

DOI: 10.19361/j.er.2020.02.07

中央企业董事长任期、 政治晋升激励与企业绩效

余玉苗 徐慧慧 周楷唐*

摘要: 本文利用2013—2017年沪深两市全部A股上市中央企业的相关数据,研究了中央企业董事长任期与企业绩效的相关关系,以及政治晋升激励在其中的中介效应。研究发现:中央企业董事长任期与企业绩效呈倒U型关系;政治晋升激励可以有效提高中央企业绩效,但激励效果随着董事长任期的增长先上升后下降;竞争性中央企业中,董事长任期与企业绩效的关系更为显著,政治晋升激励的效果也更加突出。进一步研究发现,竞争性中央企业董事长在任职末期出现了企业绩效的下滑,其他类中央企业董事长在其任职初期企业绩效得以提高;中央企业董事长政治晋升的实际情况也表现出了中介效应;政治晋升激励对50岁以下的中央企业董事长更加有效;中央企业董事长的预期任期与企业绩效呈正相关关系。本文对推进中央企业分类改革方略以解决委托—代理问题具有启示意义。

关键词: 董事长任期;企业绩效;政治晋升激励;中央企业分类

一、引言

中共中央、国务院2015年印发的《关于深化国有企业改革的指导意见》指出:“国有企业是党和国家事业发展的重要物质基础和政治基础”。中央企业作为由中央政府直接监管的国有企业,居于国民经济的支柱地位,其绩效如何更受到广泛关注。与国外不同,中国国有企业的法人代表一般是董事长,他们对企业的战略决策承担重大责任。在中央企业中,由于国有资本“一股独大”且所有者缺位,董事长与企业绩效之间的关系尤其不容小觑。因此,中央企业董事长的人口统计学特征是一个很有研究价值的话题。

现有文献从董事长职位特征、政治关系、工作经历等角度研究了国有企业董事长的个人特征与企业绩效的相关关系。雷海民等(2013)的研究证明董事长与总经理职权分离对企业运营效率的提高有着积极作用。马连福等(2013)认为,国有企业董事长与党委书记二职合一不利于企业治理水平的提高。逮东等(2013)发现,“官员型”董事长所在的国有企业表现

*余玉苗,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:yymiao2006@163.com;徐慧慧,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:863024570@qq.com;周楷唐,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:zhoukaitang@whu.edu.cn。

本研究得到国家自然科学基金面上项目“审计契约压力传导对审计质量的影响及契约参与方应对策略研究”(项目编号:71672131)、国家自然科学基金青年项目“审计投入对审计质量的影响、作用机理及其经济后果研究”(项目编号:71902147)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,但文责自负。

出更低的企业绩效。赖黎等(2016)则发现,国有企业董事长的从军经历提高了企业的资产负债率和债务成本,降低了现金持有水平和企业的绩效。

然而,中央企业董事长的任期作为人口统计学特征的重要指标却鲜少被关注。随着中央企业董事长任期的增长,其经营管理水平会不断提升,从而有利于企业绩效的提高。但由于中央企业缺乏“人格化”的产权主体,董事长在企业内任期越长,也越有能力和动力动用“公家的资源”实现自己的私利,即会出现严重的委托—代理问题。企业绩效也将因此受到不利的影响。那么,中央企业董事长任期与企业绩效的关系究竟如何,需要通过实证检验予以回答。

此外,本文认为激励是中央企业董事长任期与企业绩效关系中的一个重要作用机制。强化激励和完善监督是解决委托—代理问题最常用的两类方法。2018年国务院国有企业改革领导小组在召开的全国国有企业改革座谈会上提出了“完善治理、强化激励、突出主业、提高效率”的十六字要求,将强化激励放到了比以往更突出的位置,认为强化激励有助于激发企业活力,更好地解决中央企业的委托—代理问题。

中央企业董事长存在独特的政治晋升激励。这是因为,中央企业董事长属于体制内的高级管理人员,与党政系统的官员有频繁的双向流动。杨瑞龙等(2013)曾系统地研究了中央企业董事长的晋升机制。他们发现中央企业董事长具备“经济人”和“政治人”的双重特征,这种“准官员”特性使其受到政治晋升的激励。2009年9月16日,人力资源和社会保障部等六部委联合下发的《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》(简称“限薪令”)限制了中央企业董事长的货币薪酬。在此背景下,政治晋升激励在中央企业董事长激励机制中发挥着更重要的作用。政治晋升激励的实际作用在文献中也得到了证明。王曾等(2014)的研究揭示,中央企业董事长的政治晋升激励抑制了在职消费。陈仕华等(2015)发现拥有较高政治晋升机会的国有企业高管更有可能选择并购的方式推动企业成长。周铭山和张倩倩(2016)也发现政治晋升激励驱动国有企业负责人更加专注于有效的研发投入,不仅提高了企业创新投入产出率,而且提高了创新产出的价值增值能力。为此,本文也将对政治晋升激励是否在中央企业董事长任期与企业绩效关系上具有中介效应进行实证检验。

本文选取2013—2017年沪深两市全部A股上市中央企业为研究对象进行考察。这是因为受党的十八大召开的影响,2012年后中央企业董事长的考核、晋升和绩效都发生了重大变化。此外,本文按国务院国有资产监督管理委员会(简称国资委)、财政部、国家发展和改革委员会(简称发改委)联合印发的《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》对中央企业进行了分类研究。

与现有文献相比,本文的理论贡献在于:第一,丰富了委托—代理理论和高阶管理理论的研究。现有研究高管特征的文献几乎都局限于对CEO的研究(McClelland et al., 2012; Oh et al., 2018),对董事长的研究较少。而且,研究方向大多集中在R&D支出(张兆国等, 2014)、盈余管理(姜付秀等, 2014; Ali and Zhang, 2015)等方面,而鲜有关于中央企业董事长任期与企业绩效关系方面的研究。第二,拓展了中央企业激励问题的研究。本文依据激励理论和锦标赛理论,从激励角度分析中央企业委托—代理问题的路径,证明了政治晋升激励在中央企业董事长任期与企业绩效关系中的中介效应。第三,深化了中央企业分类问题的研究。本文通过实证分析证明了不同功能类型中央企业委托—代理问题表现出差异性。

二、理论分析与研究假设

(一) 中央企业董事长的任期与企业绩效

中央企业的委托—代理问题与其他所有制企业不同,中央企业存在着更为复杂的四重委托—代理关系:一是由国务院行使资产出资人职能;二是由国务院国资委行使具体出资人职能;三是国务院国资委与中央企业董事长之间的委托—代理关系,这是中央企业独有的委托—代理关系;四是中央企业董事长与经理人之间的委托—代理关系,即为一般产权理论所讨论的委托—代理关系。本文所探讨的中央企业董事长任期与绩效的相关关系属于第三重委托—代理关系带来的问题。本文将根据委托—代理理论和高阶管理理论分析中央企业董事长任期与企业绩效的相关关系。

1. 委托—代理理论

委托—代理理论认为,由于委托人与代理人目标函数的不一致,可能导致道德风险和逆向选择问题(Jensen and Meckling, 1976)。中央企业董事长任期与企业绩效的关系属于委托—代理关系带来的道德风险。随着高管任期的增长,高管自身的管理能力与经营知识会逐渐积累,对市场的把握也更准确,进而对企业绩效具有正面的影响(曹红军等, 2011)。但是,委托—代理问题的存在也势必会导致企业绩效下降。中央企业董事长的任期是有限的,而中央企业的生命是长久的。两者的矛盾使得中央企业董事长更注重自己在预期任期内所获得的利益,忽略企业未来的长期发展,产生“短视”行为,对企业绩效产生负面影响。随着中央企业董事长任期的增长,预期任期会缩短,企业绩效受到的负面影响也就越深。因此,可以推断出中央企业的绩效会先随董事长任期的增长而提高,到达峰值后却又可能出现下降。

