) 列中财政激励的回归系数显著为正 (β =0.173,p < 0.01),说明财政激励对企业规模投资战略具有促进作用,H2a 得到验证;第 (5) 列中,同时加入解释变量财政激励与中介变量规模投资战略后,规模投资战略的回归系数显著为负 (β =-1.013,p < 0.01),说明规模投资战略具有"价值毁损效应",H2b 得到验证,此外,财政激励的回归系数仍显著为正,但较第 (1) 列有所上升 (β 由 7.093上升到 7.268),表明规模投资战略在财政激励与企业价值间起部分遮掩作用。进一步地,sobel 检验结果 (Z=-2.275,p < 0.05)也表明财政激励通过规模投资战略对公司价值具有间接的负向影响,H2c 得到验证。

	T				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
又里	TobinQ	Inn_stra	TobinQ	S_stra	TobinQ
F_inc	7.093***(6.57)	0.079***(6.68)	5.742***(5.40)	0.173***(4.24)	7.268***(6.73)
Inn_stra	_	_	17.023***(17.36)	_	_
S_stra	_	_	_	_	-1.013***(-3.49)
Asset	-0.454***(-27.14)	0.001***(6.93)	-0.476***(-28.87)	-0.000(-0.27)	-0.454***(-27.17)
Age	-0.164**(-2.09)	-0.004***(-4.30)	-0.101(-1.31)	-0.023***(-7.85)	-0.188**(-2.39)
Lev	-2.144***(-22.02)	-0.011***(-10.44)	-1.953***(-20.29)	0.009**(2.46)	-2.135***(-21.93)
Roa	8.909***(31.80)	0.027***(8.64)	8.455***(30.59)	0.131***(12.31)	9.041***(32.01)
SC	0.319***(2.84)	-0.006***(-5.15)	0.428***(3.86)	0.007(1.62)	0.326***(2.90)
S_dir	0.886**(2.57)	-0.004(-1.15)	0.960***(2.83)	-0.019(-1.45)	0.866**(2.51)
S_bor	-0.388***(-3.49)	-0.003**(-2.58)	-0.335***(-3.06)	0.001(0.28)	-0.387***(-3.48)
Duty	0.063*(1.77)	0.001(1.54)	0.053(1.51)	0.009***(6.46)	0.072**(2.01)
BE	0.073(0.30)	-0.012***(-4.49)	0.277(1.16)	-0.028***(-3.07)	0.044(0.18)
Mar	-0.006(-0.39)	0.002***(11.22)	-0.041**(-2.52)	0.001*(1.79)	-0.005(-0.32)
行业变量	是	是	是	是	是
年度变量	是	是	是	是	是
_cons	7.605***(10.09)	0.042***(5.02)	6.896***(9.30)	0.167***(5.87)	7.775***(10.30)
N	8319	8319	8319	8319	8319
adj. R ²	0.505	0.234	0.523	0.078	0.506
F	237.175	71.450	247.277	20.630	231.406

表4 中介效应检验

注:括号内为t值;*表示显著性水平p<10%;**表示显著性水平p<5%;***表示显著性水平p<1%。

2. 调节效应检验

为能够对调节效应模型的回归系数进行更好的解释,表 5 第(1)~第(4)回归时先对财政激励(F_{inc})、高管货币薪酬(EP)、高管股权薪酬(ES)进行中心化处理;然后,将创新投资战略和规模投资战略设为被解释变量,接着,分别纳入自变量、调节变量、自变量与调节变量的交互项,最后纳入控制变量,回归结果见表 5。第(1)列中,财政激励与高管货币薪酬交互项的回归系数显著为正(β =0.126,p<0.01),第(2)列中,财政激励与高管股权薪酬交互项的回归系数也显著为正(β =0.162,p<0.1),说明高管股权薪酬和货币薪酬均对财政激励与创新投资战略之间关系均具有正向调节作用;第(3)列中,财政激励与高管货币薪酬交互项的回归系数为正,但不显著(β =0.095,p>0.1);第(4)列中,财政激励与高管股权薪酬交互项的回归系数显著为负(β =-0.622,p<0.5),说明高管股权薪酬对财政激励与规模投资战略之间的关系具有抑制作用,而高管货币薪酬对二者关系调节作用不显著。综上可知,H3a和 H4a得到验证。在财政资助对创新投资战略和规模投资战略的影响关系中,高管货币薪酬主要发挥了长期激励作用;高管股权薪酬具有利益趋同效应,不存在堑壕效应。

