

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2015.03.010

欢迎按以下格式引用:胡明霞,干胜道,鲁昱.产权制度、管理层权力与内部控制[J].重庆大学学报:社会科学版,2015(3):67-80.

Citation Format: HU Mingxia, GAN Shengdao, LU Yu. Property rights, managerial power and internal control[J]. Journal of Chongqing University: Social Science Edition, 2015(3): 67-80.

# 产权制度、管理层权力与内部控制

胡明霞<sup>1,2</sup>, 干胜道<sup>1</sup>, 鲁昱<sup>3</sup>

(1. 四川大学 商学院, 四川 成都 610021; 2. 西南政法大学 管理学院, 重庆 401120; 3. 新西兰奥克兰大学 商学院, 新西兰 奥克兰 1010)

**摘要:**文章以沪深A股市场2009-2012年上市公司作为研究样本,从不同产权制度视角研究管理层权力与内部控制有效性之间的关系。研究发现,管理层权力与内部控制的关系受到产权性质的影响。其中,在中国地方国有上市公司中,管理层权力与内部控制质量正相关;而中央政府控制的国有上市公司中,管理层权力对内部控制并无显著影响。这说明,由于地方分权及地方政府之间激烈的“政治锦标赛”,一方面促使地方政府将更多剩余控制权让渡给管理层,另一方面有利于激发管理层的“企业家精神”,有利于企业内部控制制度建设。研究同时发现,对于家族控股直接上市的民营企业,由于创业者与管理者身份的合一及最终控制人的企业家本质属性,管理层权力与内部控制质量正相关;而对于以兼并重组方式上市的民营企业,管理层权力对内部控制质量并无显著影响。

**关键词:**管理层权力;内部控制;产权制度;代理冲突;企业家精神;激励机制

**中图分类号:**F271

**文献标志码:**A

**文章编号:**1008-5831(2015)03-067-14

## 一、研究背景与问题

2008年五部委联合发布了《企业内部控制基本规范》,并于2010年颁布了配套指引(应用指引、评价指引及审计指引)要求:“企业应对内部控制有效性进行自我评价、披露年度自我评价报告及应聘请会计师事务所对财务报告内部控制有效性发表审计意见。并于2011年1月1日起首先在境内外同时上市的公司实施,并于2012年1月1日起扩大到在上海证券交易所、深圳证券交易所主板上市的公司施行。”内部控制作为投资者利益保护的重要制度安排将构成公司治理的重要基石,其设计和执行的有效性对投资者利益乃至全球资本市场产生重要影响,也成为学术界和实务界研究的热点。《企业内部控制基本规范》明确规定,内部控制制度的执行主体和责任主体分别为管理层和董事会,其中董事长应成为内部控制制度建设的总责任人,管理层(尤其掌握实际经营决策权的行政负责人)在企业内部控制建设过程中扮演“中心角色”。

根据“高层梯队理论”,组织在很大程度上是高层管理者个人特征的反映<sup>[1]</sup>。一方面,若管理层权力集中,有利于形成稳定的高层基调,有利于内部控制环境建设及信息及时、快捷地沟通和交流,并能更有效保障科层组织中高管管理者监督低层执行者,从而有利于内部控制效率提升,此时权力为内部控制实施提供了保障,称为“权力保障说”。另一方面,由于中国转轨经济中公司治理机制的外部约束机制(职业经理人市

修回日期:2015-03-10

**基金项目:**国家社会科学基金项目(13BJY015);重庆市教委科学技术研究项目(KJ120107);重庆市高等教育教学改革研究项目(132065);重庆市“十二五”规划课题(2012-GX-100);西南政法大学校级科研项目“基于数据挖掘视角的上市公司财务报告舞弊识别研究”(2012-XZQN28);重庆市社会科学规划项目“管理层权力、内部控制与高管腐败”(2014PY60)

**作者简介:**胡明霞(1980-),女,湖北武汉人,四川大学商学院博士研究生,西南政法大学内部审计创新研究中心副主任,主要从事审计与内部控制研究;干胜道(1967-),男,安徽天长人,四川大学会计与财务研究所所长,四川大学会计商学院教授,博士研究生导师,主要从事公司治理与公司财务理论研究。

