

高管变更对创新投入的影响

——基于内部控制中介效应分析

王进朝,张永仙

(郑州航空工业管理学院 商学院,河南 郑州 450046)

[摘要]以2013—2017年沪深A股上市公司为样本,基于内部控制视角,在实证检验我国上市公司高管变更与创新投入影响的基础上,进一步分析高管的变更类型、变更原因以及企业性质是否为高新技术企业的中介效应占比情况,揭示高管变更、内部控制质量与创新投入之间的作用机制。研究结果表明:高管变更抑制内部控制质量和企业创新投入,内部控制质量在高管变更影响公司创新投入的作用机制中起中介效应,不同高管变更类型、变更原因以及企业是否为高新技术企业,企业内部控制发挥的中介作用是不同的。研究结论在一定程度上揭示了上市公司高管变更对公司创新投入产生作用的路径,对提高公司治理水平和企业创新投入具有实际意义。

[关键词]高管变更;内部控制质量;创新投入;中介效应;高新技术企业;企业战略;公司治理水平

[中图分类号]F830.9 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2019)06-0081-10

一、引言

自党的十八大提出实施创新驱动发展战略以来,创新便成为企业发展的重大战略,企业创新能力的提升与国家创新能力提升息息相关,同时它也是国家提升创新能力的根基和参照^[1]。据Wind数据库统计,中国的创新投入指数从2005年至2017年每年都在递增,2017年创新投入指数已经达到182.80,比起2005年增加了82.80%。然而对于企业而言,高管是企业战略的影响者。根据高阶梯队理论可知,年龄、海外背景、学历、社会经济基础、财务地位的不同,会造成高级管理人员的认知、价值观等心理特征不同,其对企业的战略选择也会不同。其实,高管除了其固有的特征外,更多是通过行为对企业产生影响,比如当高管持股比例过高时,会降低对企业创新的投入^[2]。

有关高管行为对企业创新的影响研究,国内外众多学者通过不同的视角展开,取得了丰硕的成果。首先,关于CEO过度自信,有学者认为CEO过度自信会促进企业创新绩效^[3-4],但有学者提出相反观点,认为管理层过度自信会通过加大创新投入从而抑制企业的创新绩效^[5]。其次,关于高管激励,有学者认为对CEO进行薪酬激励有利于企业进行创新^[6]。然后,有学者认为高管团队越稳定,企业取得的创新绩效越好^[7],但是高管团队特征不同,企业的创新投入也不同,高管团队的教育水平越高,持股比例越高,任期越长,企业创新投入越大,而高管团队的规模越大,平均年龄越大反而会抑制企业创新投入^[8]。最后,有学者认为董事长预期任期会促进企业技术创新绩效,但既有任期与创新绩效是呈非线性关系的^[9]。那么从高管变更这个角度展开对企业创新的研究如何呢?现有研究表明,高管变更会对企业绩效产生影响,高管变更会抑制企业绩效且变动次数越多,效果越明显^[10];同时也有学者认为,高管变更将抑制企业社会责任的履行^[11],上述研究表明,有关高管变更给公司所带来的后果现阶段研究结论并不一致。目前就笔者所涉猎的文献来看尚未发现高管变更对企业创新的相关性研究,因此,对两者之间关系进行深入探索变得十分有意义。同

[收稿日期]2019-03-11

[基金项目]国家社会科学基金项目(13BJY019);河南省普通高等学校人文社会科学重点研究基地资助项目

[作者简介]王进朝(1969—),男,河南郑州人,郑州航空工业管理学院商学院副教授,高级会计师,博士,主要研究方向为财务管理、审计,邮箱:wang_jinchao@126.com;张永仙(1994—),女,四川资阳人,郑州航空工业管理学院商学院硕士生,主要研究方向为财务管理、审计。

时,如果高管变更对于企业的创新投入有影响,那么内部控制质量的高低是否会抑制或促进高管变更对企业创新投入的影响?而此时,高管变更、创新投入和内部控制的三者之间相互关系如何?

本文的创新之处及理论贡献在于:第一,可能丰富了已有关于企业创新投入的文献,从高管变更的视角出发,深入探析高管变更对企业创新投入的影响作用。第二,在高管变更、内部控制和企业创新投入之间建立传递关系,厘清内部控制对两者关系的中介作用。

二、理论分析与研究假设

(一) 高管变更与企业创新投入

基于委托代理理论,高管和股东之间存在信息不对称性,由此会产生一定的利益冲突,相比于高管追求短期利益最大化,大股东追求的是公司的长远发展,更能耐心接受风险大、耗时长的项目^[12]。高管为了追求短期收益最大化,并不想承担过多的企业风险,其中包括被解雇、降低晋升机会、公司被并购的风险,因此会拒绝投入风险大的项目。企业在开展创新活动时,管理者会耗费大量的时间和精力,且一旦开展创新活动,企业将会投入大量的资金进行项目运作,持续时间长、见效缓慢,企业无法及时进行资金回笼,极可能导致创新活动无法继续进行而失败。所以企业开展创新项目时风险极大,成功概率极低。基于管理者短视(Management Myopia)理论,高管为了满足当前利益最大化,会牺牲企业的未来利益^[13],在选择投资时,往往选择回报快、见效时间短的项目进行投资^[14]。管理者之所以会产生短视投资是因为担心公司被收购或接管,自己被迫失去工作^[13],同时也是为了公司能够尽快取得较大的收益而自己获得更大的薪酬^[15]。当高管变更发生后,新上任的高管在制定战略目标时,需要在长期目标和短期利益中选择,他们会更加关注短期绩效,产生短视投资行为,因此不愿意长时间花费大量资金进行创新投入^[16]。吴战箴和李素银通过连续三年的样本发现大量上市公司管理者存在投资短视行为,并且这种行为与管理者的年龄和经营能力等因素有关^[17]。Kathleen和David发现董事会在赋予管理人员经营权力的同时,也会解雇那些业绩不佳、不能提升企业价值的管理者,奖励能够为公司带来贡献的高管。高管发生变更后新任高管为了急于表现自己,展现自己的能力,也不愿意花费大量的时间投入到不确定的创新活动中,这样会导致企业研发投入的资金大大减少^[18]。