技术经济 第40卷 第1期

表 5	讷	P	效	应	检	验
		(0	1			

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
文里	Inn_stra	Inn_stra	S_stra	S_stra
F_inc	0.087***(7.29)	0.081***(6.80)	0.184***(4.45)	0.178***(4.36)
EP	0.003***(10.68)	_	-0.001(-0.68)	_
$F_inc \times EP$	0.126***(6.78)	_	0.095(1.47)	_
ES	_	0.006***(3.61)	_	0.039***(7.11)
$F_inc \times ES$	_	0.162*(1.82)	_	-0.622**(-2.04)
Asset	0.001***(3.10)	0.001***(7.30)	-0.000(-0.01)	0.000(0.73)
Age	-0.004***(-4.90)	-0.003***(-3.74)	-0.023***(-7.77)	-0.021***(-6.87)
Lev	-0.010***(-9.74)	-0.011***(-9.92)	0.009**(2.47)	0.011***(3.07)
Roa	0.019***(6.08)	0.026***(8.47)	0.133***(12.15)	0.126***(11.94)
SC	-0.005***(-4.37)	-0.006***(-4.95)	0.007(1.59)	0.009**(2.18)
S_dir	-0.006*(-1.68)	-0.005(-1.33)	-0.019(-1.44)	-0.026*(-1.96)
S_bor	-0.004***(-3.46)	-0.003**(-2.54)	0.001(0.32)	0.001(0.28)
Duty	0.000(1.22)	-0.000(-0.36)	0.009***(6.47)	0.004***(2.62)
BE	-0.013***(-5.08)	-0.012***(-4.43)	-0.028***(-3.04)	-0.025***(-2.75)
Mar	0.002***(10.36)	0.002***(10.97)	0.001*(1.85)	0.001(1.13)
行业变量	是	是	是	是
年度变量	是	是	是	是
_cons	0.060***(7.11)	0.041***(4.90)	0.165***(5.69)	0.155***(5.42)
N	8319	8319	8319	8319
adj. R²	0.248	0.235	0.078	0.084
F	73.061	68.268	19.616	21.063

注:括号内为t统计值;*表示显著性水平p<10%;**表示显著性水平p<5%;***表示显著性水平p<1%。

为直观地呈现高管薪酬(包括股权激励与货币薪酬激励)的调节效应,本文以高管薪酬均值加减一个标准差作为分组标准,将样本分成高管薪酬高组和高管薪酬低组,绘制调节效应图(图2~图4)。从图2可知,高管股权薪酬高组的虚线斜率大于高管股权薪酬低组的实线斜率,说明高管股权薪酬能增强财政激励对创新投资战略的促进作用;同理,图3表明,高管股权薪酬会抑制财政激励对规模投资战略的促进作用;图4表明,高管货币薪酬会增强财政激励对创新投资战略的促进作用。鉴于高管货币薪酬对财政激励与规模投资战略关系的调节作用不显著,故未绘制其调节效应图。

3. 有调节的中介效应检验

上文结果表明,高管薪酬(货币薪酬与股权薪酬)能够调节"财政激励→投资战略→企业价值"的前半路径,但其是否能调节整条路径,提升企业价值?为探讨财政激励与企业价值的深层作用机理,参考 Hayes(2015)的研究,运用 SPSS PROCESS 宏程序对有调节的中介效应进行检验,结果见表6。由表6可知,在高管货币薪酬低时,财政激励通过创新投资战略对企业价值的影响较弱(估计值0.375,下限=-0.316,上限=1.077),而在高管货币薪酬高时,财政激励通过创新投资战略对企业价值的影响较强(估计值4.457,下限=3.084,上限=5.970),且在高管货币薪酬高和低时,中介效应值的差异为4.083,在95%水平置信区间为[2.483,5.827],不包括0,说明高管货币薪酬正向调节了"财政激励→创新投资战略→企业价值"这一路径,即高管货币薪酬越高,财政激励通过创新投资战略对企业价值的"创造效应"越大,有中介的调节作用成立。同理可知,高管股权薪酬对"财政激励→创新投资战略→企业价值"这一路径的调节作用