2. 高阶管理理论

一个合格的高管应具备推动企业发展的个人能力,且应以良好的态度发挥自己的能力。委托—代理理论阐释了中央企业董事长能力发挥的动力问题,却没有关注其能力本身。作为补充,Hambrick 和 Mason(1984)提出了高阶管理理论。该理论认为,不同企业高管会由于人口统计学特征的差异而形成不同的管理认知模式和认知倾向能力。即使面临同样的管理状况,他们也会做出不同的决策,并对企业绩效产生影响。在高阶管理理论的基础上,Hambrick 和 Fukutomi(1991)又提出了五阶段高管生命周期模型。该模型将高管的任期分成五个阶段,即上任期、探索期、选择模式期、聚焦模式期以及功能障碍期。中央企业首先是一个企业,它的董事长也应存在类似的生命周期(姜付秀等, 2014)。在不同阶段,中央企业董事长会表现出不同的能力特征,进而影响企业的经营决策。在任职初期,中央企业董事长会逐渐积累经验、不断学习。此时,他们富有工作热情,喜欢尝试不同的方案,打破各种束缚,富有创造力,企业绩效会呈上升趋势。到了选择模式期或者聚焦模式期,企业绩效往往会达到最高点。而在任期持续较长一段时间后,中央企业董事长可能更依赖自己建立的固有管理方法,对外界变化的反应日益迟钝,企业绩效将出现下降。

综合上述从两个不同理论角度的分析,本文提出第一个假设:

假设 1:中央企业董事长的任期与企业绩效呈倒 U 型关系。

(二) 政治晋升激励的中介效应

中央企业的产权属性及董事长的职业生涯特征决定了采用合理的激励机制对解决其存在的委托—代理问题尤为重要。一方面,中央企业肩负社会使命,董事长面临多重的任务

(黄速建等,2018)。这是因为,伴随着机构改革和财政改革,政府需要中央企业肩负更大的经济建设和改善民生职责(姜付秀等,2014)。另一方面,中央企业董事长的职业生涯基本处于封闭的体制内(杨瑞龙等,2013)。他们的岗位变动主要是在国有企业之间或国有企业与政府部门之间的流动。对中央企业董事长而言,体制内有不可转移的利益,且体制内外的切换存在很高的成本(马连福等,2013)。基于上述两点,中央企业董事长容易产生消极怠工、侵吞国有资产、内部人控制、利益输送等一系列委托—代理问题。构建体制内的激励机制则有利于激发中央企业董事长的工作热情,缓解他们在与体制外企业高管对比时的不平衡感(王曾等,2014),有利于解决上述委托—代理问题。

国外对高管激励机制的研究认为,处于最高职位的公司高管已经没有晋升的空间(Elsila et al.,2013; Oah et al.,2019)。因此,薪酬激励(Huang,2018)或股权激励(O'Connell et al.,2018)这样的货币激励成为主要研究方向。而中国中央企业董事长的职业生涯与西方企业高管显著不同(鄢伟波、邓晓兰,2018)。其一,中央企业董事长仍有很大的晋升空间。他们是隶属于党政系统的高级管理人员,可以被任命至更高行政级别的职位(杨瑞龙,2013; 于文超等,2012)。其二,对于中央企业董事长而言,货币激励并不是主要的激励方式。中央企业董事长薪酬水平相对于非国有企业高管而言处于偏低水平,且受企业绩效影响更小(马连福等,2013)。尤其在“限薪令”颁布之后,货币薪酬在中央企业董事长激励机制中的地位进一步降低。本文推测,对中央企业董事长来说,政治晋升激励才是更重要的激励手段。

1. 激励理论

激励解决委托—代理问题的机理是,通过特定的管理体系将员工对组织及工作的承诺最大化。激励的目的在于激发员工正确的动机和行为,调动员工的创造性和积极性,最终为企业创造出最大的绩效。政治晋升激励对中央企业董事长的作用主要体现在三个方面。首先,中国有“商而优则仕”的传统观念。在中国这样一个关系互联的社会中,政治权力有非常重要的价值(潘越等,2015;熊瑞祥、王慷楷,2017)。对“政治人”身份突出的国有企业高管来说,他们更渴望行政级别的提高,政治晋升成为激励国有企业高管的有效制度安排(杨瑞龙等,2013;Du et al.,2017;Sunder et al.,2017)。其次,封闭的体制为中央企业董事长部分抵挡了市场的冲击,如面临更小的解职可能。长期在这种环境下工作,使得他们变得循规蹈矩。相对于显性激励来说,长久和稳定的隐性激励更具吸引力(王曾等,2014)。最后,中央企业董事长待遇具有典型延期支付的特征,具体表现为可以享受一直延期到退休之后的若干福利待遇。而延期支付与行政级别的挂钩进一步提高了政治晋升激励的效用。因此,政治晋升激励能激发中央企业董事长工作热情,提高企业绩效。

2. 锦标赛理论

激励理论解释了政治晋升激励对提高企业绩效的作用,而锦标赛理论则解释了中央企业董事长任期的增长对政治晋升激励作用的影响。该理论将政治晋升机会的竞争看作一场锦标赛。中央企业董事长是锦标赛中的参与者,锦标赛最终的胜利者可以得到全部的“奖金”——获得政治晋升机会。中央企业董事长上任后,任期的增加使得他们的工作经验和管理能力得以提高,政治晋升激励的动能也随之提高。中央企业董事长预期自己赢得政治晋升锦标赛的可能性越大,他们就越愿意全力以赴,改善企业的经营业绩(周铭山、张倩倩,2016)。但是,由于政府对不同级别官员的任职年龄上限和必须的任职期限有着明确的规定,随着任期进一步的增长,中央企业董事长可能感到晋升无望。随着政治晋升激励效应的

降低,他们可能出现放弃“锦标赛”的想法,产生“懒政”行为,企业绩效随之下降。这是晋升锦标赛的不完善之处:中国的政治晋升呈现金字塔结构,僧多粥少的环境使得越往上走政治晋升竞争越激烈。当参与者预期自己无法取得竞争成功时,政治晋升激励将不再发挥作用。

综上所述,本文提出第二个假设:

假设 2:政治晋升激励对中央企业董事长任期与绩效间的关系具有中介效应。

(三) 中央企业的分类研究

根据国务院国资委、财政部、发改委联合印发的《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》,中央企业可以分成竞争性中央企业、功能性中央企业和公益性中央企业三种类型。受样本数量限制,本文将中央企业大体分为竞争性中央企业和其他类中央企业进行考察。

竞争性中央企业属于商业类中央企业,其主营业务处于充分竞争行业,最终目标是完全按资本市场的要求运作。而在其他类中央企业中,功能性中央企业虽然也属于商业类中央企业,但其主营业务处于关乎国民经济命脉或国家安全的关键行业,且通常还承担着重要的专项任务。公益性中央企业则不以商业为主要目标,其主要宗旨是保障民生、提供公共产品和服务。其他类中央企业所处行业并不是完全竞争行业,有一些甚至还存在着不同程度的垄断或寡头垄断。相比之下,竞争性中央企业面临的市场竞争更加激烈。