Grusky认为高管变更会影响组织效率,管理层压力变大,公司中出现高管变更,会使现任高管感受到威胁,感觉到自己任期时间不会太长,不愿意投资长时间的项目,特别是研发活动^[19],公司高管发生变更,企业绩效会降低^[20],高管团队凝聚力下降,组织内部人员也容易出现矛盾,高管压力变大,无法从事长远的战略目标。高管变更会加剧高管团队中其他人员的更替^[21],有学者研究表明总经理的变更会增加其他高管人员的离职率^[22],高管解聘之后让外部人员任职,会使高管团队不稳定,容易引起团队重组^[23]。创新的实现需要一个相对稳定的组织结构作为前提^[24],曹丹婷和冯少勤以2004—2016年沪深A股公司数据为样本研究发现高管团队稳定性与企业创新绩效为正相关关系^[7],张兆国等得出了同样的结论^[25]。企业创新活动的研发过程是长期且需要组织人员内部高强度凝聚的,频繁的高管变更会使人员无法熟悉创新活动的整个过程,使创新活动无法顺利开展,造成创新活动的失败,促使高管人员不愿意投入时间和金钱进行创新活动。因此,本文对高管变更和企业创新活动的投入关系提出如下假设。

H₁: 高管变更会抑制企业创新活动的投入。

(二) 高管变更与内部控制

良好的内部控制制度可以规范企业的制度和流程^[26],降低企业经营管理中的风险^[27],提高企业的信息透明度^[28],提升企业的可持续发展能力^[29],因此内部控制是企业一项必不可少的重要制度。有学者从内部控制重大缺陷角度出发,认为内部控制重大缺陷的披露会促进上市公司高管变更的可能性增加,而高管变更则有利于修复公司内部控制的重大缺陷^[30]。根据委托代理理论可知,高管与股东之间存在一定

的利益冲突,高管往往会选择自利行为,高管变更会影响高管团队的稳定性,容易引起内部矛盾,使内部控制不能顺利执行,并且高管变更给公司所带来的“事件后果”会打破原来的企业秩序,影响企业稳定的内部环境,改变公司的战略计划,进而影响到内部控制。根据社会关系网络理论,个体与个体之间组成的社会关系会促进组织和社会发展^[31],企业作为一个法人,拥有一定的资源,高管作为企业战略的制定者和资源信息的交换者,需要运用自身的社会关系推动企业发展,为企业做出贡献,但是高管一旦变更,公司经营目标将会不确定^[32],原有的社会关系就会遭到破坏,一些原有客户会丢失,利益相关者建立的组织关系会打破,甚至组织效率降低,造成企业内部环境的稳定性降低^[33],阻碍内部控制制度的实施,从而降低内部控制质量。因此,本文对高管变更与内部控制之间的关系提出如下假设。

H₂: 高管变更降低企业内部控制质量。

(三) 高管变更、内部控制与企业创新投入

高管是整个公司运作过程中必不可少的部分,需要制定公司重大战略和制度。根据高阶理论,高管特征的不同会导致高管运作过程的不同,对公司战略的制定也不同。高管团队平均年龄越小,越愿意实施战略改革与创新,相反,团队平均年龄越大,越倾向于使用不冒险的战略^[34]。企业内部控制制度由经理层制定、董事会审批,高管作为内部控制系统的环节,对内部控制会产生影响。由于内部控制是全员参与的一项制度体系,其影响可能会具有一定的时间效应。根据委托代理理论,所有者与经营者存在利益冲突,高管变更后,新任高管实施新的战略与所有者目标会发生冲突,使得利益冲突会更加明显,公司稳定的内部环境也会有所变化,打破管理层之间原有的默契,内部控制质量会下降。

建设完善的内部控制体系会促进企业对创新的投入,并且有效的内部控制会降低企业在创新的整个过程中所产生的风险^[35],因此,相比于探索式创新战略具有较大的风险,良好的企业内部控制会使企业选择风险较小的挖掘式创新战略^[36]。由理论分析可知内部控制质量对企业创新投入存在一定的影响。

高管变更会打乱公司稳定的内部环境,导致内部控制质量降低,而企业内部控制质量的降低会对企业创新投入产生影响,使企业在进行整个创新活动时面临巨大的风险。通过上述分析,我们提出假设3。

H₃: 内部控制质量在高管变更影响公司创新投入的作用机制中起中介作用。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

由于2012年沪深证券交易所主板上市公司按照《企业内部控制基本规范》和《企业内部控制配套指引》全面实施内部控制基本规范,本文将2013—2017年的沪深A股上市公司作为研究样本,并根据以下原则进行数据筛选:(1)剔除所有ST类公司样本;(2)剔除金融业上市公司;(3)剔除财务数据异常和具有缺失值的观测样本,最终得到9632个样本观测值。本文所涉及的公司财务数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR),创新投入数据来源于国泰安数据库和Wind数据库,部分缺失的公司年报、内部控制指数通过查找深圳市迪博内部控制与风险管理数据库(DIB)获得。为了控制极端值对研究结果的影响,本文对所有连续型变量进行了上下1%的Winsorize处理。

(二) 变量定义与构建模型

具体变量定义如表1所示。

1. 被解释变量

创新投入(R&D)。根据国内外相关研究,为了避免样本出现非正态分布问题,本文对变量进行取对数处理,采用LN(研发投入/总资产)表示。

2. 解释变量

高管变更(Turnover),我们参考杜兴强和周泽将、林永坚等的做法^[37-38],选取对企业经营发展战略起

决定性影响的董事长、总经理作为高管变更的研究主体。考虑到年初的高管变更相对于年底高管变更,其对企业技术创新的影响截然不同,为了更准确地捕捉高管变更对于企业技术创新的影响,我们将公司*i*在*t*年6月份以前的高管变更视为*t*年实际发生的高管变更,6月份以后的变更视为*t*+1年实际发生的变更。在CSMAR数据库

