DOI: 10.16538/j.cnki.fem.2019.06.001

# CEO任期、高管团队特征与战略变革

钟 熙、宋铁波、陈伟宏、翁艺敏

(华南理工大学 工商管理学院/中国企业战略研究中心,广东 广州 510640)

摘 要:本文基于高管团队理论,以2007—2015年中国A股上市公司为研究样本,理论分析并实证检验了CEO任期对战略变革的影响,以及高管团队任期、高管团队年龄、高管团队教育水平对上述两者关系的调节作用。研究结果表明:(1)CEO既有任期越长,越不可能实施程度较大的战略变革;而CEO预期任期越长,越有可能实施程度较大的战略变革。(2)高管团队任期越长,越强化CEO既有任期长度与战略变革程度之间的反向关系,并对CEO预期任期长度与战略变革程度之间的正向关系起到先削弱后增强的调节作用。(3)高管团队年龄既强化CEO既有任期长度与战略变革程度之间的反向关系,也强化CEO预期任期长度与战略变革程度之间的反向关系,也强化CEO预期任期长度与战略变革程度之间的反向关系起到先削弱后增强的调节作用,并对CEO预期任期长度与战略变革程度之间的正向关系起到先削弱后增强的调节作用,并对CEO预期任期长度与战略变革程度之间的正向关系起到先增强后削弱的调节作用。本文丰富了企业战略决策研究的成果,也为企业响应不断变化的外部环境而实施战略变革提供了有益的启示。

关键词:战略变革;CEO任期;高管团队特征

中图分类号: F270 文献标识码: A 文章编号: 1001-4950(2019)06-0003-14

### 一、引言

组织与环境的适应有赖于恰当的企业战略,企业能否根据内外环境变化动态调整或变革战略,对企业的可持续性发展起着关键性作用(连燕玲等,2016)。从已有成果看,战略变革方面的研究主要围绕其前因因素展开(Bednar等,2013;陈伟宏等,2018),且尤为注重从战略决策者视角诠释组织的战略变革活动。这类研究认为,战略决策者人口统计学特征中所蕴涵的认知基础、价值观、信仰结构等差异最终将影响组织方向,例如,是否变革战略以响应环境、前期绩效或未来目标(McClelland等,2010)。遵循上述逻辑,这类研究着重探讨了CEO任期对战略变革

收稿日期: 2017-11-23

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(15AGL003);教育部重大攻关项目(15JZD020);华南理工大学中央高校基本科研业务费社会科学类项目(2015ZDXMPY02)

作者简介: 钟 熙(1991—), 男, 华南理工大学工商管理学院/中国企业战略研究中心博士研究生;

宋铁波(1965—), 男, 华南理工大学工商管理学院/中国企业战略研究中心教授(通讯作者);

陈伟宏(1991-),男,华南理工大学工商管理学院/中国企业战略研究中心博士研究生;

翁艺敏(1996—),女,华南理工大学工商管理学院硕士研究生。

的影响(Miller,1991; Musteen等,2006; McClelland等,2010)。例如, Musteen等(2006)发现,随着任期的延长,CEO对战略变革将持更加保守、审慎的态度; McClelland等(2010)也发现,CEO任期的延长,越有可能形成战略惰性,因而越不愿发动战略变革。

但是,这类研究存在一些不足,限制了其结论的解释力和有效性。首先,忽视了CEO估计的未来任职期限(即CEO预期任期)对战略变革的影响。有研究表明,CEO的短视行为将随着预期任期的缩短而增加(Antia等,2010)。因此,若要更全面地了解CEO任期对战略变革的影响,有必要将CEO既有任期与预期任期同时纳入研究框架。其次,没有考虑高管团队特征的调节作用。在实际决策中,除CEO之外,组织内部的复杂决策经常涉及其他高管团队成员(Alessandri和Pattit,2014),但目前鲜有研究探讨高管团队特征对CEO任期与战略变革之间关系的影响效果,这导致此类文献中的CEO处于"未社会化"的状况,也即非CEO的高管团队成员对战略变革的影响微乎其微,似乎是CEO独自做出战略变革决策。

事实上,CEO与高管团队共同影响着企业的战略选择(Cao等,2010),其中,CEO作为战略 选择的主要决策者,承担战略选择后果的主要责任(Simsek等,2010),但CEO的判断与个人偏好也受到高管团队的制约和影响(Cao等,2010)。鉴于此,本研究拟在探讨CEO既有任期和预期任期对战略变革的影响的同时,进一步考察高管团队任期、高管团队年龄、高管团队教育水平对上述关系的调节作用。

本研究的贡献表现在:第一,通过将既有任期与预期任期同时纳入CEO任期影响战略变革的研究框架,弥补了已有文献仅仅考察CEO既有任期与战略变革的关系的研究不足,有助于更全面地认识CEO任期对战略变革的影响。第二,通过将CEO与高管团队同时纳入研究框架,本研究明确了高管团队特征在CEO任期与战略变革关系中所发挥的作用。第三,基于上一点,本研究也回应了Nielsen(2010)的呼吁,有助于缓解文献中高管团队特征与企业战略性决策之间关系的研究分歧(Finkelstein和Hambrick,1990;Lant等,1992)。针对这类分歧,Nielsen曾指出,未来可通过探讨CEO—高管团队交互作用于企业战略性决策的影响来解决(Nielsen,2010)。本研究有助于克服关于高管团队特征与战略变革关系的前期研究中CEO"过度社会化"(即将CEO与非CEO高管团队对战略变革的影响力等量齐观)的不足(Finkelstein和Hambrick,1990;Lant等,1992;Boeker,1997),为研究结论的不一致提供了新的理论解释。

#### 二、理论分析与假设演绎

#### (一)CEO任期与战略变革

CEO既有任期和预期任期都在某种程度上反映了CEO的思维方式、风险倾向、个人偏好等心理倾向与管理素质(刘亚伟和张兆国,2016),因而最终都将影响企业的战略性决策。本研究认为,CEO既有任期和预期任期都将对战略变革产生不可忽视的重要影响。

1.从CEO既有任期看,既有任期较短的CEO通常会对外部信息保持着较大的开放性。随着既有任期的延长,CEO将更深地嵌入组织惯例或程序之中,其信息搜寻的范围将缩小(Weng和Lin,2014)。信息来源的限制降低了既有任期较长的CEO对外部环境的敏感性,导致CEO难以发现当前战略与外部环境之间的适配性问题。再者,即便既有任期较长的CEO意识到战略问题的存在,其战略构想的新颖性以及可替代性选择的数量也会因信息来源的限制而降低。换言之,随着CEO既有任期的延长,企业实施战略变革的可能性将减弱(Miller,1991),即便实施战略变革,所实施的战略变革的程度也较小。