场、劳动力市场及公司控制权市场)不健全和资本市场效率缺乏,若高层管理者权力过于集中,反而会诱发道德风险发生,凌驾于内部控制制度之上,构建“经理帝国”,此时内部控制制度的“装饰性功能”更强,权力反而使内部控制机制沦为代理问题一部分,称为“权力超越说”。由于中国特殊制度背景,管理层权力形成受产权制度影响。在不同产权制度下,即使内部权力配置结构相同,对内部控制也将产生不同影响,而现有文献缺乏对该问题的研究。

基于此,本文从不同产权制度视角,研究中国上市公司管理层权力与内部控制有效性的关系。主要围绕以下问题展开:第一,检验上市公司的管理层权力是否会影响内部控制的有效性?第二,在不同产权制度下,管理层权力的形成和来源有何差异?这种差异对不同层级的国有上市公司和不同类型的民营上市公司内部控制质量有何影响?本文试图分析和厘清不同产权制度下管理层权力的差异及对内部控制有效性的作用机理,其理论和经验证据对进一步完善中国上市公司的产权制度和公司治理机制具有较好的借鉴意义。

本文的研究贡献在于:(1)突破单一从“经济人假设”和委托代理理论角度分析,基于企业家理论,从产权性质差异角度分析管理层权力对内部控制质量的影响,丰富了内部控制研究的相关文献,同时从新的视角揭示了,管理层权力配置对内部控制质量的影响存在保障和超越两种效应。(2)针对以往文献只注重对管理层权力的约束和制衡,而忽视了对管理层的激励机制,本文通过实证研究证明,权力过大并非都是坏事,应根据产权性质差异,分别采取差异化的治理策略,从而丰富了公司治理的内涵。

## 二、文献综述

有关内部控制有效性的研究,取得的代表性成果主要有:Hoitash等发现董事会总体质量与内部控制有效性正相关<sup>[2]</sup>。Krishnan认为,管理层工作经验、舞弊倾向、审计师任期和财务压力是影响内部控制的重要因素,其中审计委员会独立性和任职背景与内部控制缺陷负相关<sup>[3]</sup>。Li Sun和Ettredge则发现,高素质的CFO会提高内部控制质量<sup>[4]</sup>。Gong等发现,境外上市的母公司所在地投资者保护越薄弱、控股股东与管理者身份越重合,内部控制有效性越低<sup>[5]</sup>。国内学者陈汉文等对内部控制有效性的内涵进行了理论分析,认为从目前情况看,风险基础法作为内部控制的评价方法具有更高的成本和效率<sup>[6]</sup>。程晓陵等研究表明,管理层诚信和道德价值观与内部控制有效性显著正相关,第一大股东控制力和董事会监事会会议频率对内部控制有效性并无显著影响,管理层风险偏好与内部控制有效性呈U型关系,董事长兼任总经理显著加大企业违反法律法规的可能性<sup>[7]</sup>。张颖等研究发现,股权集中度与内部控制有效性之间呈倒U型关系;当企业实际控制人为国有控股公司时,内部控制有效性显著高于其他公司;企业规模与内部控制正相关<sup>[8]</sup>。李育红等则发现,董事会规模及董事薪酬与内部控制有效性正相关,CEO与董事长是否两职合一与内部控制有效性负相关<sup>[9]</sup>。李颖琦等研究发现,引入非国有制衡股东能优化企业内部控制,而国有制衡股东优化企业内部控制的作用不明显<sup>[10]</sup>。张先治等发现,内部控制有效性与公司国有控股程度和股权集中度负相关<sup>[11]</sup>。刘启亮通过比较央企和地方国有企业,发现地方国有企业内部控制质量较低,非政府控制和央企控制的国有企业的内部控制质量基本相同<sup>[12]</sup>。赵息研究发现,组织和能力权力与内部控制有效性负相关,所有权权力与内部控制有效性正相关<sup>[13]</sup>。吴秋生研究发现,除领导者的强制权与内部控制有效性呈不显著负相关外,领导者的奖赏权、合法权、专家权和崇拜权与内部控制有效性均呈现显著正相关<sup>[14]</sup>。