表1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	创新投入	<i>R&D</i>	LN(研发投入/总资产)
解释变量	高管变更	<i>Turnover</i>	发生变更定义为1,没有发生变更定义为0
中介变量	内部控制质量	<i>ICQ</i>	迪博公司发布的内部控制指数,取自然对数
	企业规模	<i>Size</i>	总资产自然对数
	现金流状况	<i>Cash</i>	货币资金的自然对数
	高管激励	<i>Tmsalary</i>	高管团队平均薪酬的自然对数
控制变量	财务杠杆	<i>Lev</i>	资产负债比率
	盈利状况	<i>Roa</i>	净利润/总资产平均余额
	成长能力	<i>Growth</i>	(期末营业收入-期初营业收入)/期初营业收入
	股权集中度	<i>Blck_hd</i>	第一大股东持股比例
	机构投资者持股比例	<i>INS</i>	机构投资者所持股份的占比

中对董事长的界定,保留的是“董事长、董事局主席、董事会主席”,对总经理的界定,保留的是“CEO、总经理、总裁、首席执行官”,当*i*年发生高管变更时,*Turnover*定义为1,否则为0。

3. 中介变量

内部控制质量(*ICQ*)。本文使用内部控制指数的自然对数衡量内部控制质量。

4. 控制变量

企业规模(*Size*)以公司*i*在*t*年的总资产自然对数表示,用以控制企业规模对企业创新投入的影响。现金流状况(*Cash*)以公司*i*在*t*年的货币资金的自然对数表示,货币资金的数量在一定程度上体现了企业在财务上是否能够支持创新活动。企业对高管的激励状况(*Tmsalary*)以高管团队平均薪酬的自然对数表示,高管团队的薪酬越高,企业越有可能进行创新活动。财务杠杆(*Lev*)以公司*i*在*t*年年末债务资产比率表示,企业财务杠杆越高,愿意承担的风险更大,也更愿意进行有风险的创新活动。盈利状况(*Roa*)以公司*i*在*t*年的资产收益率表示,当公司收益越多,企业有更多的资金进行创新活动的投入。成长能力(*Growth*)以营业收入增长率表示,企业成长性越高,越愿意进行创新活动的投入。股权集中度(*Blck_hd*)以公司*i*在*t*年的第一大股东持股比例表示,股权集中度会影响企业的技术创新活动。机构投资者持股比例(*INS*)表示以公司*i*在*t*年的机构投资者所持股份的占比表示,企业机构投资者的持股越大,企业技术创新投入越大。

为了检验假设1至假设3,构建如下模型(1)—模型(3):

$$R\&D = \alpha_0 + \alpha_1 Turnover + \alpha_2 Size + \alpha_3 Cash + \alpha_4 Tmsalary + \alpha_5 Lev + \alpha_6 Growth + \alpha_7 Blck_hd + \alpha_8 INS + \alpha_9 Roa + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon \quad (1)$$

$$ICQ = \beta_0 + \beta_1 Turnover + \beta_2 Size + \beta_3 Cash + \beta_4 Tmsalary + \beta_5 Lev + \beta_6 Growth + \beta_7 Blck_hd + \beta_8 INS + \beta_9 Roa + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon \quad (2)$$

$$R\&D = \gamma_0 + \gamma_1 Turnover + \gamma_2 ICQ + \gamma_3 Size + \gamma_4 Cash + \gamma_5 Tmsalary + \gamma_6 Lev + \gamma_7 Growth + \gamma_8 Blck_hd + \gamma_9 INS + \gamma_{10} Roa + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon \quad (3)$$

模型(1)考察的是高管变更对企业创新投入的影响,用来检验假设1;模型(2)考察的是高管变更对内部控制的影响,用来检验假设2;模型(3)加入内部控制作为中介解释变量,考察的是内部控制质量在高管变更与企业创新投入关系中的中介效应的回归分析模型,用来检验假设3。

四、实证分析

(一) 描述性统计

我们对所有变量进行了描述性统计,具体结果如表2所示。

由表2可知,我们以当年董事长或者总经理是否发生变更作为依据将样本划分为高管变更组(*Turn-*

over)和未变更组(Non-Turnover),分组进行描述性统计,高管变更组的创新投入低于未发生变更的创新投入,其发生高管变更的内部控制也低于未发生变更的内部控制,初步支持了假设1和假设2。同时可以发现,发生高管变更的企业具有更高的高管薪酬(Tmsalary)、更高的资产负债率(Lev)、更低的资产报酬率(Roa)、更低的成长能力(Growth)、更多的现金流量(Cash)等。

表2 分组描述性统计

变量	Non-turnover					Turnover					Meandiff
	N	Max	Min	Mean	Std	N	Max	Min	Mean	Std	
R&D	7720	-2.373	-6.503	-4.226	1.018	1912	-2.373	-6.503	-4.523	1.103	0.297***
ICQ	7720	6.695	5.877	6.484	0.107	1912	6.695	5.877	6.465	0.133	0.019***
Roa	7720	0.206	-0.115	0.047	0.050	1912	0.206	-0.115	0.036	0.050	0.012***
Lev	7720	0.855	0.053	0.394	0.194	1912	0.855	0.053	0.449	0.202	-0.054***
Cash	7720	24.070	17.486	20.174	1.248	1912	24.070	17.486	20.414	1.372	-0.240***
INS	7720	88.076	0.345	37.886	23.255	1912	88.076	0.345	42.769	22.910	-4.883***
Blek_hd	7720	73.056	8.526	34.038	14.324	1912	73.056	8.526	35.690	15.077	-1.652***
Tmsalary	7720	14.043	10.911	12.356	0.610	1912	14.043	10.911	12.408	0.634	-0.052***
Growth	7720	0.747	-0.482	0.164	0.258	1912	0.747	-0.482	0.138	0.287	0.026***
Size	7720	25.283	19.621	22.095	1.167	1912	25.283	19.621	22.424	1.267	-0.329***