此外,既有任期较短的CEO对当前企业战略的心理承诺较低,同时也具有释放战略变革信号以响应利益相关者期望、宣誓主权等动机。相比之下,任期较长的CEO由于不愿意否认自己

早期做出的战略决策(Musteen等,2006),因此往往不愿意发动战略变革(Hoskisson等,2017)。 并且,由于CEO的权力通常会随着既有任期的延长而增加(Chen和Zheng,2014),这意味着既有任期较长的CEO更有能力将自身不愿变革当前战略的个人偏好贯彻到企业战略性决策之中。最终,企业将实施程度较小的战略变革或维持战略现状。

综上,本文提出:

Hla:CEO既有任期长度与战略变革程度呈负相关关系。

2.从CEO预期任期看,出于遗产保存和财产保护的动机,预期即将离任的CEO一般会表现为风险规避,并不大可能做出具有长期导向的企业决策。其中,遗产保存动机是指预期即将离任的CEO将积极维护个人声誉,财产保护动机是指预期即将离任的CEO将积极维护个人财富(Matta和Beamish,2008)。由于CEO的声誉与CEO当前所在企业的绩效表现具有较高的关联性(Hayward等,2004),同时也由于目前上市公司对CEO的考评仍侧重于反映企业短期绩效表现的会计指标,因此,为了维持自己最后在任时间内企业突出的绩效表现以巩固个人声誉,最大化自己的离职补偿金,CEO在预期即将离任时,将尽力避免实施有可能损害企业绩效表现的风险性决策,更有可能选择诸如削减成本、促销等短期盈利计划(Oh等,2016),而非财务产出高度不确定性的活动。

尽管战略变革有助于企业动态适应外部环境变化,对企业维持或增强竞争优势有着不可替代的重要影响,但战略变革同时也是一项高风险的企业活动。从战略变革对企业绩效影响的已有研究成果看,前期研究相继发现了战略变革对企业短期绩效的正向影响(Goll等,2007)、负向影响(Naranjo-Gil等,2008),以及无显著影响(Kelly和Amburgey,1991)等。这表明了战略变革对企业短期绩效的影响具有高度不确定性。因此,不管出于遗产保存还是财产保护的动机,CEO预期离任时间越短,CEO越会表现出风险规避。在此状况下,预期任期较短的CEO越可能将战略变革视为有可能恶化企业短期绩效表现的一种威胁,因而越不可能发动战略变革(或战略变革程度较小)。相比之下,为了确保未来较长一段时间内的职位安全,预期任期较长的CEO在进行战略性决策时通常会更多地考虑股东利益。并且,较长的预期任期足以保证CEO在承担战略变革风险的同时也能获得其所带来的益处,此时,CEO更有可能踌躇满志地将战略变革视为一种能提高离任声誉与补偿金的有效措施,因而更有可能发动较大程度的战略变革。

综上,本文提出:

H1b:CEO预期任期长度与战略变革程度呈正相关关系。

(二)高管团队特征的调节作用

基于CEO与TMT交互影响企业战略选择的观点(Cao等,2010),本研究进一步认为具有不同特征的高管团队在支持或反对CEO决策方面将呈现显著差异,继而增强或弱化了CEO任期对战略变革的影响。具体来说,下文将逐一探讨高管团队任期、高管团队年龄以及高管团队教育水平对CEO任期与战略变革程度之间关系的调节作用。

1.高管团队任期的调节作用。高管团队任期体现高管团队成员作为管理者一起共事的经历,对团队产出有着重要影响。当高管团队成员共事时,他们将发展共同语言、分享价值规范并明确角色定位,这将使团队内部的互动过程变得更为有效与和谐(Wiersema和Bantel,1992)。从另一方面看,随着团队内部的知识交流越来越陷入集体讨价还价和追求共同理解的状况中,任期较长的高管团队将不断缩小其否认讨论的范围(Finkelstein和Hambrick,1990)。在这种情况下,任期较长的高管团队更有可能寻求团队合意行为以维护团体凝聚力与共同认知,并在决策过程中拒绝、甚至刻意隐瞒不正常的解释与信息。因此任期较长的高管团队减少了可能会挑战现存理解的新信息或新观点的引入与分享,最终导致他们不愿改变现状(Michel和

Hambrick,1992),具体包括不愿改变组织结构、企业战略等。相对而言,任期较短的高管团队对不同信息与观点更为开放、扫描环境与处理信息的程序较为灵活、对现状的心理承诺也较弱,因而他们更有可能推动企业适时发动战略变革以响应外部环境的变化。

此外,任期还将影响高管团队采取风险性行为的意愿。由于任职时间较短的高管团队成员在部分利益相关者眼中可能仍缺乏相应的合法性,因而他们可能会积极推动企业实施冒险活动来证明自己的胜任力,例如,推动企业增加研发投入(Kor,2006)。相比之下,任期较长的高管团队需要向利益相关者证明自身胜任力的压力相对较小,他们倾向于在企业运营过程中使用有效性已经得到证实的固有范式或策略(Heyden等,2017),而且任期较长的高管团队也更强调稳定,在战略行动中会有意地避免承担风险。

综上可以推测,任期较短的高管团队由于对外部环境更为敏感,更容易发现当前战略的问题,将在一定程度上促进CEO对当前战略中的问题的认识,继而推动CEO对当前战略实施比较彻底的变革。同时,任期较短的高管团队还面临着证明自身胜任力的强大压力,因而他们更有可能反对既有任期较长的CEO或预期任期较短的CEO做出维持当前战略现状的决策。相比之下,当既有任期较长的CEO或任期较短的CEO做出维持当前战略现状(或进行程度较小的战略变革)的决策时,由于任期较长的高管团队对现状的心理承诺较强并有意避免风险承担,因此他们更可能支持CEO的决策。据此提出:

H2a:高管团队任期增强了CEO既有任期与战略变革程度之间的负相关关系。

H2b:高管团队任期增强了CEO预期任期与战略变革程度之间的正相关关系。

2.高管团队年龄的调节作用。高管团队年龄反映了高管团队成员一般的生活经历、代际的世界观和信仰。年龄将影响高管团队在决策制定过程中的风险承担水平(Hambrick和Mason, 1984)。年龄较大的管理者拥有更少的生理和心理耐力,对现状具有较强的感情,并将财务和职位安全视为首要目标。因此,年龄较大的管理者通常较少参与风险性活动(Goll等, 2008)。相比之下,年龄较小的管理者可依赖的管理经验较少,更倾向于追求风险性战略。这是因为:首先,年龄较小的管理者在决策制定过程中学习和整合信息的能力较强,因而对自身的决策更为自信;其次,年龄较小的管理者给企业带来了更能反映当前外部环境和新兴发展的知识(Goll等, 2008; Heyden等, 2017),这些知识相较于年龄较大的管理者所拥有的知识更为新鲜;再次,尝试新颖的以及前所未有的战略能帮助年龄较小的管理者建立独特的合法性和声誉(Hambrick 和Mason, 1984),增加了职业发展的机会。