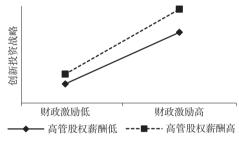


图 2 不同股权薪酬激励下财政激励与创新投资 战略的关系

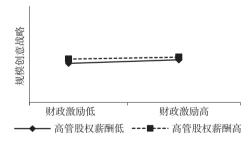


图3 不同股权薪酬激励下财政激励与规模投资 战略的关系

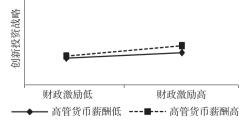


图 4 不同货币薪酬激励下财政激励与创新投资 战略的关系

不显著,有中介的调节作用不成立;高管货币薪酬对"财政激励→规模投资战略→企业价值"这一路径的调节作用不显著,有中介的调节作用不成立;高管股权薪酬负向调节了"财政激励→规模投资战略→企业价值"这一路径,即高管股权薪酬越高,财政激励通过规模投资战略对企业价值的"毁损效应"越小,有中介的调节作用成立。

中介变量	用世亦具	から具を粉	45. VR: 2F	95% 置信区间		
中介发重	调节变量	效应量系数	标准误	下限	上限	
	高管货币薪酬低值(-SD)	0.375	0.357	-0.316	1.077	
	高管货币薪酬高值(+SD)	4.457	0.744	3.084	5.970	
创新投资战略	高一低组间差异	4.083	0.860	2.483	5.827	
包新仅页以哈	高管股权薪酬低值(-SD)	1.875	0.379	1.192	2.679	
	高管股权薪酬高值(+SD)	2.801	0.533	1.851	3.894	
	高一低组间差异	0.926	0.547	-0.096	2.070	
	高管货币薪酬低值(-SD)	-0.148	0.120	-0.412	0.067	
	高管货币薪酬高值(+SD)	-0.261	0.138	-0.555	-0.014	
规模投资战略	高一低组间差异	-0.113	0.179	-0.480	0.239	
况快1又贝以哈	高管股权薪酬低值(-SD)	-0.300	0.114	-0.547	-0.099	
	高管股权薪酬高值(+SD)	-0.031	0.097	-0.220	0.163	
	高一低组间差异	0.269	0.126	0.049	0.547	

表 6 有中介的调节效应检验

注:SD 为标准差;Bootstrap =5000。

五、研究结论与启示

本文结合政府规制理论、投资战略理论和价值创造理论,以中国A股上市公司为样本,运用多元回归分析模型实证分析了财政激励、投资战略与公司价值之间的路径关系,以及高管薪酬对这一路径的调节作用。实证结果显示:①财政激励对企业创新投资战略和规模投资战略均具有正向影响关系,创新投资战略对公司价值具有创造作用,而规模投资战略对公司价值具有毁损作用;②高管货币薪酬对财政激励与创新投资战略之间关系具有正向调节作用,但对财政激励与规模投资战略之间关系调节作用不显著;高管股权薪酬对财政激励与创新投资战略之间关系具有正向调节作用,而对财政激励与规模投资战略之间关系具有负向调节作用;③高管薪酬对"财政激励→投资战略→企业价值"整条路径的调节作用检验结果表明,高管货币薪酬正向调节了"财政激励→创新投资战略→企业价值"这一路径,即高管货币薪酬越高,财政激励通过创新投资战略对企业价值的"创造效应"越大;高管股权薪酬负向调节了"财政激励→规模投资战略→企业价值"这一路径。即高管股权薪酬越高,财政激励通过规模投资战略对企业价值的"毁损效应"越小。

基于以上研究结论,为优化投资战略,提升公司价值,在财政激励的政策安排和高管薪酬的设计等方面, 提出以下对策建议。

第一,要促进企业投资战略转变,务必转变地方政府官员的考核方式。传统GDP考核方式会使地方政府官员面临GDP等政治晋升压力,从而诱发其利用财政激励政策对企业投资战略和行为进行干预,引致企业规模过度扩张,产能过剩,损毁公司价值。所以地方政府官员的考核方式一定要由以GDP考核为主的方式,向以地区创新能力为主的方式转变,通过创新激励政策引导企业规模投资战略向创新投资战略转变,从而发挥"降产能"和"促创新"的作用。

第二,在增加财政激励的同时,加强对企业财政资金使用的监管。对企业而言,财政激励虽然能够刺激企业增加创新投资,提升公司价值,但同时也诱导企业增加规模投资,损毁公司价值;因此,政府应在适度增加对企业财政激励的同时,要加强对财政资金使用情况的监管。否则,即使政府为企业输送大量财政资金,也可能因企业经理人基于自利的考虑,增加规模投资,建造企业帝国的机会主义行为,导致资源错配,无法达到驱动企业创新提升企业价值的效果,甚至可能损害企业价值。