(二) 相关性分析

由表3可知,高管变更与创新投入相关系数为负,初步可以判断高管变更与创新投入是呈现负相关的,并且盈利状况、资产负债率、现金流状况、机构投资者持股比例、股权集中度、成长能力、公司规模、高管的激励状况与创新投入都有显著的相关性。除资产负债率

表3 Person相关性分析

	R&D	Turnover	ICQ	Roa	Lev	Cash	INS	Blek_hd	Growth	Size
R&D	1									
Turnover	-0.114***	1								
ICQ	0.052***	-0.068***	1							
Roa	0.190***	-0.094***	0.320***	1						
Lev	-0.290***	0.110***	-0.016	-0.366***	1					
Cash	-0.187***	0.075***	0.158***	0.083***	0.374***	1				
INS	-0.147***	0.084***	0.116***	0.058***	0.229***	0.383***	1			
Blek_hd	-0.113***	0.045***	0.082***	0.059***	0.098***	0.191***	0.41***	1		
Growth	0.080***	-0.039***	0.222***	0.296***	0.003	0.035***	-0.062***	-0.072***	1	
Size	-0.316***	0.110***	0.135***	-0.038***	0.562***	0.847***	0.421***	0.204***	0.024**	1
Tmsalary	0.085***	0.034***	0.150***	0.241***	0.106***	0.426***	0.149***	-0.018*	0.098***	0.419***

注:***、**、*在本文中均分别表示在1%、5%、10%水平上显著相关。

系数为0.562,现金流与公司规模为0.847,其他各变量间的相关性系数绝对值均小于0.5,并且本文对各变量进行了方差膨胀因子检验,最大的VIF为5.58,小于10,平均VIF为2.38,可见各个变量间不存在严重的多重共线性问题。

(三) 回归分析

表4是用OLS回归方法的以创新投入为被解释变量的中介效应模型检验结果。回归结果显示,模型(1)中高管变更的回归系数为负且在1%的水平上显著,支持了假设1,说明高管变更会抑制企业的创新投入,因为高管的变更导致企业战略的变更,让新任高管改变了原有战略方向,不愿投资风险大的企业创新。模型(2)和模型(3)中内部控制与高管变更、创新投入与内部控制系数都显著,证明存在间接效应,同时支持了假设2,说明了高管变更会抑制企业的内部控制,因为高管变更会扰乱原有的公司结构,公司难以保持原有的组织构架,使内部控制出现问题。对比加入中介变量ICQ后,结果表明,加入内部控制ICQ之后高管变更Turnover与创新投入R&D仍然呈显著负相关,但是相关系数降低,支持了内部控制质量存在中介效应的假设,模型(2)中内部控制与高管变更、模型(3)中内部控制与创新投入,这两个系数之积与模型(3)中高管变更与创新投入的系数同号,说明内部控制质量在高管变更与公司创新投入关系中部分中介效应,即高管变更对创新投入的影响有一部分是通过内部控制质量实现的。

为检验上述回归结果的中介效应是否具有统计学上的显著性,本文采用偏差校正的非参数百分位Bootstrap法对中介效应的显著性进行检验。Bootstrap检验的ICQ间接效应分布的95%置信区间为

[-0.208882, -0.1075199], 不包含0, 表明间接效应显著, 即内部控制质量在高管变更与公司创新投入水平关系间起到部分中介作用。

(四) 进一步分析

1. 高管变更类型

我们将高管变更分为董事长变更和总经理变更两个样本, 进一步验证董事长变更和总经理变更两个样本中内部控制中介效应是否存在, 并对比这两个样本中介效应效果的差异性。

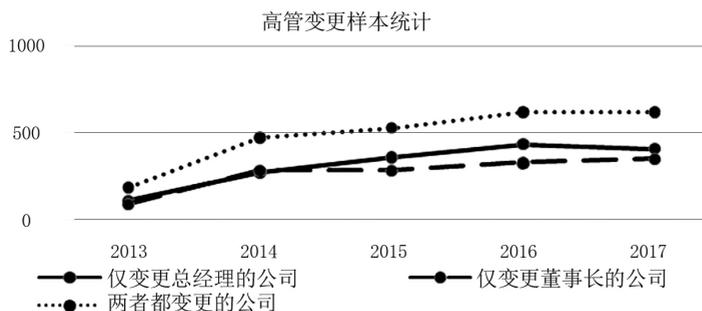


图1 高管变更样本统计情况

从图1可以看出, 总经理变更的公司数量大于董事长变更的公司数量, 说明总经理变更次数相对于董事长变更次数更多。这可能是因为总经理通常是公司雇佣的, 而董事长是公司持有股份的人, 代表的是股东的利益, 也说明了委托代理理论中股东和总经理之间的代理矛盾问题。

图1中本文将高管变更(*Turnover*)分为董事长变更(*Turnover-dsz*)和总经理变更(*Turnover-zjl*), 分别以公司董事长变更的虚拟变量 *Turnover-dsz* 和以公司总经理变更的虚拟变量 *Turnover-zjl* 为解释变量, 创新投入 *R&D* 为被解释变量, 带入前面的模型中, 内部控制在不同类型的高管变更和创新投入关系中的中介效应三阶段回归模型如表6所示, 由于仅董事长变更与仅总经理变更两组系数都具有显著性, 采用组间系数差异性检验得出 *Turnover-dsz* 与 *Turnover-zjl* 的系数差异显著, 其对应的 *P* 值 0.0967。按照温忠麟和叶宝娟的中介效应检验方法^[39], 可以看出两组样本中都存在部分中介效应, 计算中介效应占总效应的比重的公式为 $(a \times b) / c$, 则第一组样本中介效应占总效应比值为 $(-0.015 \times 0.346) / (-0.118) = 4.40\%$, 即董事长变更对创新投入的影响有大约 4.40% 的效果是通过内部控制实现的。按照中介效应占总效应的比重公式计算, 第二组样本的比值为 4.01%, 这说明董事长变更通过内部控制影响创新投入的作用机制更大, 内部控制在董事长变更对创新投入发挥了更大的中介作用, 这可能是由于在公司中董事长对内部控制的制定与决策的影响更大。