此外,不同年龄段的管理者框定、获取以及解释信息的方式存在较大差异。有研究指出,年龄较大的管理者不太可能进行详尽的信息加工或情报整理(Hambrick和Mason,1984; Marcel,2009)。相较于年龄较小的管理者,年龄较大的管理者更有可能形成僵化的认知模式,无形中限制了他们搜寻信息和解释信息的灵活性。而且随着年龄的增加,管理者偏好原有成功惯例的趋势将增强,该趋势不仅弱化了高管团队识别变化并做出恰当反应的能力,也使其难以应对新的不同寻常的信息和问题(Marcel,2009)。

综上可推测,相较于年龄较大的高管团队,年龄较小的高管团队能增进CEO对外部环境的认识,使CEO意识到当前战略所存在的问题。此外,由于年龄较小的高管团队所具有的知识更为新鲜,他们增进CEO深入理解战略变革重要性的同时,也弱化了CEO有关战略变革威胁企业短期绩效的感知,因而,既有任期较长的CEO或预期任期较短的CEO,更有可能制定、实施程度较大的战略变革决策。相反,由于年龄较大的高管团队将财务和职位安全视为首要目标,信息处理能力也较弱,将在一定程度上削弱CEO对外部环境的敏感性,并增强CEO对战略变革将威胁企业短期绩效的感知。因此,在高管团队年龄较大的企业中,既有任期较长的CEO或预期任

期较短的CEO,更有可能制定、实施程度较小的战略变革,且该决策也容易获得高管团队的支持。据此提出:

H3a: 高管团队年龄增强了CEO既有任期与战略变革程度之间的负相关关系。

H3b: 高管团队年龄增强了CEO预期任期与战略变革程度之间的正相关关系。

3.高管团队教育水平的调节作用。教育水平反映了个体的认知能力和知识水平。相较于低教育水平的个体,高教育水平的个体对模糊性具有更高的容忍程度,对内外环境具有更快的反应能力和适应能力,在处理大量不同类型信息的过程中往往更有效率,因而高教育水平的个体倾向于将变革框定为机会而非威胁(Dutton和Jackson,1987)。在推动战略变革的过程中,高教育水平的高管团队也更能提供令人信服的充分理由。

此外,由于教育水平较高的高管团队具有更高的自我效能感,因而他们倾向于对变革持支持态度(Díaz-Fernández等,2015)。这种态度会使高教育水平的高管团队感知到自身管理企业重大变革能力的强大自信(Tierney和Farmer,2002)。与此同时,相较于教育水平较低的高管团队,教育水平较高的高管团队对企业战略问题的视野往往更长远。这是因为,在接受高等教育的过程中,他们经常需要对短期回报与不可预测未来中的潜在收益进行权衡。

综上可以推测,与低教育水平的高管团队相比,高教育水平的高管团队由于对内外环境的 敏感性和适应能力更强,在推动战略变革的过程中更能提供令人信服的充分理由,更能够缓解 CEO对战略变革威胁的感知,因而可以弱化CEO在既有任期较长或预期任期较短的状况下实 施程度较小的战略变革的可能性。同时,由于高教育水平的高管团队倾向于将战略变革视为一 种机会并从长远考虑企业战略问题,他们更有可能反对既有任期较长的CEO或预期任期较短 的CEO维持战略现状或进行程度较小的战略变革的决策。据此提出:

H4a:高管团队教育水平削弱了CEO既有任期与战略变革程度之间的负相关关系。 H4b:高管团队教育水平削弱了CEO预期任期与战略变革程度之间的正相关关系。

## 三、研究设计

#### (一)样本选取与数据来源

本文选择2007—2015年中国A股上市公司为研究对象,并删除了以下样本:①样本期间的金融类上市公司;②样本期间的ST、SST、\*ST上市公司;③样本期间其他数据严重缺乏的上市公司。经过上述筛选,本研究最终在样本期期间内获得了涉及1374家上市公司的4115个样本数据。本研究中用于计算CEO任期数据、高管团队人口统计特征以及战略变革的原始数据来源于国内CSMAR数据库、CCER数据库和WIND数据库,为保证数据的质量和准确性,本研究还根据财新网等国内专业网站对数据加以核实。其中,CEO任期数据追溯至CEO的首个任期日期(精确到日)。

#### (二)指标选择与变量定义

1.解释变量:CEO任期。CEO任期包括CEO既有任期与CEO预期任期。其中,CEO既有任期借鉴McClelland等(2010)、刘亚伟和张兆国(2016)的研究,选取CEO在现有职位上的具体任职年限衡量。CEO预期任期则借鉴Antia等(2010)、刘亚伟和张兆国(2016)的研究,采用公式(1)衡量:

 $EGTENURE_{i,t} = (GTENURE_{ind,t} - GTENURE_{i,t}) + (AGE_{ind,t} - AGE_{i,t})$  (1) 式中, $GTENURE_{i,t}$ 、 $AGE_{i,t}$ 分别表示截至t年时i公司CEO的既有任期和年龄; $GTENURE_{ind,t}$ 、 $AGE_{ind,t}$ 分别表示截至t年时i公司所在行业的所有上市公司CEO的平均既有任期和平均年龄。  $GTENURE_{ind,i}$ 与 $GTENURE_{i,i}$ 的差值表示在既有任期维度上CEO任职预期; $AGE_{ind,i}$ 与 $AGE_{i,i}$ 的差值表示在年龄维度上CEO任职预期。上述两个维度上的CEO任职预期之和即为CEO预期任期。

2.被解释变量:战略变革。虽然企业战略变革可能体现在多个方面、具有不同形式,但战略变革程度最终将反映在战略性资源配置的变化之上。鉴于此,本文参考连燕玲等(2016)、Triana等(2014)的研究,通过测量战略资源配置的年度波动性来测量战略变革。如果某企业的战略资源在年度时间上的配置波动性较大,则认为该企业的战略变革程度较大;反之,则认为企业维持战略现状或战略变革程度较小。具体测量过程如下:首先,获取六个维度上的企业战略资源:①广告强度(广告支出与销售收入的比值);②研发强度(研发支出与销售收入的比值);③研发强度(研发支出与销售收入的比值);③非生产性支出与销售收入的比值);④固定资产更新率(固定资产净值与固定资产总值的比值);⑤存货与销售收入比值(存货与销售收入的比值);⑥财务杠杆系数(负债与股东权益的比值)。其次,分别以2008年、2009年、2010年、2011年、2012年为基期T、计算出上述6个指标在5年内(T-1,T+3)的方差[ $\sum (t_i - T)^2/(n$ -1)]。再次,对年度方差基于行业进行标准化处理。最后,对上述6个标准化之后的指标取平均值,所得数值即为战略变革程度。该数值越大,表明战略变革的程度越大。