产业组织理论已证明,行业的竞争作为一种外部监督机制对企业绩效具有重要影响。行业的竞争使得市场上信息更加完全,从而产生了信息比较动力。当行业的竞争足够激烈时,市场上更充分的信息使得企业之间会产生大量的横向比较。此时,企业绩效对外界因素变化更敏感,波动性更大。这就是说,相比其他类中央企业,竞争性中央企业董事长的特征、能力和态度等信息可以在企业绩效上得到迅速和准确的反馈。事实上,其他类中央企业的绩效更多地受到政府调控和宏观经济形势的影响(李维安,2014)。

基于上述分析,本文推测竞争性中央企业的经济绩效更易受到董事长的任期和政治晋升激励的影响。因此,本文提出如下假设:

假设 3:与其他类中央企业相比,竞争性中央企业董事长任期与企业绩效的相关关系更为显著。

假设 4:政治晋升激励对竞争性中央企业绩效的影响强于对其他类中央企业绩效的影响。

三、实证研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取 2013—2017 年沪深两市全部 A 股上市中央企业为研究对象^①,共计 1 353 个观测值。以此为基础,再剔除董事长个人信息或企业财务信息不完全而导致数据缺失的观测值 265 个、*ST 企业的观测值 53 个、金融保险行业上市企业的观测值 45 个,最终得到有效观测值为 990 个。其中,竞争性中央企业观测值 686 个,其他类中央企业观测值 304 个。

中央企业董事长离职后的去向来自手工搜集,相关信息主要通过查询中央和地方政府信息披露网站、国务院国资委信息披露网站、巨潮资讯网及百度搜索引擎得到。本文使用的其他数据均来自国泰安数据库。为了克服极端值影响,本文对连续变量按照 1%与 99%分位进行了 Winsor 处理。

^①中央企业的名单来自国务院国资委官方网站(<http://www.sasac.gov.cn/>)。

本文使用 Excel 软件进行数据整理,使用 STATA15.0 软件进行数据统计分析。

(二) 关键变量定义

1. 解释变量:任期(*TEN*)

现有文献主要采用两种方式度量任期:一种是度量工作任期,即进入企业工作的总时长;另一种是度量职位任期,即担任相关职位的时长(李培功、肖珉,2012)。由于中央企业董事长工作任期的数据难以搜集,本文拟研究其职位任期,即董事长接到国务院国资委任命后就任之日至观测值统计之日的年数。

2. 被解释变量:企业绩效(*ROA*)

中央企业作为政府职能的延伸,不仅肩负着实现企业价值最大化的基本目标,还承担着一部分社会责任。多重企业目标使得中央企业存在多角度的企业绩效评价方法。本文研究的是中央企业的经济绩效。与盛丹和刘灿雷(2016)的研究类似,本文将使用总资产收益率(*ROA*)衡量企业绩效。

3. 中介变量:中央企业董事长政治晋升激励(*PP*)

本文以中央企业董事长的政治晋升概率度量中央企业董事长的政治晋升激励。借鉴杨瑞龙等(2013)的度量方法,本文采用(1)式所示的 logit 回归模型对中央企业高管的政治晋升概率进行拟合:

$$PP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CHARACTER_{it} + \alpha_2 FIN_{it} + \alpha_3 FIRM_{it} + \sum Year + \sum Ind + \mu \quad (1)$$

参考徐细雄和刘星(2013)、杨瑞龙等(2013)的研究,本文对“政治晋升”的定义是:董事长从原有职位升迁至行政级别更高的职位或行政级别相同的政府职位。当中央企业董事长获得政治晋升时,*PP* 赋值为 1;其他情况下,*PP* 赋值为 0。参考王曾等(2014)、周铭山和张倩倩(2016)的研究,本文使用以下特征拟合政治晋升激励:(1)中央企业董事长个人特征(*CHARACTER*),具体包括年龄、性别、学历、政治背景;(2)企业经营业绩考核(*FIN*),具体为经济增加值;(3)企业特征(*FIRM*),如企业规模、任职机构层级。对政治晋升激励(*PP*)的拟合还控制了年度效应和行业效应的影响。

4. 控制变量(*Controlvariables*)

参照沈红波等(2018)的研究,本文控制了:中央企业董事长个人特征,如年龄(*AGE*)、性别(*GEN*)、学历(*EDU*);中央企业的企业特征,如企业规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEVE*)、净利润增长率(*GROWTH*);中央企业董事长集权程度,以是否兼任总经理(*DUAL*)为代理变量。此外,将中央企业分成了竞争性中央企业和其他类中央企业分别进行考察^①。

(三) 研究模型

为了检验假设 1 和假设 3,本文构建了回归模型(2)和(3)。

$$ROA_{it} = \beta'_0 + \beta'_1 TEN_{it} + \beta'_2 Controlvariables_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon' \quad (2)$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 TEN_{it}^2 + \beta_2 TEN_{it} + \beta_3 Controlvariables_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (3)$$

^①《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》对竞争性中央企业、功能性中央企业和公益性中央企业进行了界定,但并未对每家中央企业进行具体归类,本文的中央企业分类结果是根据该文件中的定义判断得出。

模型(2)、(3)中: i 代表企业, t 代表年份。若 β'_1 不显著而 β_1 显著,或者 β'_1 的显著性水平低于 β_1 ,证明中央企业董事长任期与企业绩效的关系是倒U型而不是线性。若 β_1 显著为负,则假设1得到验证。观察对模型(3)分组回归的结果可以检验假设3。

为了检验假设2,本文对中介效应进行Sobel-Goodman检验。为进一步研究中央企业董事长政治晋升激励中介效应的途径,本文构造了回归模型(4)和回归模型(5)进行逐步法回归。

$$PP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 TEN_{it}^2 + \gamma_2 TEN_{it} + \gamma_3 Controlvariables_{it} + \sum Year + \sum Ind + \delta \quad (4)$$

$$ROA_{it} = k_0 + k_1 PP_{it} + k_2 Controlvariables_{it} + \sum Year + \sum Ind + \theta \quad (5)$$

模型(4)、(5)中: i 代表企业, t 代表年份。回归模型(5)的分组回归结果用于证明假设4。

本文以2013—2017年沪深全部A股上市中央企业为研究样本,从年份和企业两个维度构建短面板数据进行实证分析。本文进行了Hausman检验,结果显示应采用固定效应模型进行回归分析。首先,考虑到中央企业董事长任期与企业绩效的关系属于企业内部的问题,为了控制随企业变化而不随时间变化的因素,本文加入企业层面固定效应。其次,中央企业所处行业会带来经营模式和盈利能力的不同。因此,本文在模型中加入了中央企业所属行业的哑变量(Ind),以控制行业固定效应。最后,不同年份也代表着不同的经济环境和政策环境。本文还在模型中加入了年份哑变量($Year$),以控制年份固定效应。本文回归模型中使用变量的具体说明如表1所示。

表1 模型变量说明表

变量符号	变量名称	变量说明
ROA	企业绩效	被解释变量,具体为总资产收益率
TEN^2	任期的平方项	由任期(TEN)进行平方运算得出
TEN	任期	中央企业董事长的职位任期
PP	政治晋升激励	用中央企业董事长的政治晋升概率衡量
AGE	年龄	中央企业董事长的本期年龄
GEN	性别	虚拟变量,女性取0,男性取1
EDU	学历	大专以下学历取1,大专学历取2,本科学历取3,硕士研究生学历取4,博士研究生学历取5
$SIZE$	企业规模	由本期资产的对数运算得出
$LEVE$	资产负债率	本期资产与负债的比例
$GROWTH$	净利润增长率	衡量企业成长情况的指标
$DUAL$	是否兼任总经理	虚拟变量,董事长不兼任总经理取0,兼任取1
Ind	行业哑变量	按照中国证监会的企业行业分类指引划分
$Year$	年度哑变量	根据样本年度区间设定