2. 高管变更原因

我们把高管变更的原因区分成正常变更和非正常变更, 国泰安数据库中披露的高管变更原因共有 12 种。参考饶品贵和徐子慧的做法^[40], 我们将由“退休”“任期届满”“控股权变动”“健康原因”和“完善公司法人治理结构”这 5 种情况所导致的高管变更划分为正常变更, 将“工作调动”“辞职”“解聘”“个人原因”“涉案”“结束代理”和“其他原因”这 7 种情况所导致的高管变更则划分为非正常变更。

从表7可以看出, 由于正常原因变更与仅总经理变更两组系数都具有显著性, 采用组间系数差异性检

表4 多元回归结果

	模型(1) <i>R&D</i>	模型(2) <i>ICQ</i>	模型(3) <i>R&D</i>
<i>Turnover</i>	-0.111*** (-5.08)	-0.014*** (-4.96)	-0.106*** (-4.68)
<i>ICQ</i>			0.340*** (4.18)
<i>Roa</i>	1.415*** (6.80)	0.598*** (22.90)	1.211*** (5.67)
<i>Lev</i>	-0.133** (-2.19)	-0.003 (-0.43)	-0.132** (-2.17)
<i>Cash</i>	0.097*** (7.27)	0.002 (1.08)	0.097*** (7.32)
<i>INS</i>	0.001* (1.96)	0.000*** (4.15)	0.001* (1.78)
<i>Blek_hd</i>	0.000 (0.18)	0.000*** (3.14)	0.000 (0.05)
<i>Growth</i>	0.121*** (3.48)	0.063*** (14.48)	0.100*** (2.83)
<i>Size</i>	-0.311*** (-18.64)	0.010*** (4.68)	-0.315*** (-18.84)
<i>Tmsalary</i>	0.327*** (19.88)	0.005** (2.18)	0.325*** (19.80)
<i>cons</i>	-4.395*** (-18.58)	6.128*** (206.61)	-6.479*** (-11.75)
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>F</i> 值	192.150	61.342	186.647
<i>N</i>	9632	9632	9632
<i>Adj-R²</i>	0.365	0.154	0.366

注:***, **, * 在本文中均分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著相关。

表5 高管变更样本统计情况

	2013	2014	2015	2016	2017
总经理变更的公司	117	276	362	436	410
董事长变更的公司	98	287	287	333	354
高管变更的公司	190	474	528	619	616

注: 以上数据来自国泰安数据库。

验得出两组数据的变更系数差异显著,其对应的P值为0.0471。仅正常原因变更与仅非正常原因变更两组样本都存在中介效应,仅正常原因变更样本中中介效应占总效应比值为6.34%,仅非正常原因变更样本中中介效应占总效应比值为3.07%,说明内部控制分别承担了6.34%和3.07%的影响效果,内部控制的中介作用在正常原因变更中发挥的作用更加明显,这可能是正常原因变更次数往往比非正常原因变更次数多,导致对内部控制影响较大。

3. 高新技术企业与非高新技术企业

我们将高管变更所在企业按照是否为高新技术企业进行划分并进行回归,回归结果如表8所示。由于高新技术企业中高管变更与非高新技术企业中高管变更两组系数都具有显著性,采用组间系数差异性检验,得出两组数据的系数差异显著,其对应的P值为0.0018。从表中可以看出两组样本都存在中介效应,高新技术企业样本中介效应占总效应比值为4.10%,非高新技术企业样本中介效应占总效应比值为4.46%,说明内部控制在两组样本中分别承担了4.10%和4.46%的影响效果,即内部控制的中介作用在非高新技术企业更为明显,这可能是由于非高新技术企业更需要用内部控制制度规范企业的制度和流程。高新技术企业是一类技术更为密集的企业,需要更强的创新意识和创新能力,内部控制的约束会降低企业创新能力和意识,所以在非高新技术企业中,高管变更会对内部控制带来更大的影响,从而影响创新投入。

五、稳健性检验

(一) 采用新的创新投入衡量指标

本文在稳健性检验时用LN(研发投入/主营业务收入)来表示被解释变量R&D₁,回归结果与前文一致。同时,Bootstrap检验的ICQ间接效应分布的95%置信区间分别为[-0.271054 -0.1124576],均不包含0,表明创新投入以上述进行衡量时,ICQ的中介作用仍然

表6 高管人员变更类型

	仅董事长变更			仅总经理变更		
	R&D	ICQ	R&D	R&D	ICQ	R&D
Turnover(ds/zjl)	-0.118*** (-4.23)	-0.015*** (-4.20)	-0.113*** (-4.04)	-0.120*** (-4.78)	-0.014*** (-4.35)	-0.115*** (-4.59)
ICQ			0.346*** (4.25)			0.344*** (4.22)
Roa	1.432*** (6.84)	0.600*** (22.99)	1.225*** (5.73)	1.441*** (6.93)	0.601*** (23.06)	1.235*** (5.79)
Lev	-0.136** (-2.23)	-0.004 (-0.48)	-0.135** (-2.21)	-0.136** (-2.24)	-0.004 (-0.50)	-0.135** (-2.22)
Cash	0.098*** (7.28)	0.002 (1.10)	0.097*** (7.24)	0.097*** (7.25)	0.002 (1.07)	0.096*** (7.21)
INS	0.001** (1.98)	0.000*** (4.17)	0.001* (1.80)	0.001* (1.85)	0.000*** (4.04)	0.001* (1.67)
Blck_hd	0.000 (0.17)	0.000*** (3.21)	0.000 (0.03)	0.000 (0.11)	0.000*** (3.07)	-0.000 (-0.02)
Growth	0.120*** (3.46)	0.063*** (14.45)	0.099*** (2.81)	0.124*** (3.58)	0.064*** (14.57)	0.103*** (2.92)
Size	-0.312*** (-18.65)	0.010*** (4.67)	-0.315*** (-18.84)	-0.312*** (-18.66)	0.010*** (4.66)	-0.315*** (-18.86)
Tmsalary	0.326*** (19.80)	0.004** (2.11)	0.324*** (19.73)	0.327*** (19.87)	0.004** (2.17)	0.325*** (19.79)
cons	-4.385*** (-18.53)	6.129*** (206.59)	-6.506*** (-11.79)	-4.397*** (-18.51)	6.130*** (206.64)	-6.485*** (-11.75)
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F值	191.720	61.057	186.263	191.990	61.11	186.510
N	9632	9632	9632	9632	9632	9632
Adj-R ²	0.365	0.153	0.366	0.365	0.153	0.366