第三,适度增加高管薪酬,优化投资战略,提升公司价值。财政激励对企业投资战略的影响,受到高管薪酬的影响。具体而言,高管货币薪酬和股权薪酬均能够增强财政激励对创新投资战略的促进作用,并且高管股权薪酬能够抑制财政资助对规模投资战略的偏好作用,进而提升企业价值。因此,为优化企业投资战略(增加创新投资战略,抑制规模投资战略),企业在薪酬契约设计时,不仅要注重高管货币薪酬激励,更要注重高管股权激励。股权激励能够使高管利益与股东利益趋于一致,更有助于高管做出利于企业长远发展的决策。

技术经济 第 40 卷 第 1 期

参考文献

[1] 陈玲, 杨文辉, 2016. 政府研发补贴会促进企业创新吗?——来自中国上市公司的实证研究[J]. 科学学研究(3): 433-442

- [2]高艳慧,万迪昉,蔡地,2012.政府研发补贴具有信号传递作用吗?——基于中国高技术产业面板数据的分析[J].科学学与科学技术管理(1):5-11.
- [3] 韩国高,高铁梅,王立国,等,2011.中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究[J].经济研究(12):18-31.
- [4] 黄俊,李增泉,2014.政府干预、企业雇员与过度投资[J].金融研究(8):118-130.
- [5] 姜宁,黄万,2010.政府补贴对企业R&D投入的影响——基于中国高技术产业的实证研究[J].科学学与科学技术管理(7):28-33.
- [6]解维敏, 唐清泉, 陆姗姗, 2009. 政府 R&D 资助, 企业 R&D 支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. 金融研究(6): 86-99.
- [7] 康志勇, 2013. 融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入[J]. 南开管理评论(5): 61-70.
- [8] 寇宗来,刘学悦,刘瑾,2017.产业政策导致了产能过剩吗?——基于中国工业行业的经验研究[J].复旦学报(社会科学版)(5):148-161.
- [9] 李传宪, 干胜道, 2013. 政治关联、补贴收入与上市公司研发创新[J]. 科技进步与对策(13): 102-105.
- [10] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青, 2010. "潮涌现象"与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究(10): 3-15.
- [11] 刘振, 2011. 融资来源对公司 R&D 投资影响的实证分析——基于中国上市高新技术企业的经验数据[J]. 中国科技论坛(3): 54-59.
- [12] 罗正英, 李益娟, 常昀, 2014. 民营企业的股权结构对 R&D 投资行为的传导效应研究[J]. 中国软科学(3): 167-176.
- [13] 潘红波, 余明桂, 2014. 集团内关联交易、高管薪酬激励与资本配置效率[J]. 会计研究(10): 20-27.
- [14] 齐鹰飞, 赵旭霞, 2015. 产能过剩源于财政刺激吗?[J]. 经济社会体制比较(6): 147-156.
- [15] 邵帅, 吕长江, 2015. 实际控制人直接持股可以提升公司价值吗?——来自中国民营上市公司的证据[J]. 管理世界 (5): 134-146.
- [16] 佟爱琴, 陈蔚, 2016. 政府补贴对企业研发投入影响的实证研究——基于中小板民营上市公司政治联系的新视角 [J]. 科学学研究(7): 1044-1053.
- [17] 徐宁,徐向艺,2013.技术创新导向的高管激励整合效应——基于高科技上市公司的实证研究[J].科研管理(9):46-53.
- [18] 朱希伟, 沈璐敏, 吴意云, 2017. 产能过剩异质性的形成机理[J]. 中国工业经济(8): 44-62.
- [19] BANERJEE A V, 1992. A simple model of herd behavior [J]. Quarterly Journal of Economics, 107(3): 797-817.
- [20] BARNEY J, 1991. Firm resources and sustained competitive advantage [J]. Journal of Management, 17(1): 99-120.
- [21] 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(6): 1173-1182.
- [22] BROWN JR, MARTINSSON G, PETERSEN BC, 2012. Do financing constraints matter for R&D?[J]. European Economic Review, 56(8): 1512-1529.
- [23] BRUCE ST, 2002. Who co-operates for innovation, and why: An empirical analysis [J]. Research Policy, 31(6): 947-967.
- [24] CALANTONE R J, CAVUSGIL S T, ZHAO Y, 2002. Learning orientation, firm innovation capability, and firm performance [J]. Industrial Marketing Management, 31(6): 515-524.
- [25] CARBONI O A, 2011. R&D subsidies and private R&D expenditures: Evidence from Italian manufacturing data [J]. International Review of Applied Economics, 25: 419-439.
- [26] CONYON M J, Murphy K J, 2010. The prince and the pauper? CEO pay in the United States and United Kingdom [J]. Economic Journal, 110(467): 640-671.
- [27] DUGUET E, 2004. Are R&D subsidies a substitute or a complement to privately funded R&D? Evidence from France using propensity score methods for non-experimental data[J]. Social Science Electronic Publishing, 114(2): 245.
- [28] FAMA E, JENSEN M, 1983. Separation of ownership and control[J]. Journal of Law and Economics, 26(6): 301-325.
- [29] GRANT R M, 1991. The resource-based theory of competitive advantage: Implications for strategy formulation[J]. California Management Review, 33(3): 115-135.
- [30] HAYES A F, 2015. An index and test of linear moderated mediation [J]. Multivariate Behavioral Research, 50(1): 1-22.
- [31] HUSSINGER K, 2010. R&D and subsidies at the firm level: An application of parametric and semiparamentric two-step selection models[J]. Journal of Applied Econometrics, 23(6): 729-747.
- [32] JENSEN M C, 2001. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. American Economic Review, 76 (2): 323-329.
- [33] JENSEN M C, MECKLING W H, 1976. Theory of firm: Managerial behavior, agency costs and capital structure [J]. Journal of Financial Economics, 3(2): 305-360.