现有研究管理层权力的文献,主要集中于对高管薪酬、企业绩效、盈余管理、股利分配和会计信息质量等方面。Hermalin等研究表明,随着CEO权力增强,董事会效率将不断下降<sup>[15]</sup>。谭庆美等研究表明,管理层权力对股权制衡度较低和独立董事比重较高的企业绩效具有显著正向影响<sup>[16]</sup>。傅頌和邓川研究发现,管理层权力大的公司其盈余管理行为更明显<sup>[17]</sup>。郭红彩则发现,管理层权力与上市公司现金股利支付率显著负相关,管理层持股弱化了管理层权力对现金股利支付的负面影响<sup>[18]</sup>。林芳研究发现,管理层权力越大的企业,越容易进行盈余管理,国有上市公司管理层更倾向于费用方面真实盈余管理,而非国有企业更倾向于应计盈余管理,两者存在互补关系<sup>[19]</sup>。黎文靖和卢锐研究表明,国有上市公司管理层权力对会计稳健性具有更显著的负向影响作用<sup>[20]</sup>。

关于管理层权力与内部控制有效性的研究,目前仅有赵息及吴秋生认同管理层权力会对内部控制产生重要影响,但只是笼统地论述中国管理层权力整体与内部控制有效性的关系,并且得出的结论单一。在转轨时期中国特殊的制度背景,由于国有和非国有上市公司的管理层权力的形成来源不同,导致其权力呈现不同特点,从而将对内部控制的有效性产生不同影响,现有文献缺乏对这一问题的研究。因此,有必要研究不同产权制度下管理层权力的差异及其对内部控制有效性的作用机理,其经验证据对中国上市公司内部控制制度建设具有较好的借鉴意义。

### 三、理论框架与研究假说

#### (一)管理层权力与内部控制

管理层权力是在公司内部治理出现缺陷和外部约束机制缺乏的情况下,对公司决策权、监督权和执行权的影响能力,体现为剩余控制权的扩张。根据“高层梯队理论”,组织很大程度上是高层管理者个人特征的反映<sup>[21]</sup>,公司内部环境,尤其是权力结构将对组织效率产生影响<sup>[22]</sup>。在委托代理理论下,由于信息的非对称及契约的不完备性,缺少有效监督和约束的高管权力可能引发管理者“堑壕效应”,从而制约或阻碍内部控制的有效运行,此时管理层权力配置对内部控制作用体现“权力超越说”。在管家理论下,管理者受到“社会人”约束,追求社会性需要,个人利益完全依附于组织<sup>[23]</sup>。基于管家理论视角,此时管理层权力配置对内部控制的作用体现为“权力保障说”。例如,在管家理论下,充分授权于管理层将使其更加努力为公司工作,如高管权力较大的公司(如董事长兼任总经理),可能会使公司董事会更加敬业,更有利于管理层形成稳定高层基调,可以有效率调配公司资源,信息能及时沟通和传达,有利于内部控制制度的有效执行。基于上述理由,本文提出两个竞争性假设:

H1a:管理层权力越大,上市公司内部控制质量越低。

H1b:管理层权力越大,上市公司内部控制质量越高。

#### (二)产权制度、管理层权力与内部控制

由于管理层权力的形成受产权制度、法律环境及文化等因素影响,管理层权力与内部控制的关系可能受制于产权制度影响。本文在控制法律环境、社会文化等因素后,进一步研究产权制度对管理层权力与内部控制关系的影响。由此构建一个产权影响管理层权力并进一步影响内部控制有效性的理论框架(图1)。

公司治理的两个基本功能是选拔具有企业家素质的人领导企业及激励和监督企业领导人更好创造价值<sup>[24]</sup>。首先,在民营企业中,所有权掌握在企业家手中,所有权和控制权往往是合一的,此时企业家个人利益与组织利益具有一致性,企业家服从的是市场竞争边界条件下的自我约束,宽松的约束条件使企业家的创新能力和经营决策能力能得到较大程度发挥,此时的公司治理机制更多应来自内在的非物