注:***、**、*在本文中均分别表示在1%、5%、10%水平上显著相关。

表7 正常原因和非正常变更原因

	仅正常原因变更			仅非正常原因变更		
	R&D	ICQ	R&D	R&D	ICQ	R&D
Turnover	-0.072*** (-2.98)	-0.011*** (-3.63)	-0.068*** (-2.80)	-0.129*** (-4.44)	-0.014*** (-3.92)	-0.125*** (-4.31)
ICQ			0.415*** (4.78)			0.283*** (3.16)
Roa	1.596*** (7.27)	0.601*** (22.16)	1.346*** (5.97)	1.424*** (6.38)	0.585*** (21.19)	1.258*** (5.49)
Lev	-0.099 (1.54)	-0.003 (-0.41)	-0.097 (-1.52)	-0.098 (-1.48)	0.004 (0.52)	-0.099 (-1.49)
Cash	0.081*** (5.80)	0.002 (1.35)	0.080*** (5.73)	0.091*** (6.29)	0.003* (1.7)	0.090*** (6.23)
INS	0.001** (2.03)	0.000*** (3.81)	0.001* (1.83)	0.000 (0.60)	0.000*** (3.34)	0.000 (0.48)
Blck_hd	0.000 (0.40)	0.000*** (2.94)	0.000 (0.24)	0.000 (0.08)	0.000*** (2.73)	-0.000 (-0.01)
Growth	0.125*** (3.39)	0.066*** (14.53)	0.097*** (2.61)	0.161*** (4.25)	0.064*** (13.74)	0.143*** (3.73)
Size	-0.304*** (-17.36)	0.010*** (4.65)	-0.308*** (-17.59)	-0.321*** (-17.70)	0.007** (3.2)	-0.323*** (-17.81)
Tmsalary	0.324*** (18.73)	0.003 (1.20)	0.322*** (18.69)	0.344*** (19.21)	0.006*** (2.76)	0.342*** (19.12)
cons	-4.246*** (-17.07)	6.133*** (199.7)	-6.909*** (-9.58)	-4.274*** (-16.70)	6.143*** (194.1)	-6.013*** (-9.91)
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F值	173.258	56.559	168.666	159.545	52.456	154.731
N	8701	8701	8701	8180	8180	8180
Adj-R ²	0.365	0.156	0.366	0.360	0.154	0.361

注:***、**、*在本文中均分别表示在1%、5%、10%水平上显著相关。

是显著的。

(二) 内生性问题

在本文研究中,高管变更会对企业的创新投入产生影响,但是创新活动是一项周期长、投入大的活动,企业在早期对创新活动进行投入可能会对企业绩效产生影响,由此引发高管变更。考虑到上述反向因果所导致的内生性问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)来缓解该问题。对于虚拟变量高管变更,本文将高管变更作为处理组,将未进行高管变更的作为控制组,二者除了高管变更情况不同以外,控制组和处理组基本特征相似,以高管变更作为被解释变量,以财务杠杆(*Lev*)、盈利状况(*Roa*)、企业状况(*Size*)、成长能力(*Growth*)、股权集中度(*Blck_hd*)、现金流状况(*Cash*)、高管激励(*Tmsalary*)和机构投资者持股比例(*INS*)作为匹配变量,用Logit模型进行分析。PSM采用的是半径匹配法,表9是匹配变量的平衡性检验结果,从表9可以看出匹配后变量偏差降低,说明匹配效果较好。以创新投入/总资产的商取对数被解释变量,参与者平均处理效应(*ATT*)在处理组为-4.5179,控制组为-4.3586,相差-0.1593,在1%水平上显著,说明高管变更会降低企业的创新投入。

表10为匹配后的样本回归结果,回归结果与前文结果一致,验证了前文结果,避免了样本自选择带来的偏误,使结果更加稳健。

六、结论性评述

本文根据高阶理论和管理者短视的视角,选取2013—2017年沪深上市公司为研究对象,利用中介效应的检验方法,验证了高管变更、内部控制及企业创新投入三者之间的关系,并对高管变更的类型、高管变更的原因、是否为高新技术企业进行进一步分析,实证结果表明:(1)高管变更会抑制企业的创新投入,导致企业创新投入降低;(2)高管变更会降低企业治理水平,导致企业内部控制质量会降低;(3)内部控制质量在高管变更与公司创新投入关系中存在部分中介效应,高管变更对公司创新投入的消极影响有一部分是通过内部控制质量传导实现的;(4)内部控制在董事长变更和总经理变更、正常原因变更和非正常原因变更、企业是否为高新