四、实证结果分析

(一) 描述性统计分析结果

本文全部中央企业的描述性统计结果如表2所示。由表2可见,被解释变量企业绩效(ROA)的均值为0.036,低于同期沪深两市所有A股上市公司绩效(ROA)的均值0.040^①。这说明上市的中央企业绩效的表现略低于市场平均水平,存在经济效率低下的问题,也表明

①数据来源:国泰安数据库。

推进中央企业改革十分必要。解释变量中央企业董事长任期(*TEN*)的均值为2.75,略低于同期沪深两市所有上市公司董事长的任期均值3.05^①,说明中央企业董事长的任期平均较短。但中央企业董事长最长的任期超过了12年,出现了极端值。

表2 全部中央企业描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ROA</i>	990	0.0361	0.0577	-2.1353	7.2493
<i>TEN</i>	990	2.7462	2.6476	0.0833	12.5833
<i>PP</i>	990	0.2010	0.0412	0.1136	0.4623
<i>AGE</i>	990	49.5122	5.5532	32	66
<i>EDU</i>	990	3.4511	0.7201	1	5
<i>GEN</i>	990	0.9786	0.1482	0	1
<i>DUAL</i>	990	0.0787	0.2682	0	1
<i>SIZE</i>	990	22.2789	1.4351	19.3545	27.0715
<i>GROWTH</i>	990	0.2893	3.7752	-8.5716	9.9272
<i>LEVE</i>	990	0.5155	0.3792	0.0052	0.8613

(二) 分组差异分析结果

本文将中央企业样本分成了竞争性和其他类两大类进行观察,并通过*T*检验分析两个子样本的差异。在本文搜集的中央企业样本中,竞争性中央企业占比达69.29%^②,即占大多数,这符合中央企业实行市场化改革的目标要求。表3展示了分组后的描述性统计和均值检验的结果。如表3所示,竞争性中央企业的绩效(*ROA*)均值高于其他类中央企业,但并不显著。竞争性中央企业绩效(*ROA*)的标准差大于其他类中央企业的标准差,说明竞争性中央企业的绩效差距更明显。竞争性中央企业董事长的任期(*TEN*)均值略短于其他类中央企业,也不显著。竞争性中央企业和其他类中央企业的显著差异主要体现在:竞争性中央企业董事长比其他类中央企业董事长更为年轻;竞争性中央企业的规模大于其他类中央企业;竞争性中央企业的资产负债率高于其他类中央企业。

表3 分组差异分析

变量	竞争性中央企业					其他类中央企业					均值检验
	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
<i>ROA</i>	686	0.0383	0.3103	-2.1353	7.2493	304	0.0294	0.0915	-0.2856	1.2952	0.0089
<i>TEN</i>	686	2.7272	2.4598	0.0833	12.5833	304	2.9312	2.7565	0.0833	7.3333	-0.2040
<i>PP</i>	686	0.2024	0.0425	0.1146	0.4623	304	0.1992	0.0421	0.1136	0.3037	0.0032
<i>AGE</i>	686	48.2543	5.5274	37	63	304	49.9755	5.6231	32	66	-1.7212 *
<i>EDU</i>	686	3.4445	0.7500	2	5	304	3.4416	0.7002	1	5	0.0029
<i>GEN</i>	686	0.9846	0.1275	0	1	304	0.9752	0.1593	0	1	0.0094
<i>DUAL</i>	686	0.0887	0.2841	0	1	304	0.0774	0.2673	0	1	0.0113
<i>SIZE</i>	686	22.7533	1.8343	19.3545	27.0715	304	22.0567	1.1511	19.3567	25.1077	0.6966 ***
<i>GROWTH</i>	686	0.2966	3.9285	-8.5716	9.9272	304	0.1783	3.7425	-1.6712	2.9273	0.1186
<i>LEVE</i>	686	0.5221	0.2083	0.1445	0.8613	304	0.4932	0.2054	0.0052	0.8612	0.0289 **

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

①数据来源:国泰安数据库。

②数据来源:国泰安数据库。

(三) 变量间相关性检验

表 4 是关键变量的 Pearson 相关系数矩阵。如表 4 所示,企业绩效(ROA)与中央企业董事长任期的平方项(TEN^2)呈负相关关系,初步证明假设 1 成立。企业绩效(ROA)与政治晋升激励(PP)呈正相关关系,政治晋升激励的作用初步得到证明。然而,政治晋升激励在中央企业董事长任期与企业绩效之间关系的中介效应有待进一步验证。

表 4 关键变量的 Pearson 相关系数

	ROA	TEN^2	TEN	PP
ROA	1			
TEN^2	-0.0011 *	1		
TEN	0.0160 *	0.7562 ***	1	
PP	0.0156 **	-0.1304 ***	0.2087 ***	1

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

(四) 多元回归分析结果

1. 中央企业董事长任期与企业绩效:假设 1 的检验

如表 5 所示,本文对中央企业董事长任期与企业绩效的关系进行了回归分析。通过表 5 中(1)、(2)列的结果对比发现,中央企业董事长任期与企业绩效的倒 U 型关系更加显著。虽然中央企业与其他所有制企业在资本结构、治理模式和政治关系上存在显著不同,本文实证研究结论与委托—代理理论推断的结果仍然一致,说明随着中央企业董事长任期的增长确实出现了更严重的委托—代理问题。此外,从高阶管理理论来看,实证研究的结果也证明五阶段高管生命周期模型在中央企业中依然有效。综上,假设 1 得到验证。

表 5 中央企业董事长任期与企业绩效的相关关系

变量	(1) ROA	(2) ROA
TEN^2		-0.0029 *** (0.0011)
TEN	0.0081 * (0.0046)	0.0048 * (0.0027)
$Controlvariables$	控制	控制
Ind	控制	控制
$Year$	控制	控制
$Constant$	0.1654 (0.1487)	0.3017 ** (0.1461)
Observations	990	990
R^2	0.1332	0.2375

注:括号内为双尾检验的标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

2. 政治晋升激励的中介效应:假设 2 的检验

如表 6 所示,Sobel-Goodman 检验的 Z 值在 5%水平上显著。这说明政治晋升激励对中央企业董事长任期与企业绩效之间的关系存在显著的中介效应。此外,本文通过 Sobel-Goodman 检验观测到政治晋升激励产生的是部分中介效应,其中介效应的效应值为16.24%。假设 2 得到验证。

表 6 政治晋升激励的 Sobel-Goodman 中介检验结果

变量	ROA	PP	ROA
<i>TEN</i>	0.0055 *** (0.0017)	0.0085 *** (0.0012)	0.0047 *** (0.0017)
<i>PP</i>			0.0902 ** (0.0439)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.0251 * (0.0146)	0.1985 *** (0.0106)	0.04312 (0.0169)
Observations	990	990	990
R^2	0.1399	0.1477	0.1448
Sobel Z		1.9718 **	
Sobel Z 的 P 值		0.0487	
中介效应占比		16.24%	