3.调节变量:高管团队任期、年龄及教育水平。李卫宁和李莉(2015)认为,高管团队由公司中具有副总裁、副总经理、总会计师、总经济师、总工程师、总监等以上头衔的高级管理人员组成。鉴于本文的研究目标并考虑到中国情景,本研究以李卫宁和李莉(2015)对高管团队的界定为基础,排除CEO之后作为本研究的高管团队。其中,高管团队任期(TMTTENURE)选取高管团队成员在企业内任职年限的平均年限衡量,该数值越大,说明高管团队任期越长;高管团队年龄(TMTAGE)选取高管团队成员的平均年龄衡量,该数值越大,说明高管团队年龄越大;高管团队教育水平(TMTEDU)采用高管团队成员教育水平的平均数衡量,该数值越大,说明高管团队教育水平越高。教育水平的编码如下:1=中专及中专以下,2=大专,3=本科,4=硕士,5=博士。

4.控制变量。参考以往研究,本研究选取以下变量作为控制变量:①企业年龄(AGE),采用企业上市年份数加1后取自然对数衡量;②企业所有权性质(STA),若为国有企业则取值1,否则取0;③财务杠杆(LEV),采用负债总额与资产总额的比例衡量;④董事会规模(BODSIZE),采用董事会人数加1后取自然对数衡量;⑤外部董事比例(OUTBOD),采用外部董事人数与董事总人数的比值衡量;⑥两职兼任(DUA),若CEO同时兼任董事长取值为1,否则为0;⑦冗余资源(RR),冗余资源采用未沉淀冗余资源、沉淀冗余资源和潜在冗余资源三个指标分别标准化后取平均值,其中未沉淀冗余资源采用流动资产与流动负债的比值衡量,沉淀冗余资源采用管理费用与销售费用之和与销售收入的比值衡量,潜在冗余资源采用所有者权益总额与负债总额的比值衡量;⑧股权集中度(FIR),采用第一大股东持股数与股本总数的比值衡量;⑨成长性(GRO),采用当年主营业务收入除以上年主营业务收入减1衡量;⑩行业竞争程度(HHI),采用公司营业收入占行业总营业收入的比值取平方衡量。此外,本文还控制了年份效应、行业效应以及区域效应。

## 四、实证结果分析

#### (一)描述性统计与相关性系数

表1列示了主要变量的描述性统计及相关性系数。描述性统计结果显示,战略变革的均值为 -0.0217,标准差为0.2766,这说明各样本企业的战略变革程度存在一定的差异;CEO既有任期 均值约为3.4年,标准差为2.6483,这说明各样本企业间的CEO既有任期存在较大差异;CEO预期任期均值约为0.4年,标准差为7.0327,这说明各样本企业间的CEO预期任期存在较大差异。

相关性分析结果显示,CEO既有任期与战略变革显著负相关(p<0.05);CEO预期任期与战略变革正相关但不显著(p>0.1);高管团队任期与战略变革负相关但不显著(p>0.1);高管团队年龄和高管团队教育水平均与战略变革显著负相关(p<0.01)。

Sd SCGTENURE EGTENURE *TMTTENURE* TMTAGEMean SC-0.0217 0.2766-0.039\*\***GTENURE** 3.3955 2.6483  $-0.516^{***}$ *EGTENURE* 0.3543 7.0327 0.016 0.154\*\*\* *TMTTENURE* 1.5082 0.9908 -0.018-0.091\*\*0.145\*\*\*  $-0.250^{***}$ 44.5898 4.1293 -0.075\*\* 0.111\*\*\* *TMTAGE*  $-0.046^{***}$  $0.105^{***}$ <u>-0.053\*\*\*</u> 3.2128 0.5836 0.023 -0.007

表 1 主要描述性统计及相关性系数

注:\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著相关。

## (二)回归分析

为了确保模型估计的有效性和一致性,在实证分析之前,本研究对数据进行以下处理:①为规避异常值的影响,对数据在1%水平上缩尾处理;②在构造交互项前对自变量和调节变量进行中心化处理;③对进入模型的所有解释变量和控制变量进行方差膨胀因子(VIF)诊断,结果显示模型VIF均值小于2且各变量VIF值均远远小于10,说明不存在多重共线性问题;④考虑到面板数据可能存在时间序列、截面相关和异方差等问题,采用通常的面板数据估计方法会低估标准误差,导致模型估计结果有偏。因此,本研究在后续的面板数据模型估计中,采用Driscoll-Kraay标准误进行估计,以确保所得标准误差具有无偏性、一致性和有效性。

本研究实证分析思路如下:首先,对CEO既有任期和预期任期与战略变革之间的关系进行回归分析;其次,检验高管团队任期、高管团队年龄、高管团队教育水平的调节效应。此外,为了缓解内生性问题,本研究以第t-1年的CEO既有任期和CEO预期任期分别作为解释变量,以第t-1年的战略变革作为被解释变量;以第t-1年的高管团队任期(TMTTENURE)、高管团队年龄(TMTAGE)、高管团队教育水平(TMTEDU)作为调节变量。

表2列示了CEO既有任期与战略变革程度之间关系的回归检验结果。模型(1)是在控制相关变量的基础上引入解释变量后的检验结果,模型(1)的检验结果显示:CEO既有任期的回归系数显著为负( $\beta$ =-0.0052,p<0.01)。这说明,随着CEO既有任期的延长,企业所实施的战略变革程度将减小,H1a得到支持。

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
GTENURE	-0.0052***	-0.0052***	-0.0051***	-0.0042***	-0.0042***	-0.0041**	-0.0050***
	(-3.87)	(-3.58)	(-3.49)	(-2.93)	(-2.99)	(-2.51)	(-3.27)
TMTTENURE		-0.0000	0.0003				
		(-0.00)	(0.05)				
GTENURE  imes		-0.0045**	-0.0010				
TMTTENURE							
_		(-2.34)	(-0.30)				
$TMTTENURE^2$			0.0001				
			(0.11)				
GTENURE  imes			$-0.0009^*$				
$TMTTENURE^2$							
			(-1.68)				
TMTAGE				-0.0031***	$-0.0290^*$		
				(-6.03)	(-1.95)		

表 2 CEO既有任期与战略变革的关系检验

表 2 (续)