表8 高新技术企业和非高新技术企业

	高新技术企业			非高新技术企业		
	<i>R&D</i>	<i>ICQ</i>	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>ICQ</i>	<i>R&D</i>
<i>Turnover</i>	-0.269*** (-5.77)	-0.025*** (-3.92)	-0.259*** (-5.52)	-0.084*** (-3.48)	-0.012*** (-3.80)	-0.080*** (-3.33)
<i>ICQ</i>			0.441** (2.44)			0.312*** (3.50)
<i>Roa</i>	1.784*** (4.52)	0.458*** (8.64)	1.582*** (3.93)	1.754*** (7.36)	0.633*** (21.08)	1.557*** (6.36)
<i>Lev</i>	0.283** (2.37)	0.024 (1.53)	0.272** (2.28)	-0.180*** (-2.62)	-0.008 (-0.90)	-0.178*** (-2.59)
<i>Cash</i>	0.150*** (4.96)	0.005 (1.17)	0.148*** (4.90)	0.065*** (4.44)	0.001 (0.72)	0.065*** (4.41)
<i>INS</i>	0.001 (1.27)	0.000 (1.62)	0.001 (1.18)	0.001** (1.98)	0.000*** (3.72)	0.001* (1.83)
<i>Blck_hd</i>	0.000 (0.25)	0.000 (0.72)	0.000 (0.21)	0.001 (1.07)	0.000*** (2.80)	0.001 (0.96)
<i>Growth</i>	0.013 (0.19)	0.050*** (5.51)	-0.009 (-0.13)	0.094** (2.37)	0.066*** (13.22)	0.074* (1.83)
<i>Size</i>	-0.401*** (-10.74)	0.003 (0.59)	-0.402*** (-10.79)	-0.266*** (-14.38)	0.011*** (4.91)	-0.270*** (-14.56)
<i>Tmsalary</i>	0.426*** (11.72)	-0.001 (-0.22)	0.426*** (11.75)	0.280*** (15.35)	0.005** (2.20)	0.278*** (15.27)
<i>cons</i>	-6.073*** (-9.76)	6.268*** (75.28)	-8.846*** (-6.84)	-4.173*** (-15.93)	6.096*** (184.52)	-6.074*** (-10.06)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>F值</i>	23.265	11.422	22.578	138.071	53.487	134.066
<i>N</i>	1721	1721	1721	7911	7911	7911
<i>Adj-R²</i>	0.222	0.118	0.224	0.334	0.161	0.335

注:***、**、*在本文中均分别表示在1%、5%、10%水平上显著相关。

表9 匹配变量的平衡性检验

变量	样本匹配	均值		偏差% 减少%	T检验	
		处理组	控制组		t值	P值
<i>Roa</i>	匹配前	0.0357	0.0474	-23.6	-9.23	0.000
	匹配后	0.0363	0.0368	-1.0	-0.31	0.758
<i>Lev</i>	匹配前	0.4486	0.3942	27.5	10.89	0.000
	匹配后	0.4471	0.4488	-0.9	-0.26	0.793
<i>Blck_hd</i>	匹配前	35.6900	34.0380	11.2	4.47	0.000
	匹配后	35.5680	35.5660	0.0	0.01	0.995
<i>Growth</i>	匹配前	0.1381	0.1641	-9.5	-3.85	0.000
	匹配后	0.1397	0.1403	-0.2	-0.07	0.945
<i>Size</i>	匹配前	22.4240	22.0960	27.0	10.83	0.000
	匹配后	22.4120	22.4170	-0.4	-0.12	0.906
<i>Cash</i>	匹配前	20.4140	20.1740	18.3	7.37	0.000
	匹配后	20.4030	20.4140	-0.8	-0.24	0.809
<i>Tmsalary</i>	匹配前	12.4080	12.3560	8.3	3.31	0.001
	匹配后	12.4060	12.4110	-0.9	-0.27	0.790
<i>INS</i>	匹配前	42.7690	37.8860	21.2	8.24	0.000
	匹配后	42.5680	42.7050	-0.6	-0.18	0.854

技术企业中发挥的中介作用是不同的。

本文的研究结论对于治理公司具有很强的理论意义和实践意义,基于此,本文提出如下建议:(1)企业应该尽量保持高管团队的稳定,给予高管足够的空间 and 安全感,对高管实施股权激励或者薪酬激励,健全公司人才培养计划和分类考核标准,健全内部控制机制,建立创新项目业绩评价机制,建立高效的研发组织,并且对高管进行创新意识的培育,激发其创新的能力,使其成为创新型人才,增强企业的竞争力。当企业出现高管变更,股东要对高管提高注意力,避免高管的“自利”行为导致企业创新投入不足,影响企业创新活动的研发,应建立创新监督机制,激发企业创新思维,释放企业创新活力。(2)政府方面,除了要鼓励企业大力进行创新活动的开发,还要为企业创造良好的政策条件来保证高管的稳定性,对企业开展的人才培育进行补助,避免企业人才的流失;还可以从外部环境着手,比如改善交通条件,增加交通便利性,减少人员流动性。

参考文献:

- [1] 张玉娟,张学慧,长青,等.股权结构、高管激励对企业创新的影响机理及实证研究——基于A股上市公司的经验证据[J].科学管理研究,2018(2):67-70+75.
- [2] 杨慧辉,徐佳琳,潘飞,等.异质设计动机下的股权激励对产品创新能力的影响[J].科研管理,2018(10):1-11.
- [3] 简兆权,黄如意,陈伟宏.CEO过度自信、董事会特征和企业创新绩效的关系研究——来自中国A股制造业上市公司的经验证据[J].科技管理研究,2018(16):169-176.
- [4] Hirshleifer D, Low A, Teoh S H. Are overconfident CEO's better innovators[J]?The Journal of Finance, 2012, 67(4): 1457-1498.
- [5] 孙慧,张娇.管理者过度自信、政治关联与企业创新绩效——创新投入的中介效应研究[J].华东经济管理,2018(6):124-132.
- [6] 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.
- [7] 曹丹婷,冯少勤.基于空间视角下的高管团队稳定性与企业技术创新[J].科学决策,2018(7):81-98.
- [8] 王德应,刘渐和.TMT特征与企业技术创新关系研究[J].科研管理,2011(7):45-52.
- [9] 张兆国,曹丹婷,向首任.制度背景、董事长任期与企业技术创新绩效[J].中国软科学,2017(10):114-127.
- [10] 赵淑芳.高管变动对公司绩效的影响——对自然人控股创业板高新技术企业的思考[J].科学管理研究,2016(3):88-91.
- [11] 谭瑾,罗正英.高管变更、竞争战略与企业社会责任——基于战略耦合的视角[J].山西财经大学学报,2017(5):82-93.
- [12] Hoskisson R E, Eden L, Lau CM, et al. Strategy in emerging economies[J]. Academy of Management Journal, 2000, 43(3): 249-267.
- [13] Stein J C. Efficient capital markets, inefficient firms: A model of myopic corporate behavior[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(4): 655-669.
- [14] Len L. Corporate investment myopia: a horse race of the theories[J]. Journal of Corporate Finance, 2000, 8(4): 353-371.
- [15] Narayanan M P. Managerial incentives for short-run results[J]. Journal of Finance, 1985 40(5): 1469-1484.
- [16] Sanjeev B, Robert L. Capital market pressure, disclosure frequency-induced earnings/Cash flow conflict, and managerial myopia [J]. The Accounting Review, 2005, 80(1): 1-20.
- [17] 吴战旒,李素银.管理者自利与短视行为研究——基于上市公司证券投资的角度[J].经济经纬,2012(1):137-141.
- [18] Kathleen A F, David A W. The consequences of forced CEO succession for outside directors[J]. The Journal of Business, 2000, 73(4), 597-627.
- [19] Grusky O. Managerial succession and organizational effectiveness[J]. American Journal of Sociology, 1963, 69(1), 21-31.
- [20] 于然,徐瑶.CEO变更频次对上市民营企业绩效的影响[J].经济与管理研究,2016(2):132-137.
- [21] Fee C, Hadlock E, Charles J. Management turnover across the corporate hierarchy [J]. Journal of Accounting & Economics, 2004, 37(1): 3-38.