- [34] KLEER R, 2010. Government R&D subsidies as a signal for private investors [J]. Research Policy, 39(10): 1361-1374.
- [35] LEE E, WALKER M, ZENG C, 2014. Do Chinese government subsidies affect firm value? [J]. Accounting Organizations & Society, 39(3): 149-169.
- [36] MEHRAN H, 1992. Executive incentive plans, corporate control, and capital structure [J]. Journal of Financial & Ouantitative Analysis, 27(4): 539-560.
- [37] MEULEMAN M, MAESENEIRE W D, 2012. Do R&D subsidies affect SMEs' access to external financing? [J]. Research Policy, 41(3): 580-591.
- [38] MURPHY K J, 1985. Corporate performance and managerial remuneration: An empirical analysis [J]. Journal of Accounting & Economics, 7(1): 11-42.
- [49] OSATI L, HAMIDIAN M A, 2015. Study on the effects of subsidies on market value of listed companies in Tehran Stock Exchange[J]. Management Science Letters, 5(4): 401-406.
- [40] SHLEIFER A, VISHNY R W, 1989. Management entrenchment: the case of manager-specific investments [J]. Journal of Financial Economics, 25(1): 123-139.
- [41] TOSI H L, WERNER S, KATZ J P, et al, 2000. How much does performance matter? A meta-analysis of CEO pay studies [J]. Journal of Management, 26(2): 301-339.
- [42] SCHUMPETER J A, 1934. The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle[M]. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- [43] ZAHRA S A, NEUBAUM D O, HUSE M, 2000. Entrepreneurship in medium-size companies: Exploring the effects of ownership and governance systems[J]. Journal of Management, 26(5): 947-976.

Fiscal Incentive, Investment Strategy and Firm Value

Liu Zhen¹, Huang Danhua¹, Liu Bo²

(1. School of Business, Zhengzhou University of Aeronautics, Zhengzhou 450046, China;

2. Zhengzhou Shengda University of Economics, Business & Management, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: Based on the theory of government regulation, investment strategy and value creation, taking Chinese A-share listed companies as samples, the path between the fiscal incentive, the investment strategy and the company value is explored. We further propose a moderating model to test the moderating role of executive compensation incentive in the path of "financial incentive investment strategy investment strategy investment and scale investment at the same time. Innovation investment has a creative effect on the firm value, while scale investment has a damaging effect on firm value. Monetary compensation incentive of executives can enhance the promotion effect of fiscal incentive on innovative investment, thereby enhance the "creative effect" on corporate value. And equity compensation incentives can curb the promotion effect of fiscal incentive on scale investment, thereby weakening the "damaging effect" on corporate value.

Keywords: fiscal incentive; innovation investment; scale investment; firm value; executive compensation