注:括号内为双尾检验的标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

为了进一步研究政治晋升激励中介效应的作用路径,本文通过模型(4)和模型(5),采用逐步法进行了第一阶段和第二阶段的回归(结果见表 7)。

表 7 政治晋升激励的中介效应逐步回归

变量	(1) 第一阶段回归	(2) 第二阶段回归
	<i>PP</i>	<i>ROA</i>
TEN^2	-0.0007 ** (0.0003)	
<i>TEN</i>	0.0010 (0.0007)	
<i>PP</i>		0.2408 * (0.1421)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.1849 *** (0.0177)	0.1888 *** (0.0590)
Observations	990	990
R^2	0.2897	0.2484

注:括号内为双尾检验的标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

如表 7 所示,第一阶段的回归中, TEN^2 的系数在 5%的水平上显著为负,第二阶段的回归结果显示 *PP* 的系数在 10%的水平上显著为正。因此,政治晋升激励和任期之间存在倒 U 型关系;企业绩效和政治晋升激励存在正向线性相关关系。

以上回归结果证明了政治晋升激励对企业绩效有正面的促进作用。对中央企业董事长而言,政治晋升激励是一种重要且有效的激励手段。但随着任期的增长,中央企业董事长出现了“懒政”的问题。面对晋升希望的日益渺茫,其工作积极性降低。这也证明了政治晋升锦标赛是一种并不完美的激励手段,还需要一些辅助的政策措施予以完善。

3. 不同类型中央企业董事长的任期与企业绩效:假设 3 的检验

为了证明假设 3, 本文对模型(2)和模型(3)进行了分组回归, 回归结果如表 8 所示。通过(1)、(2)列与(3)、(4)列的结果对比发现, 竞争性中央企业和其他类中央企业中, 董事长任期与企业绩效的关系都呈现倒 U 型而不是线性。竞争性中央企业样本和其他类中央企业样本中, 解释变量 TEN^2 分别在 5% 和 10% 水平上显著。也就是说, 在竞争性中央企业样本中, 中央企业董事长任期和企业绩效之间关系的显著性水平更高, 说明竞争性中央企业的绩效更容易受到董事长任期的影响。

表 8 不同类型中央企业董事长任期与企业绩效的相关关系

变量	(1) 竞争性中央企业	(2) 其他类中央企业	(3) 竞争性中央企业	(4) 其他类中央企业
	ROA	ROA	ROA	ROA
TEN^2			-0.0025 ** (0.0012)	-0.0025 * (0.0017)
TEN	0.0008 (0.0021)	0.0028 (0.0018)	0.0052 (0.0035)	-0.0042 (0.0045)
Control variables	控制	控制	控制	控制
Ind	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
Constants	0.3052 * (0.1671)	0.3041 (0.2047)	0.3079 *** (0.1152)	0.3508 * (0.1951)
Observations	686	304	686	304
R^2	0.1578	0.2004	0.3658	0.3264

注: 括号内为双尾检验的标准误, **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

4. 不同类型中央企业董事长政治晋升激励的效应: 假设 4 的检验

为证明假设 4, 本文对模型(5)进行了分组回归。回归结果如表 9 所示。由表 9 可见, 竞争性中央企业样本和其他类中央企业样本中, 政治晋升激励(PP)分别在 5% 和 10% 水平上显著。也就是说, 在竞争性中央企业样本中, 中央企业董事长政治晋升激励和企业绩效之间的关系比其他类中央企业样本中显著性水平更高。并且, 竞争性中央企业中政治晋升激励(PP)的系数大于其他类中央企业, 证明政治晋升激励在竞争性中央企业中效果更为显著。

表 9 不同类型中央企业董事长政治晋升激励对企业绩效的影响

变量	(1) 竞争性中央企业	(2) 其他类中央企业
	ROA	ROA
PP	0.3629 ** (0.1662)	0.2337 * (0.1384)
Control variables	控制	控制
Ind	控制	控制
Year	控制	控制
Constant	0.2357 *** (0.0591)	-0.1867 * (0.1033)
Observations	686	304
R^2	0.2416	0.3510

注: 括号内为双尾检验的标准误, **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

根据上述回归分析,本文绘制了中央企业董事长任期、政治晋升激励以及企业绩效三者间的关系图。如图1所示,中央企业董事长任期与政治晋升激励之间呈倒U型关系;政治晋升激励对企业绩效有正向促进作用;中央企业董事长任期与企业绩效的相关关系呈倒U型关系。

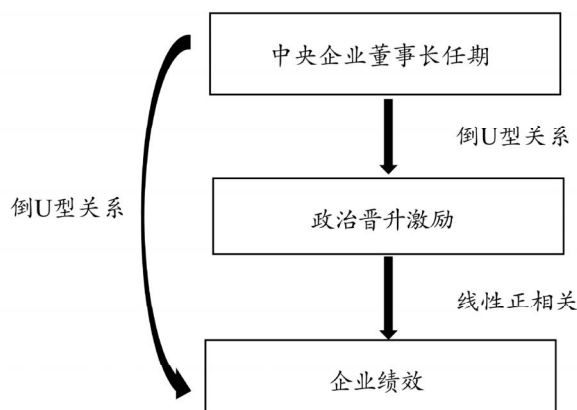


图1 中央企业董事长任期、政治晋升激励与企业绩效的关系

五、进一步研究与稳健性检验

(一) 中央企业董事长的上任与离任

为了深入探究中央企业董事长任期内企业绩效的特征,本文研究了中央企业董事长上任后第一年和离任前一年的企业绩效特征^①。

1. 中央企业董事长的上任与企业绩效

中国有句俗语“新官上任三把火”。中央企业作为政府职能的延伸,有向上负责的特征。而中央企业董事长在就任后必须接受国务院国资委的考核。研究政府官员的相关文献发现:政府官员在就任后为了证明上级对自己选择的正确性会加倍努力工作,在就任之初交出一份亮眼的政治成绩单(潘越等,2015)。为了考察中央企业董事长作为“准官员”是否有类似的特征,本文构建了虚拟变量 FIR 。中央企业董事长不处于任期第一年时, FIR 取 0;处于任期第一年时, FIR 取 1。为此,建立模型(6)检验中央企业董事长上任后第一年的企业绩效特征。

$$ROA_{it} = a_0 + a_1 FIR_{it} + a_2 Controlvariables_{it} + \sum Year + \sum Ind + b \quad (6)$$

表10的回归结果显示,在全部中央企业、竞争性中央企业和其他类中央企业中, FIR 的系数均为正,说明中央企业董事长的上任会给企业绩效带来正面的影响。进一步观察可以发现,竞争性中央企业样本中, FIR 的系数不显著。但是在其他类中央企业样本中, FIR 的系数在 5%水平上显著,说明相对于竞争性中央企业,其他类中央企业董事长上任对企业绩效的影响更加显著。这是因为相对于竞争性中央企业,其他类中央企业承担着更多的政府责任,而其他类中央企业董事长更接近“政治人”的身份。在上任之初,其他类中央企业董事长更有动机提高企业绩效,向上负责。

^①由于“新旧”董事长交替之年的绩效同时受“新”董事长上任和“旧”董事长离任的影响,本文用交替之年的下一年作为“新”董事长上任第一年,研究中央企业董事长的上任影响;用交替之年的上一年作为“旧”董事长离任前一年,研究中央企业董事长离任的影响。