	衣2(续)									
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)			
GTENURE×				-0.0007***	0.0070					
TMTAGE					-0.0070					
				(-8.41)	(-0.79)					
$TMTAGE^2$					$0.0003^*$					
					(1.71)					
GTENURE×					0.0001					
$TMTAGE^2$										
m (mpp 1)					(0.70)	0.0120***	0.2072***			
TMTEDU						$-0.0138^{***}$	$-0.2073^{***}$			
CTENTIDES						(-4.37)	(-4.67)			
<i>GTENURE×</i> <i>TMTEDU</i>						$-0.0078^{**}$	$-0.0930^{***}$			
IMIEDU						(-2.16)	(-8.38)			
$TMTEDU^2$						( 2.10)	0.0304***			
TMTED							(4.07)			
GTENURE  imes										
$TMTEDU^2$							0.0132***			
							(9.29)			
AGE	$0.0394^{***}$	$0.0392^{***}$	$0.0389^{***}$	0.0401***	$0.0403^{***}$	$0.0398^{***}$	0.0403***			
	(7.24)	(6.88)	(6.88)	(6.94)	(6.82)	(6.23)	(6.09)			
LEV	-0.0004	-0.0029	-0.0033	-0.0009	0.0014	0.0054	0.0097			
	(-0.01)	(-0.08)	(-0.09)	(-0.03)	(0.04)	(0.16)	(0.30)			
<b>BODSIZE</b>	$-0.0214^{***}$	-0.0213***	$-0.0212^{***}$	$-0.0187^{***}$	-0.0186***	$-0.0202^{***}$	$-0.0202^{***}$			
	(-9.75)	(-10.02)	(-12.23)	(-15.80)	(-17.11)	(-9.86)	(-11.50)			
OUTBOD	0.1176***	$0.1192^{***}$	0.1192***	$0.1125^{***}$	$0.1105^{***}$	0.1221***	$0.1200^{***}$			
	(4.09)	(4.01)	(3.89)	(4.63)	(4.40)	(4.46)	(4.22)			
DUA	0.0333***	0.0331***	$0.0330^{***}$	0.0341***	$0.0342^{***}$	0.0335***	$0.0362^{***}$			
	(3.57)	(3.28)	(3.29)	(3.73)	(3.78)	(3.40)	(3.65)			
RR	0.0431***	$0.0429^{***}$	$0.0427^{***}$	$0.0424^{***}$	$0.0428^{***}$	$0.0441^{***}$	$0.0452^{***}$			
	(18.66)	(17.60)	(17.95)	(22.98)	(23.80)	(19.47)	(23.76)			
FIR	$-0.0008^{***}$	$-0.0008^{***}$	$-0.0008^{***}$	$-0.0008^{***}$	$-0.0009^{***}$	$-0.0008^{***}$	$-0.0008^{***}$			
	(-12.64)	(-12.99)	(-13.11)	(-13.15)	(-14.35)	(-14.53)	(-13.86)			
STA	$-0.0539^{***}$	$-0.0542^{***}$	-0.0543***	$-0.0473^{***}$	$-0.0469^{***}$	$-0.0531^{***}$	$-0.0524^{***}$			
	(-5.46)	(-5.76)	(-5.84)	(-5.13)	(-4.57)	(-5.88)	(-5.77)			
GRO	$-0.0163^*$	$-0.0161^*$	$-0.0159^*$	$-0.0174^*$	$-0.0172^*$	$-0.0159^*$	$-0.0164^*$			
	(-1.81)	(-1.77)	(-1.76)	(-1.86)	(-1.75)	(-1.78)	(-1.87)			
HHI	$-0.1958^*$	$-0.2001^*$	$-0.2054^{**}$	$-0.2067^{**}$	$-0.2016^{**}$	$-0.1863^*$	$-0.1615^*$			
	(-1.85)	(-1.84)	(-1.97)	(-2.00)	(-2.08)	(-1.86)	(-1.68)			
常数项	0.0303	0.0345	0.0397	0.1708	0.7475	0.0540	0.3287			
	(0.15)	(0.17)	(0.20)	(0.98)	(1.57)	(0.28)	(1.42)			
$R^2$	0.0546	0.0566	0.0567	0.0571	0.0578	0.0575	0.0633			
F	45.906***	47.185***	47.664***	45.551***	49.952***	67.122***	50.333***			
N	4115	4115	4115	4115	4115	4115	4115			

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著相关;年度、地区和行业控制变量基于版面限制未加列示;括号内为t值;上述模型为经过Driscoll-Kraay标准误调整后的结果。下同。

模型(2)和模型(3)列式了高管团队任期对CEO既有任期与战略变革程度之间关系的调节效应。模型(2)的检验结果显示:CEO既有任期与高管团队任期的交互项系数显著为负( $\beta$ = -0.0045,p<0.05),这表明高管团队任期增强了CEO既有任期与战略变革程度之间的负向关系,H2a得到支持。此外,模型(3)的检验结果显示:CEO既有任期与高管团队任期的交互项系

数不显著( $\beta$ =-0.0010,p>0.1),且CEO既有任期与高管团队任期平方项的交互项系数显著为负 ( $\beta$ =-0.0009,p<0.1),这表明在本文样本数据范围内高管团队任期增强了CEO既有任期与战略 变革程度之间的负相关关系,因而H2a得到进一步支持。

模型(4)和模型(5)列示了高管团队年龄对CEO既有任期与战略变革程度之间关系的调节效应。模型(4)的检验结果显示:CEO既有任期与高管团队年龄的交互项系数显著为负( $\beta$ = -0.0007,p<0.01),这表明高管团队年龄增强了CEO既有任期与战略变革程度之间的负向关系,H3a得到支持。此外,模型(5)的检验结果显示:CEO既有任期与高管团队年龄的交互项系数不显著( $\beta$ =-0.0070,p>0.1),且CEO既有任期与高管团队年龄平方项的交互项系数也不显著( $\beta$ =0.0001,p>0.1),表明高管团队年龄对CEO既有任期与战略变革之间的负相关关系不存在二次调节效应,因而H3a得到进一步支持。

模型(5)和模型(6)列示了高管团队教育水平对CEO既有任期与战略变革程度之间关系的调节效应。模型(5)的检验结果显示:CEO既有任期与高管团队教育水平的交互项系数显著为负( $\beta$ =-0.0078,p<0.05),这表明高管团队教育水平增强了CEO既有任期与战略变革程度之间的负向关系,H4a没有得到支持。但模型(6)的结果进一步显示:CEO既有任期与高管团队教育水平的交互项系数显著为负( $\beta$ =-0.0930,p<0.01),且CEO既有任期与高管团队教育水平二次项的交互项系数显著为近( $\beta$ =0.0132,p<0.01)。根据Luo等对交互项的解释(Luo等,2014),高管团队教育水平先削弱而后增强了CEO既有任期对战略变革程度的负向影响,即高管团队教育水平对CEO既有任期与战略变革程度之间的关系起到了U形调节作用,因而H4a得到部分支持。对此的一个潜在解释是:不同于较低教育水平或较高教育水平的高管团队,中等教育水平的高管团队更倾向于追求中庸之道,因而他们更有可能在是否反对CEO决策的问题上摇摆不定,最终延迟了中等教育水平的高管团队反对CEO决策的行动。