表10 匹配后样本回归结果

	R&D
Turnover	-0.162*** (-6.71)
Roa	1.426*** (6.11)
Lev	-0.317*** (-4.78)
Cash	0.147*** (9.98)
INS	-0.000 (-0.28)
Bclk_hd	-0.002*** (-3.10)
Growth	0.161*** (4.18)
Size	-0.441*** (-24.58)
Tmsalary	0.354*** (19.47)
cons	-1.692*** (-6.80)
Year	控制
Industry	控制
F值	248.690
N	9632
Adj-R ²	0.1880

注:***、**、*在本文中均分别表示在1%、5%、10%水平上显著相关。

- [22] 徐向艺,庞金勇.上市公司主要高管变更后的团队稳定性[J].经济管理,2008(13):42-47.
- [23] 刘新民,王垒.上市公司高管更替模式对企业绩效的影响[J].南开管理评论,2012(2):101-107.
- [24] 高玉荣,尹柳营.组织结构对企业技术创新的影响[J].科学学研究,2004(1):157-161.
- [25] 张兆国,曹丹婷,张弛.高管团队稳定性会影响企业技术创新绩效吗——基于薪酬激励和社会关系的调节作用研究[J].会计研究,2018(12):48-55.
- [26] Hogan C E, Wilkins M S. Evidence on the audit risk model: Do auditors increase audit fees in the presence of internal control deficiencies? [J]. Contemporary Accounting Research, 2008, 25(1): 219-242.
- [27] 林斌,周美华,舒伟,刘春丽.内部控制、公司诉讼和公司价值[J].中国会计评论,2013(4):431-456.
- [28] 郝东洋,韩颖.事务所背景独董、内部控制环境与会计信息透明度[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2018(5):162-171.
- [29] 杨旭东,彭晨宸,姚爱琳.管理层能力、内部控制与企业可持续发展[J].审计研究,2018(3):121-128.
- [30] 林钟高,徐虹,王帅帅.内部控制缺陷及其修复、合规成本与高管变更[J].河北经贸大学学报,2017(5):89-98.
- [31] 吴益兵,廖义刚,林波.社会网络关系与公司审计行为——基于社会网络理论的研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2018(5):65-72.
- [32] David H, Andrew M, Patrick M, et al. Employee layoffs, shareholder wealth and firm performance: evidence from the UK[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2007, 34(3-4): 467-494.
- [33] 陈丽蓉,韩彬,杨兴龙.企业社会责任与高管变更交互影响研究——基于A股上市公司的经验证据[J].会计研究,2015(8):57-64.
- [34] Wiersema M F, Bantel K A. Top management team demography and corporate strategic change [J]. Academy of Management Journal, 1992, 35(1): 95-121.
- [35] 韩岚岚.创新投入、内部控制与成本粘性[J].经济与管理研究,2018(10):131-144.
- [36] 林钟高,张天宇.内部控制、董事会行为与企业创新战略选择[J].会计与经济研究,2018(3):73-89.
- [37] 杜兴强,周泽将.高管变更、继任来源与盈余管理[J].当代经济科学,2010(1):23-33.
- [38] 林永坚,王志强,李茂良.高管变更与盈余管理——基于应计项目操控与真实活动操控的实证研究[J].南开管理评论,2013(1):4-14+23.
- [39] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [40] 饶品贵,徐子慧.经济政策不确定性影响了企业高管变更吗?[J].管理世界,2017(1):145-157.

[责任编辑:高婷]

The Impact of Executive Change on Innovation Investment: An Analysis of Intermediate Effect Based on Internal Control

WANG Jinchao, ZHANG Yongxian

(School of Business, Zhengzhou University of Aeronautics, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: With A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2013 to 2017 as a sample, this paper, from the perspective of internal control, empirically tests the impact of executive change and innovation investment in China's listed companies, further analyzes the types of executive change, the reasons for change and whether the nature of the enterprise is the influencing factor of high-tech enterprises, and reveals the mechanism of interaction among executive change, internal control quality and innovation input. The research results show that executive change inhibits internal control quality and enterprise innovation investment, and internal control quality plays a mediating role in the mechanism of executive change affecting innovation investment. Internal control plays different intermediary roles in different types of senior management change, reasons for change and whether the enterprise is a high-tech enterprise or not. To some extent, the research conclusion reveals the path that the change of executives of listed companies has an effect on innovation investment, which has practical significance for improving corporate governance and enterprise innovation investment.

Key Words: executive change; internal control quality; innovation investment; mediation effect; high and new tech enterprises; enterprise strategy; corporate governance level