表 10 中央企业董事长上任对企业绩效的影响

变量	(1) 全部中央企业	(2) 竞争性中央企业	(3) 其他类中央企业
	ROA	ROA	ROA
<i>FIR</i>	0.0184 * (0.0108)	0.0051 (0.0050)	0.0097 ** (0.0045)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Constants</i>	0.1521 (0.1081)	0.2172 * (0.1131)	0.2272 (0.1777)
Observations	990	686	304
<i>R</i> ²	0.2111	0.2129	0.2227

注:括号内为双尾检验的标准误,**、* 分别表示在 5%和 10%水平上显著。

2. 中央企业董事长的离任与企业绩效

中国又有一句俗语“当一天和尚撞一天钟”,但现实中能在整个任期内做到善始善终的人却很少。有关企业高管研究的文献揭示,大量高管在任期结束前一年出现懈怠。由于接近离任,高管更容易产生短视行为,降低对企业的责任心,导致企业绩效下滑。为研究中央企业董事长是否有类似的特征,本文构建了虚拟变量 *LAST*,中央企业董事长不处于任期最后一年时 *LAST* 取 0,处于任期最后一年时 *LAST* 取 1。为此,建立模型(7)以检验中央企业董事长离任前一年的企业绩效特征。

$$ROA_{it} = c_0 + c_1 LAST_{it} + c_2 Controlvariables_{it} + \sum Year + \sum Ind + d \quad (7)$$

表 11 展示了实证分析的回归结果。在全部中央企业、竞争性中央企业和其他类中央企业的回归中,*LAST* 的系数均为负,说明中央企业董事长离任前的企业绩效出现了下滑。进一步观察可以发现,全部中央企业样本和其他类中央企业样本中,*LAST* 的影响并不显著;而在竞争性中央企业样本中,*LAST* 的系数是显著的。这表明相对于其他类中央企业,竞争性企业董事长离任对企业绩效的影响更加显著。原因是竞争性中央企业的市场化进程更快,所在行业的竞争也更激烈,当董事长出现懈怠时企业绩效更容易出现下滑。

表 11 中央企业董事长离任对企业绩效的影响

变量	(1) 全部中央企业	(2) 竞争性中央企业	(3) 其他类中央企业
	ROA	ROA	ROA
<i>LAST</i>	-0.0041 (0.0030)	-0.0054 * (0.0029)	-0.0015 (0.0082)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Constants</i>	0.2478 (0.1525)	0.3165 * (0.1634)	0.2481 (0.1993)
Observations	990	686	304
<i>R</i> ²	0.1355	0.1609	0.2328

注:括号内为双尾检验的标准误,* 表示在 10% 水平上显著。

(二) 中央企业董事长政治晋升实际情况的中介效应

前文已经分析证明了中央企业董事长的政治晋升概率(*PP*)在其任期与企业绩效关系中的中介效应。由于董事长的政治晋升概率是一个考虑了多种因素后的预测结果,本文通过 Sobel-Goodman 中介检验进一步探讨了中央企业董事长政治晋升的实际情况(*Promotion*)在其任期与企业绩效关系中是否存在中介效应,以及考察董事长任期—政治晋升的实际情况—企业绩效这三者之间的关系。

如表 12 所示,Sobel-Goodman 检验的 Z 值在 5%水平上显著。这说明中央企业董事长政治晋升的实际情况对中央企业董事长任期与企业绩效之间的关系存在显著的中介效应。同时,Sobel-Goodman 检验也证明了企业绩效与中央企业董事长政治晋升的实际情况之间存在正向的相关关系。此外,本文通过 Sobel-Goodman 检验观测到政治晋升激励产生的是部分中介效应,其中介效应的效应值为 15.36%。

表 12 中央企业董事长政治晋升实际情况的 Sobel-Goodman 中介效应检验结果

变量	<i>ROA</i>	<i>Promotion</i>	<i>ROA</i>
<i>TEN</i>	0.0055 *** (0.0017)	0.0752 *** (0.0166)	0.0044 ** (0.0017)
<i>Promotion</i>			0.0078 ** (0.0033)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.0251 * (0.0146)	0.0722 (0.3119)	0.1187 *** (0.0324)
Observations	990	990	990
<i>R</i> ²	0.1399	0.1432	0.1623
Sobel Z	2.0931 **		
Sobel Z 的 P 值	0.0363		
中介效应占比	15.36%		

注:括号内为双尾检验的标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

(三) 中央企业董事长的年龄、晋升激励与企业绩效

中央企业董事长的政治晋升激励效果可能与其年龄有很大的关系(姚洋、张牧扬, 2013)。对于年轻的中央企业董事长而言,他们对自己的预期任期更长,上升空间也会更大,更有动力在事业上进行拼搏,此时政治晋升激励的作用可能会更加明显。而对于较年长的中央企业董事长而言,由于他们更接近于退休年龄,对自己的预期任期更短,他们的重心可能会从工作转移到生活,同时受年龄限制,他们的上升空间也相对受限,对晋升概率的预期会降低,此时政治晋升激励的作用可能会受到影响。本文样本中,中央企业董事长平均年龄是 49.51 岁。因此,本文以 50 岁为年龄界限将中央企业董事长划分为两组,分别观察对不同年龄中央企业董事长而言,政治晋升激励对企业绩效的影响(结果见表 13)。

表 13 不同年龄中央企业董事长政治晋升激励对企业绩效的影响

变量	(1) 小于 50 岁的中央企业董事长组	(2) 大于和等于 50 岁的中央企业董事长组
	ROA	ROA
<i>PP</i>	0.4040*** (0.1109)	0.4521 (0.3284)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Constant</i>	0.0589 (0.1484)	-0.1958 (0.1762)
Observations	451	539
R^2	0.1361	0.1509

注:括号内为双尾检验的标准误,*表示在 10%水平上显著。

表 13 显示,对于小于 50 岁的中央企业董事长而言,政治晋升是一个非常有效的激励方式,能显著提高企业绩效。对于大于和等于 50 岁的中央企业董事长而言,虽然政治晋升激励仍然能给企业绩效带来正向影响,但并不显著。这个结果符合我们对不同年龄中央企业董事长的预期。对于年轻董事长而言,由于他们对长期职业生涯的预期,政治晋升激励产生了更显著的效果,而对于年龄较长的中央企业董事长,或许可以采取更多元的其他激励方式。

(四) 中央企业董事长的预期任期与企业绩效

Hambrick 和 Fukutomi(1991)曾指出,预期任期较长的高管对企业的忠诚度更高。对中央企业董事长而言,当他们预期自己的任期更长时,他们的个人利益与企业利益更趋于一致,短视的行为将减少,委托—代理问题得以缓解。也就是说,对自己预期任期更长的中央企业董事长更有动力从企业利益出发进行战略选择,这对企业绩效的提高十分重要。为了检验中央企业董事长的预期任期与企业绩效之间的关系,本文借鉴张兆国等(2014)的做法,利用模型(8)对中央企业董事长的预期任期进行了拟合:

$$Eten_{it} = (indmean_{TEN} - TEN) + (indmean_{AGE} - AGE) \quad (8)$$

模型(8)中: $indmean_{TEN}$ 指的是截止统计年份企业所属行业的任期平均值, $indmean_{AGE}$ 指的是截止统计年份企业所属行业的中央企业董事长年龄平均值。 $indmean_{TEN}$ 与 TEN 的差代表了中央企业董事长在任期维度上对自己任职期限的预期;而 $indmean_{AGE}$ 与 AGE 的差代表了中央企业董事长在年龄维度上对自己任职期限的预期。这两者之和则是中央企业董事长对自己综合的预期任期。