表3列示了CEO预期任期与战略变革程度之间的关系的回归检验结果。限于篇幅,本研究将表3中的控制变量(与表2中的控制变量相同)统一采用CONTROL替代。模型(1)是在控制相关变量的基础上引入解释变量后的检验结果,模型(1)的检验结果显示:CEO预期任期的回归系数显著为正( $\beta$ =0.0012,p<0.01),这说明CEO预期任期与战略变革程度正相关,即随着CEO预期任期的缩短,企业所实施的战略变革程度将减小,H1b得到支持。

表 3 CEOT规则任期 与 战略 受 率 的 大 系 恒 验							
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
EGTENURE	0.0012***	0.0011***	0.0012**	0.0008*	$0.0007^*$	0.0012**	0.0013***
	(2.69)	(2.63)	(2.54)	(1.89)	(1.81)	(2.32)	(2.62)
TMTTENURE		-0.0036	0.0062				
		(-1.32)	(1.13)				
$EGTENURE \times$		-0.0001	-0.0030***				
TMTTENURE							
		(-0.21)	(-3.03)				
$TMTTENURE^2$			$-0.0022^{***}$				
			(-2.98)				
$EGTENURE \times$			0.0007***				
$TMTTENURE^2$							
			(3.24)				
TMTAGE				$-0.0030^{***}$	$-0.0277^*$		
				(-7.78)	(-1.85)		
$EGTENURE \times$				0.0002***	0.0011		
TMTAGE							
				(4.81)	(0.48)		

表 3 CEO预期任期与战略变革的关系检验

表3 (续)

$TMTAGE^2$ 0.0003 $EGTENURE \times$ $-0.0000$ $TMTAGE^2$ $-0.0000$ $TMTEDU$ $-0.0167^{***}$ $-0.1874^*$ $EGTENURE \times$ $-0.0027^{**}$ $0.0213^{**}$ $TMTEDU$ $(-2.49)$ $(8.19)$ $TMTEDU^2$ $0.0268^{**}$ $EGTENURE \times$ $(-0.0038^*)$ $TMTEDU^2$ $(-7.58)$ $CONTROL$ YES       YES       YES       YES       YES       YES					•			
$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
$EGTENURE \times$ $-0.0000$ $TMTEDU$ $(-0.38)$ $EGTENURE \times$ $(-5.39)$ $(-3.37)$ $EGTENURE \times$ $-0.0027^{**}$ $0.0213^{**}$ $TMTEDU^2$ $(-2.49)$ $(8.19)$ $EGTENURE \times$ $(2.91)$ $EGTENURE \times$ $-0.0038^*$ $TMTEDU^2$ $(-7.58)$ $CONTROL$ YES       YES       YES       YES       YES       YES	$\overline{TMTAGE^2}$							
$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$						(1.64)		
$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$						-0.0000		
$TMTEDU$ $-0.0167^{***}$ $-0.1874^*$ $EGTENURE \times$ $-0.0027^{**}$ $0.0213^{**}$ $TMTEDU$ $(-2.49)$ $(8.19)$ $EGTENURE \times$ $(2.91)$ $EGTENURE \times$ $-0.0038^*$ $TMTEDU^2$ $(-7.58)$ $CONTROL$ YES       YES       YES       YES       YES       YES	$TMTAGE^2$					( 0.20)		
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	TMTFDII					(-0.38)	-0.0167***	-0 1874***
$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	TMILDO							(-3.37)
$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$EGTENURE \times$						-0.0027**	0.0213***
$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	TMTEDU							
$\begin{array}{c} (2.91) \\ EGTENURE \times \\ TMTEDU^2 \\ \hline \\ CONTROL  YES  YES  YES  YES  YES  YES  YES \\ \end{array}$	2						(-2.49)	
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$TMTEDU^{2}$							
-0.0038 $-0.0038$ $(-7.58)$ $CONTROL$ YES YES YES YES YES YES YES	ECTENTINE							(2.91)
CONTROL YES YES YES YES YES YES YES YES								$-0.0038^{***}$
CONTROL YES YES YES YES YES YES YES	IMIEDU							(-7.58)
告粉币 0.0021 0.0011 0.0021 0.1275 0.0077 0.0474 0.2022	CONTROL	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
重要が、 一0.0031 一0.0011 一0.0031 0.13/5 0.685/ 0.04/4 0.3033	常数项	-0.0031	-0.0011	-0.0031	0.1375	0.6857	0.0474	0.3033
(-0.01) $(-0.01)$ $(-0.02)$ $(0.71)$ $(1.39)$ $(0.24)$ $(1.15)$		(-0.01)	(-0.01)	(-0.02)	(0.71)	(1.39)	(0.24)	(1.15)
$R^2$ 0.0533 0.0535 0.0544 0.0554 0.0559 0.0559 0.0595	$R^2$							
	•							44.924***
N 4115 4115 4115 4115 4115 4115 4115	N	4115	4115	4115	4115	4115	4115	4115

模型(2)和模型(3)分析了高管团队任期对CEO预期任期与战略变革程度之间关系的调节效应。模型(2)的检验结果显示:CEO预期任期与高管团队任期的交互项系数不显著( $\beta$ = -0.0001,p>0.1),表明高管团队任期对CEO预期任期与战略变革程度之间的关系不具有显著的调节作用,H2b没有得到支持。但模型(3)的检验结果显示:CEO预期任期与高管团队任期的交互项系数显著为负( $\beta$ =-0.0030,p<0.01),且CEO预期任期与高管团队任期平方项的交互项系数显著为正( $\beta$ =0.0007,p<0.01)。根据Luo等对交互项的解释(Luo等,2014),高管团队任期先削弱而后增强了CEO预期任期对战略变革程度的正向影响。即高管团队任期对CEO预期任期与战略变革程度之间的关系起到了U形调节作用,因而H2b得到部分支持。一个潜在的解释是:任期较短的高管团队可能缺乏有效反对CEO决策的相应权力,任期较长的高管团队则因对现状的较强的心理承诺而不愿反对CEO的决策,而任期中等的高管团队的权力相对加强,对现状的心理承诺相对较弱,因而更有权力和意愿来反对CEO维持企业战略现状的决策。

模型(4)和模型(5)分析了高管团队年龄对CEO预期任期与战略变革程度之间关系的调节效应。模型(4)的检验结果显示:CEO预期任期与高管团队年龄的交互项系数显著为正( $\beta$ =0.0002,p<0.01),这表明高管团队年龄增强了CEO预期任期与战略变革程度之间的正向关系,H3b得到支持。此外,模型(5)的检验结果显示:CEO预期任期与高管团队年龄的交互项系数不显著( $\beta$ =0.0011,p>0.1),且CEO预期任期与高管团队年龄平方项的交互项系数也不显著( $\beta$ =-0.0000,p>0.1),表明高管团队年龄对CEO预期任期与战略变革程度之间的正相关关系不存在二次调节效应,因而H3b得到进一步支持。

模型(5)和模型(6)分析了高管团队教育水平对CEO预期任期与战略变革程度之间关系的调节效应。模型(5)的检验结果显示:CEO预期任期与高管团队教育水平的交互项的系数显著为负( $\beta$ =-0.0027,p<0.05),表明高管团队教育水平削弱了CEO预期任期与战略变革程度之间的正向关系,H4b得到支持。模型(6)的结果进一步显示:CEO预期任期与高管团队教育水平的

交互项的系数显著为正( $\beta$ =0.0213,p<0.01),且CEO预期任期与高管团队教育水平二次项的交互项的系数显著为负( $\beta$ =-0.0038,p<0.01)。根据Luo等对交互项的解释(Luo等,2014),高管团队教育水平先增强而后削弱了CEO预期任期对战略变革程度的正向影响。即高管团队教育水平在CEO预期任期与战略变革程度之间起倒U形调节关系,H4b得到进一步支持。对此的一个潜在解释是:不同于较低教育水平和较高教育水平的高管团队,中等教育水平的高管团队更倾向于追求中庸之道,因而他们更有可能在是否反对CEO决策的问题上摇摆不定,最终延迟了中等教育水平的高管团队反对CEO决策的行动。

## (三)稳健性检验

为保证研究结论的可靠性,本研究进行了以下稳健性检验:①更换CEO任期的计算方法。为缓解既有任期的内生性问题,本研究以3年为界限设立虚拟变量,当CEO既有任期超过3年时,取值1,否则取0。此外,计算均值时易受极端值的影响,为此,本研究以行业CEO任期与年龄的中位数替代行业CEO任期与年龄的平均值重新计算CEO预期任期。②更换战略变革指标计算时间范围。本研究借鉴李卫宁和李莉(2015)的做法,以2008—2012年为基期T或2008—2013年为基期T,计算企业战略资源6个维度指标在4年内的方差。③更换战略变革指标衡量方式与指标选取。本研究借鉴Weng和Lin(2014)的研究,将固定资产更新率的衡量方式由固定资产净值与固定资产总值的比值改为固定资产净值与销售收入的比值。重新检验后发现,本文的研究结论未发生实质性改变(限于篇幅,相关图表未列示,可向作者索取)。

## 五、结论与讨论

基于CEO—TMT交互影响企业战略决策的观点,本研究着重运用高管团队理论,重新探究了CEO任期与战略变革之间的逻辑关系,并进一步分析了高管团队年龄、高管团队任期、高管团队教育水平对两者关系的调节作用。基于2007—2015年中国A股上市公司4 115个样本的经验数据,本研究发现:第一,CEO既有任期与战略变革程度显著负相关,CEO预期任期则与战略变革程度显著正相关。第二,高管团队任期增强了CEO既有任期与战略变革程度之间的负相关关系,并在CEO预期任期与战略变革程度之间关系起着U形调节作用。第三,高管团队年龄增强了CEO既有任期与战略变革程度之间的负相关关系,以及 CEO预期任期与战略变革程度之间的正相关关系。第四,高管团队教育水平在CEO既有任期与战略变革程度之间关系起U形调节作用。

本研究具有以下实践启示:第一,企业应同时重视较长CEO既有任期与较短CEO预期任期可能带来的负面影响(例如,不适时发动战略变革)。一方面,企业需要制定合理的CEO聘期,并加强对距离任期限较短CEO的监督力度;另一方面,企业可适当降低CEO补偿金或退休金中财务考核指标的比重,从而弱化CEO以损害企业长期利益为代价来追求补偿金或退休金最大化的机会主义动机。第二,鉴于高管团队任期、高管团队年龄以及高管团队教育水平对CEO任期与战略变革程度之间的关系存在显著的调节作用,因此,企业可通过优化高管团队的构成来促使CEO适时地发动战略变革,例如,适当降低高管团队成员的平均年龄。这点尤其值得试图彻底变革当前战略以追求更好发展的企业注意。

当然,本研究也存在以下不足与局限:第一,囿于数据的可得性,本研究选取了相同行业中CEO既有任期的平均水平与CEO年龄的平均水平的组合指标来衡量CEO预期任期,这种CEO预期任期的衡量偏差有可能影响研究结论的可靠性。未来研究可补充其他更为恰当的CEO预期任期的测量方法(比如问卷调查法),以便更真实地反映CEO预期任期。第二,本研究仅探讨了高管团队年龄、高管团队任期、高管团队教育水平的调节作用。事实上,前期研究表

明,高管团队的其他特征对战略变革也具有重要影响,例如高管团队国际经验(Díaz-Fernández等, 2015),因此,未来研究可进一步检验其他高管团队特征在CEO特征与战略变革之间的情境作用。

## 主要参考文献

- [1]陈伟宏,钟熙,宋铁波. TMT异质性、期望落差与企业冒险变革行为[J]. 科学学与科学技术管理, 2018, (1): 84-97.
- [2]李卫宁, 李莉. TMT异质性、战略变革与绩效改善的关系研究——基于绩效下滑的非多元化企业的数据实证[J]. 中国管理科学,2015,(6): 153-161.
- [3]连燕玲, 刘俊良, 陈琼. 破产威胁与战略变革——基于组织资源与市场丰腴性的调节效应研究[J]. 外国经济与管理,2016, (10): 20-34
- [4]刘亚伟, 张兆国. 股权制衡、董事长任期与投资挤占研究[J]. 南开管理评论, 2016, (1): 54-69.
- [5]Alessandri T M, Pattit J M. Drivers of R&D investment: The interaction of behavioral theory and managerial incentives[J]. Journal of Business Research, 2014, 67(2): 151-158.
- [6]Antia M, Pantzalis C, Park J C. CEO decision horizon and firm performance: An empirical investigation[J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16(3): 288-301.
- [7]Bednar M K, Boivie S, Prince N R. Burr under the saddle: How media coverage influences strategic change[J]. Organization Science, 2013, 24(3): 910-925.
- [8]Cao Q, Simsek Z, Zhang H P. Modelling the joint impact of the CEO and the TMT on organizational ambidexterity[J]. Journal of Management Studies, 2010, 47(7): 1272-1296.
- [9] Chen D, Zheng Y D. CEO tenure and risk-taking [J]. Global Business and Finance Review, 2014, 19(1): 1-27.
- [10]Díaz-Fernández M C, González-Rodríguez M R, Simonetti B. Top Management Teams' demographic characteristics and their influence on strategic change[J]. Quality & Quantity, 2015, 49(3): 1305-1322.
- [11]Dutton J E, Jackson S E. Categorizing strategic issues: Links to organizational action[J]. The Academy of Management Review, 1987, 12(1): 76-90.
- [12]Finkelstein S, Hambrick D C. Top-Management-Team tenure and organizational outcomes: The moderating role of managerial discretion[J]. Administrative Science Quarterly, 1990, 35(3): 484-503.
- [13]Goll I, Johnson N B, Rasheed A A. Knowledge capability, strategic change, and firm performance: The moderating role of the environment[J]. Management Decision, 2007, 45(2): 161-179.
- [14]Goll I, Johnson N B, Rasheed A A. Top management team demographic characteristics, business strategy, and firm performance in the US airline industry: The role of managerial discretion[J]. Management Decision, 2008, 46(2): 201-222.
- [15]Hambrick D C, Mason P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. The Academy of Management Review, 1984, 9(2): 193-206.
- [16] Hayward M L A, Rindova V P, Pollock T G. Believing one's own press: The causes and consequences of CEO celebrity[J]. Strategic Management Journal, 2004, 25(7): 637-653.
- [17]Heyden M L M, Reimer M, van Doorn S. Innovating beyond the horizon: CEO career horizon, top management composition, and R&D intensity[J]. Human Resource Management, 2017, 56(2): 205-224.
- [18]Hoskisson R E, Chirico F, Zyung J, et al. Managerial risk taking: A multitheoretical review and future research agenda[J]. Journal of Management, 2017, 43(1): 137-169.
- [19]Kelly D, Amburgey T L. Organizational inertia and momentum: A dynamic model of strategic change[J]. The Academy of Management Journal, 1991, 34(3): 591-612.
- [20]Kor Y Y. Direct and interaction effects of top management team and board compositions on R&D investment strategy[J]. Strategic Management Journal, 2006, 27(11): 1081-1099.
- [21]Lant T K, Milliken F J, Batra B. The role of managerial learning and interpretation in strategic persistence and reorientation: An empirical exploration[J]. Strategic Management Journal, 1992, 13(8): 585-608.
- [22]Luo X M, Kanuri V K, Andrews M. How does CEO tenure matter? The mediating role of firm-employee and