本文构建了模型(9)来检验中央企业董事长的预期任期与企业绩效之间的关系。

$$ROA_{it} = e_0 + e_1 Eten_{it} + e_2 Controlvariables_{it} + \sum Year + \sum Ind + f \quad (9)$$

表 14 展示了中央企业董事长的预期任期与企业绩效的回归结果。在全部中央企业样本中,中央企业董事长的预期任期与企业绩效呈正向相关关系,并在 5%水平上显著。接着,本文对中央企业进行了分组考察,发现在竞争性中央企业样本和其他类中央企业样本中,其董事长的预期任期都与企业绩效正向相关,并都在 1%水平上显著。也就是说,中央企业董事长的预期任期越长,企业绩效越好。

表 14 中央企业董事长的预期任期与企业绩效

变量	(1) 全部中央企业	(2) 竞争性中央企业	(3) 其他类中央企业
	ROA	ROA	ROA
<i>Eten</i>	0.4432 ** (0.1712)	0.1074 *** (0.0285)	0.7885 *** (0.2924)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-22.37 ** (8.771)	-5.149 *** (1.404)	-39.95 *** (14.88)
Observations	990	686	304
R^2	0.1285	0.1573	0.2261

注:括号内为双尾检验的标准误,***、** 分别表示在 1%和 5% 水平上显著。

(五) 内生性的解决

根据刘青松和肖星(2015)的研究发现,企业绩效会影响国有企业高管的变更,具体表现为国有企业高管的变更考核中存在一个绩效门槛。因此,中央企业董事长任期与企业绩效之间可能存在反向因果导致的内生性问题,即企业绩效作为考核标准之一,势必会影响国务院国资委对中央企业董事长任期的决策。对于这一内生性问题,本文采用工具变量法进行处理(结果见表 15)。

表 15 中央企业董事长任期与企业绩效的工具变量法回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
	TEN	ROA
<i>Indmean</i>	0.3455 ** (0.1538)	
<i>Yearmean</i>	0.6034 *** (0.1990)	
TEN^2		-0.0028 *** (0.0010)
TEN		0.0034 (0.0027)
<i>Controlvariables</i>	控制	控制
<i>Constant</i>	0.6946 *** (0.1826)	0.3017 ** (0.1461)
Observations	990	990
R^2	0.1567	0.2375

注:括号内为双尾检验的标准误,***、** 分别表示在 1%和 5%水平上显著。

有效的工具变量必须同时具备外生性和相关性,即它们必须与被解释变量、其他解释变量及随机误差项不相关,但又必须与所替代的内生解释变量高度相关。参考李培功和肖珉(2012)的做法,本文选择中央企业董事长任期的行业平均值(*Indmean*)和董事长任期的年度平均值(*Yearmean*)作为工具变量。为了准确判断选取的工具变量是否合理,本文进行了识别不足检验、弱工具变量检验和过度识别检验。所选取的工具变量均通过了上述检验。

本文采用两阶段最小二乘法进行了内生性检验。第一阶段是将可能存在内生性问题的解释变量作为被解释变量,将选取的工具变量以及其他控制变量作为解释变量进行回归,即将任期(*TEN*)作为被解释变量对董事长任期的行业平均值(*Indmean*)、董事长任期的年度平均值(*Yearmean*)以及其他控制变量进行回归。第二阶段是将基于工具变量法在第一阶段回

归时构建的拟合值代入前述主效应回归模型中进行估计。在控制了内生性后,本文的结果仍然稳健,即中央企业董事长任期与企业绩效的关系呈倒 U 型。

(六) 稳健性检验^①

1. 企业绩效指标的替换

由于使用不同的会计指标来衡量中央企业的企业绩效可能会得到不同的结论,因此,本文选取净资产收益率(*ROE*)替换了原度量企业绩效的指标总资产收益率(*ROA*)。在使用净资产收益率(*ROE*)作为被解释变量,重新观察中央企业董事长任期与企业绩效的关系后,本文的结果依然稳健。

2. 政治晋升激励模型的替换

由于使用不同的方法估计政治晋升激励可能会使中介效应检验得出不同的结论,因此,本文在原模型企业经营业绩考核(*FIN*)指标中增加了资本保值增值率,重新进行了 Sobel-Goodman 中介检验。检验结果显示,政治晋升激励的中介效应依然存在。

3. 中介效应的重新检验:Bootstrap 检验

Sobel-Goodman 检验在处理小样本量或中介效应值不呈正态分布的情况下可能存在统计功效不高的缺点。为了得到更稳健的结果,本文使用了 Bootstrap 检验反复抽样 1 000 次,对政治晋升激励的中介效应进行了重新验证。检验结果显示置信区间内不包含零值,即中介效应显著。

4. 绩效的滞后效应

企业的绩效可能存在一定的滞后效应,具体表现为中央企业董事长可能会做一个长远的规划,因此他们的当期行为不一定只体现在当期绩效上,而是可能对后续绩效具有持续的影响。为此,本文使用滞后一期 *ROA* (*LROA*) 为被解释变量,对绩效与任期之间的关系进行了稳健性检验。为了控制上期企业绩效对本期的影响,本文加入了当期绩效 *ROA* 作为控制变量。回归结果显示 TEN^2 的系数依然显著为负,即中央企业董事长任期与企业绩效之间的关系仍然呈倒 U 型。

六、结论与启示

现有文献鲜有对中央企业董事长人口统计学特征的研究。本文主要检验了中央企业董事长任期与企业绩效的关系,并探究了政治晋升激励在其中所起的作用。研究表明:中央企业董事长任期与企业绩效的关系呈倒 U 型;政治晋升激励在中央企业董事长任期与企业绩效间的关系中起到了中介效应,且中央企业董事长上任初期企业绩效有所提高,而在离任之前企业绩效出现下降;竞争性中央企业董事长任期与企业绩效之间的关系更为显著,受政治晋升激励的效果也更明显。通过进一步研究,本文还发现:在中央企业董事长上任与离任的表现上,其他类中央企业董事长更多地表现出了任职初期的“新官上任三把火”现象,竞争性中央企业董事长未更多地在任职末期表现出“做一天和尚撞一天钟”;中央企业董事长政治晋升的实际情况在其任期与企业绩效关系中也存在中介效应;政治晋升激励对 50 岁以下的年轻董事长效果更加显著;中央企业董事长的预期任期与企业绩效呈正向相关关系。

根据中共中央、国务院 2015 年印发的《关于深化国有企业改革的指导意见》,中央企业将于 2020 年在改革重要领域和关键环节取得决定性成果。对中央企业来说,如何通过改革更好

^①受篇幅限制,本文并未披露稳健性检验结果,需要者可联系作者索取。

地解决委托—代理问题十分迫切。本文的研究对推进中央企业改革进程具有如下启示意义:

首先,应高度关注中央企业董事长的任期问题。一方面,应合理控制中央企业董事长的任期,既要避免任期过短造成中央企业董事长更替过于频繁、经营缺乏长期规划,也要避免任期过长带来的内部人控制、损害企业利益的问题。另一方面,还应对不同任期的中央企业董事长设定不同的考核目标,关注不同的问题。对任期较短的中央企业董事长,应激励他们保持上任初期的工作热情;而对于任期较长的中央企业董事长,应通过强化审计、巡视等外部监督机制督促他们保持警醒、依法履职。

其次,应充分发挥政治晋升激励的积极效应。内部激励机制是驱动企业发展的动力之一。现在正处于“中国制造 2025”的重要阶段,充分调动企业内部要素是增进中央企业竞争力和创新活力的关键,而充分挖掘人的潜力更是重中之重。政治晋升激励作为中央企业董事长独特的激励手段,应被充分地重视。中央企业董事长“政企流动”通道的正面价值应被肯定。此外,政治晋升锦标赛的弊端也应得到关注,并辅以其他激励手段或监督措施加以解决。

最后,本文认为在未来的中央企业改革中还应高度重视实施分类管理。按照功能分类并进行差异化考核和治理是中央企业改革的重要举措,也是中央企业下一轮改革的基础。由于不同类型的中央企业表现出不同的委托—代理问题,分类对中央企业确定经营目标和制定改革方案显得尤为重要。而对中央企业董事长进行任职管理与激励时,也要注意对不同类型的中央企业“因材施教”。

参考文献:

1. 曹红军、卢长宝、王以华,2011:《资源异质性如何影响企业绩效:资源管理能力调节效应的检验和分析》,《南开管理评论》第4期。
2. 陈仕华、卢昌崇、姜广省、王雅茹,2015:《国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究》,《管理世界》第9期。
3. 黄速建、肖红军、王欣,2018:《论国有企业高质量发展》,《中国工业经济》第10期。
4. 姜付秀、朱冰、王运通,2014:《国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗?》,《管理世界》第9期。
5. 赖黎、巩亚林、马永强,2016:《管理者从军经历、融资偏好与经营业绩》,《管理世界》第8期。
6. 雷海民、梁巧转、李家军,2013:《组织特征影响政治资源企业的财务能力吗?——基于中国上市公司的非参数检验》,《中国软科学》第2期。
7. 李培功、肖珉,2012:《CEO任期与企业资本投资》,《金融研究》第2期。
8. 李维安,2014:《分类治理:国企深化改革之基础》,《南开管理评论》第5期。
9. 刘青松、肖星,2015:《败也业绩,成也业绩?——国企高管变更的实证研究》,《管理世界》第3期。
10. 逯东、王运陈、王春国、杨丹,2013:《政治关联与民营上市公司的内部控制执行》,《中国工业经济》第11期。
11. 马连福、王元芳、沈小秀,2013:《国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约》,《管理世界》第5期。
12. 潘越、宁博、肖金利,2015:《地方政治权力转移与政企关系重建——来自地方官员更替与高管变更的证据》,《中国工业经济》第6期。
13. 沈红波、华凌昊、许基集,2018:《国有企业实施员工持股计划的经营绩效:激励相容还是激励不足》,《管理世界》第11期。
14. 盛丹、刘灿雷,2016:《外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗?》,《经济研究》第10期。
15. 王曾、符国群、黄丹阳、汪剑锋,2014:《国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究》,《管理世界》第5期。
16. 熊瑞祥、王慷楷,2017:《地方官员晋升激励、产业政策与资源配置效率》,《经济评论》第3期。
17. 徐细雄、刘星,2013:《放权改革、薪酬管制与企业高管腐败》,《管理世界》第3期。
18. 鄢伟波、邓晓兰,2018:《国有企业高管薪酬管制效应研究——对高管四类反应的实证检验》,《经济管理》第7期。
19. 杨瑞龙、王元、聂辉华,2013:《“准官员”的晋升机制:来自中国中央企业的证据》,《管理世界》第3期。
20. 姚洋、张牧扬,2013:《官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》,《经济研究》第1期。
21. 于文超、李任玉、何勤英,2012:《国有企业高管参政议政、政治激励与过度投资》,《经济评论》第6期。
22. 张兆国、刘亚伟、杨清香,2014:《管理者任期、晋升激励与研发投入研究》,《会计研究》第9期。

- 23.周铭山、张倩倩,2016:《“面子工程”还是“真才实干”?——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究》,《管理世界》第12期。
- 24.Ali,A.,and W. Zhang.2015.“CEO Tenure and Earnings Management.” *Journal of Accounting and Economics* 59(1):60–79.
- 25.Du,F.,D. H. Erkens,S. M. Young,and G. Tang.2017.“How Adopting New Performance Measures Affects Subjective Performance Evaluations: Evidence from EVA Adoption by Chinese State-owned Enterprises.” *The Accounting Review* 93(1):161–185.
- 26.Elsila,Anna,J. P. Kallunki,H. Nilsson,and P. Sahlström.2013.“CEO Personal Wealth,Equity Incentives and Firm Performance.” *Corporate Governance: An International Review* 21(1):26–41.
- 27.Hambrick,D. C.,and G. D. S. Fukutomi.1991.“The Seasons of A CEO’s tenure.” *Academy of Management Review* 16(4):719–742.
- 28.Hambrick,D. C.,and P. Mason. 1984.“Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers.” *Academy of Management Review* 9(2):193–206.
- 29.Huang,Y. 2018.“Motivation Exchange Rate: The Real Value of Incentives.” *Journal of Management Development* 37(4):353–362.
- 30.Jensen,M. C.,and W. H. Meckling. 1976.“Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure.” *Journal of Financial Economics* 3(4):305–360.
- 31.McClelland,P. L.,V. L.Barker, and W. Y. Oh.2012.“CEO Career Horizon and Tenure: Future Performance Implications under Different Contingencies.” *Journal of Business Research* 65(9):1387–1393.
- 32.Oah,S.,D. Shon,and K. Moon.2019.“Effects of Different Incentive Distribution Methods on Work Performance and Satisfaction in Small Groups: A Simulation Study.” *The Psychological Record* 69(1):83–93.
- 33.O’Connell,V.,J. H. Lee,and D. O’ Sullivan.2018.“The Influence of CEO Equity Incentives on Licensing.” *European Management Journal* 36(2):266–277.
- 34.Oh,W. Y.,Y. K. Chang,and R. Jung.2018.“Experience-Based Human Capital or Fixed Paradigm Problem? CEO Tenure, Contextual Influences, and Corporate Social (Ir) Responsibility.” *Journal of Business Research* 5(34):325–333.
- 35.Sunder,J.,S. V. Sunder,and J. Zhang.2017.“Pilot CEOs and Corporate Innovation.” *Journal of Financial Economics* 123(1):209–224.

Tenure of Chairmen, Political Promotion Incentives and Performance of Central Enterprises

Yu Yumiao, Xu Huihui and Zhou Kaitang

(Economics and Management School of Wuhan University)

Abstract: Based on the data of A-share listed central enterprises in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2013 to 2017, this paper examines the impact of tenure of chairmen on the performance of enterprises and the intermediary effect of political promotion incentives. The results show that: the tenure of chairmen and the performance of central enterprises are in a reversed U-shaped relationship; the political promotion incentives can effectively improve the performance of central enterprises, but the effect increases first and then decreases with the extension of chairmen’s tenure; in the competitive central enterprises, the above effects are significantly stronger. Further research finds that the performance of competitive central companies declines at the end of the chairmen’s tenure, while other central enterprises experience a performance improvement in the early stages of the chairmen’s tenure; the political promotion of chairmen also shows the intermediary effect; the political promotion incentives are more effective for chairmen under the age of 50; the expected tenure is positively related to the performance of enterprises. This paper is of great significance for promoting the classified reform of central enterprises to solve the principal-agent problem.

Keywords: Tenure of Chairmen, Corporate Performance, Political Promotion Incentives, Classification of Central Enterprises

JEL Classification: D63, F83, G32

(责任编辑:陈永清)