- firm—customer relationships[J]. Strategic Management Journal, 2014, 35(4): 492-511.
- [23]Marcel J J. Why top management team characteristics matter when employing a chief operating officer: A strategic contingency perspective[J]. Strategic Management Journal, 2009, 30(6): 647-658.
- [24]Matta E, Beamish P W. The accentuated CEO career horizon problem: Evidence from international acquisitions[J]. Strategic Management Journal, 2008, 29(7): 683-700.
- [25]McClelland P L, Liang X, Barker III V L. CEO commitment to the status quo: Replication and extension using content analysis [J]. Journal of Management, 2010, 36(5): 1251-1277.
- [26]Michel J G, Hambrick D C. Diversification posture and top management team characteristics[J]. The Academy of Management Journal, 1992, 35(1): 9-37.
- [27]Miller D. Stale in the saddle: CEO tenure and the match between organization and environment[J]. Management Science, 1991, 37(1): 34-52.
- [28]Minichilli A, Corbetta G, Macmillan I C. Top management teams in family-controlled companies: "Familiness", "Faultlines", and their impact on financial performance[J]. Journal of Management Studies, 2010, 47(2): 205-222.
- [29]Musteen M, Barker III V L, Baeten V L. CEO attributes associated with attitude toward change: The direct and moderating effects of CEO tenure[J]. Journal of Business Research, 2006, 59(5): 604-612.
- [30]Naranjo-Gil D, Hartmann F, Maas V S. Top management team heterogeneity, strategic change and operational performance[J]. British Journal of Management, 2008, 19(3): 222-234.
- [31]Nielsen S. Top management team diversity: A review of theories and methodologies[J]. International Journal of Management Reviews, 2010, 12(3): 301-316.
- [32]Oh W Y, Chang Y K, Cheng Z. When CEO career horizon problems matter for corporate social responsibility: The moderating roles of industry-level discretion and blockholder ownership[J]. Journal of Business Ethics, 2016, 133(2): 279-291.
- [33]Simsek Z, Heavey C, Veiga J F. The impact of CEO core self-evaluation on the firm's entrepreneurial orientation[J]. Strategic Management Journal, 2010, 31(1): 110-119.
- [34]Tanikawa T, Jung Y. Top management team (TMT) tenure diversity and firm performance: Examining the moderating effect of TMT average age[J]. International Journal of Organizational Analysis, 2016, 24(3): 454-470.
- [35]Tierney P, Farmer S M. Creative self-efficacy: Its potential antecedents and relationship to creative performance[J]. The Academy of Management Journal, 2002, 45(6): 1137-1148.
- [36]Triana M D C, Miller T L, Trzebiatowski T M. The double-edged nature of board gender diversity: Diversity, firm performance, and the power of women directors as predictors of strategic change[J]. Organization Science, 2014, 25(2): 609-632.
- [37]Weng D H, Lin Z. Beyond CEO tenure: The effect of CEO newness on strategic changes[J]. Journal of Management, 2014, 40(7): 2009-2032.
- [38]Wiersema M F, Bantel K A. Top management team demography and corporate strategic change[J]. The Academy of Management Journal, 1992, 35(1): 91-121.

## **CEO Tenure, TMT Characteristics and Strategic Change**

## Zhong Xi, Song Tiebo, Chen Weihong, Weng Yimin

(School of Business Administration/Research Center of Chinese Corporate Strategic, South China University of Technology, Guangzhou 510640, China)

**Summary:** Focusing on the Upper Echelon Theory and using the data of Chinese A-share listed companies from 2007 to 2015 as a sample, this paper theoretically analyzes and empirically tests the

impact of CEO tenure on strategic change, as well as the moderating effects of top management team (TMT) tenure, TMT age and TMT education level on the relationship between the above two. The results of this study show that: (1) CEOs are more likely to implement a smaller degree of strategic change as the time of they taking up their current positions prolongs; as CEOs estimate that they will continue to extend their current term of office in the future, they are more likely to implement a greater degree of strategic change. (2) When TMT tenure is longer, CEOs are more likely to implement a smaller degree of strategic change in the case of longer actual tenure; CEOs among longer or shorter TMT tenure companies are more likely to implement a smaller degree of strategic change when their expected tenure is shorter, compared to the medium TMT tenure companies. (3) When the TMT is older, CEOs are more likely to implement a smaller degree of strategic change in the case of longer actual tenure, while CEOs are more likely to implement a smaller degree of strategic change in the case of shorter expected tenure. (4)CEOs in the medium TMT education level enterprises are more likely to implement a smaller degree of strategic change in the case of longer actual tenure, as opposed to those with higher and lower education level of the TMT; CEOs in the medium TMT education level enterprises are more likely to implement a smaller degree of strategic change in the case of shorter expected tenure than those with higher and lower education level of the TMT. This paper shows that in order to promote enterprises to implement strategic change to respond to the changing external environment, enterprises should pay attention to the direct effect of CEOs' actual and expected tenure and the moderating effect of TMT characteristics.

**Key words:** strategic change; CEO tenure; TMT characteristics

(责任编辑: 宋澄宇)