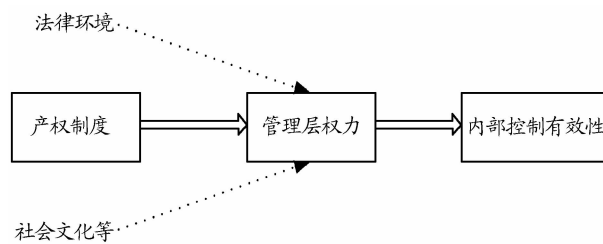


图1 理论框架

质激励,董事会层面更多体现内部控制董事会和管理层权力的集中<sup>[25]</sup>,企业家精神可以激发其为企业创造最大的价值<sup>[26]</sup>。其次,民营企业中,管理层权力本身是“股东权”的延续,管理层更多体现为“社会人身份”,这会将他们的认知框架塑造成较少的机会主义行为可能,减弱他们的机会主义倾向。最后,由于企业管理层拥有信息优势及对企业战略和经营层面较好的把握和应变能力,高管权力的集中一方面反映其较强经营能力,在制定内部控制制度时更有效率优势;另一方面,更有利于形成稳定高层基调,营造良好的内部环境,从而有效保障内部控制制度自上而下的推进,提升内部控制质量。

自20世纪80年代以来,国有企业改革分别经历了放权让利、政企分开、抓大放小及建立现代企业制度阶段,这个过程实质上是管理层权力不断形成和提升的过程。但由于目前国企高管的任命和选拔主要参照党政干部选拔和任命要求形成的“内部劳动力市场”。国有企业的“所有者”是国家,政治家和官员作为国家代理人,权力和责任不对称,在选择和监督国有企业领导人时更多依赖个人关系和政治上的效忠,而不是企业家素质和业绩。这样,企业家控制的民营企业中形成的内生约束机制在国企起不到应有作用,此时“内部人”的最优博弈策略更可能体现为减少努力程度及人为关闭管理层的企业家精神<sup>[27]</sup>。在中国转型经济过程中,公司治理的外部约束机制(经理市场、劳动力市场及公司控制权市场)不健全和资本市场效率缺乏,使改制后的国有企业更多面临管理层私利行为产生的风险。管理层作为“内部人”,获取公司控制权后,随着权力的积累和增强,自利动机驱使下可能会通过各种渠道弱化董事会的监督功能,并导致权力寻租空间进一步增大。对于高度集中的国有股权,管理层只是作为要素生产者参与分配,拥有较大剩余控制权,无对应剩余索取权,控制权廉价。这种认知框架将使国有企业管理层不会较多关注经营目标并采取较多的机会主义行为。内部控制作为董事会监督管理层的机会主义行为,保证法律、发展战略、财务报告可靠性和董事会决议得以贯彻的重要制度安排,在管理层自利动机驱使下可能被弱化甚至被逾越。因此,在不同产权制度下,管理层权力对内部控制质量将产生不同影响。基于上述理由,本文提出假设:

H2:产权性质会影响管理层权力对内部控制质量的作用。

由于不同层级的国有企业和不同类型民营企业,其管理层权力的形成来源及所受约束存在差异,本文

进一步分析不同层级的国有企业和不同类型民营企业中,管理层权力对内部控制质量影响的强度和方向。

在中国国有企业的不同控制层级中,央企和地方国企所受约束、政府干预程度及经营目标市场化程度不同,导致管理层权力存在显著差异。中央政府控制的国有企业,行业分布于国防军工、通信、冶金、电子、交通运输及石油化工等关系国计民生的重要领域,具有自然垄断性,不受破产威胁。这一特性决定央企更大程度上承载了部分政府职能,是政府职能的延伸,成为政府干预甚至参与经济的重要手段<sup>[28]</sup>。这种情况下,央企成为国家重点扶持对象,即使经营业绩较差,也能从政府获得补贴。同时,央企高管任免的行政色彩更浓厚,其效用函数中(经营性目标、政治目标及上级偏好),政治目标占据更大权重,加之三项目标完成情况的可观测变量、努力选择的可观测程度不一致,委托人的代理人特征及预算软约束存在,都可能使央企高管较少关注经营目标的实现。在中国内部控制框架中,经营目标是内部控制有效性的直接体现。因此,在这种情境下,央企高管权力来源的“政治性”及“代理特性”决定了其无法保证由拥有“企业家精神”的人控制企业,并无动力加强内部控制建设,甚至更容易产生“高管堑壕”行为。基于上述理由,本文提出假设:

H2a:对于央企而言,管理层权力对内部控制质量并无显著影响。

对于地方国有企业而言,新一轮的“政府分权改革”,引入市场机制后,政府之间分权造成中央政府和地方政府之间所有权与控制权分离,实质上是剩余索取权和剩余控制权由中央政府重新分配给地方政府及由地方政府重新分配给管理层的演进过程<sup>[29]</sup>。这一制度结束了不同层级政府及不同地区政府之间任意转移支付的历史,加剧了地方政府之间的竞争。地方分权促进了产权在不同级别政府间界定,不同级别政府成为辖区内国有企业真正的剩余索取者,促进了地方政府追求利润的积极性。加之,地方政府之间激烈的“政治锦标赛”,竞争促使地方政府主观上将更多剩余分享权让渡给企业管理层,从而使地方国有企业管理层权力更大。随着地方政府之间竞争加剧,要素流动性增加给企业预算软约束施加了机会成本限制以及货币的中央集权和财政分权一定程度上硬化了预算约束,使地方政府不得不放松管制,给予企业管理层更多自主权。从中国地方国有企业的市场性质和功能定位看,主要集中于竞争性领域,倾向于参股而非控股管理,考核企业管理层的主要指标偏向于经营活动的财务回报加上特定社会目标,而非完全社会目标优先。这类企业具有“经济型”特征。因此,相比央企,地方性国有企业更有利于激发管理层的“企业家精神”。因此,若管理层权力较大时,一方面主观意愿上更倾向于从企业持续稳定健康角度经营企业,更有加强内部控制建设的动力;另一方面更容易形成内部“权威”,这种“权威”在开展内部控制建设时更具有效率优势。基于上述理由,本文提出假设:

H2b:对于地方国有企业而言,管理层权力越大,内部控制质量可能越高。

中国民营上市企业按照来源分为家族控股直接上市和兼并重组两种类型。前者由创业者团队或家族在符合中国证券法律法规条件并经过证监会发审委严格审核后公开发行上市。后者主要由原国有上市公司经控制权转移形成,其中绝大部分是在国有企业改制的大背景下,原国有大股东协议将其控制权转让给民营企业,还有一小部分则是原国有大股东通过MBO方式将控制权转让给公司管理层。

对家族控股直接上市的民营企业而言,所有权较为集中,出现家族股东和家族经理两种角色,两种代理冲突相伴而生。在第一类代理冲突下,家族控股股东普遍参与公司的经营管理,并不会采取“搭便车”行为,可以有效对职业经理人进行监督;同时,家族控股股东对公司经营状况十分了解,与管理层之间的信息不对称程度较低,有能力发现管理层的机会主义行为,遏制道德风险,从而缓解了传统的“内部人控制”问题。从第一类代理冲突看,家族股东可以对管理层实施有效的监督,即使在管理层权力较大情况下,其发生机会主义行为的动机也较小。在创始人家族企业中,多采用集权式的管理,重大审批权限集中于董事长和总经理,关键管理人员由董事长任命,股东与关键管理人员之间存在血缘或亲属关系,控股股东与管理层往往是合一的。因此,对于家族企业而言,即使在市场法律治理缺乏足够约束力和社会信任机会成本很高的制度环境里,企业家精神所产生的激励效应仍能导致良好的公司治理。此时,若管理层权力较大,更容易形成家族权威,有利于形成强凝聚力团队,提高内部控制制度执行效率,降低管理和交易成本。基于上述理由,本文提出假设:

H2c:对于家族控股直接上市民营企业而言,管理层权力越大,内部控制质量可能越高。

通过兼并重组方式上市的民营企业,主要通过控制权转移形成,管理层为公司实际“内部控制人”,往往缺乏实业经营的足够经验,利用拥有的内部信息和政治关系以及中国股市和法律漏洞成为主要股东,并获得高于名义控制权的实际控制权,来攫取控制权私利。在兼并重组后,经营状况在短期内难以得到改善,也有部分企业买壳上市的目的是通过资本运作来侵害中小股东利益,因此缺乏改善公司经营业绩的动力。这类企业的控制权与现金流权的分离度更高,控股股东攫取私人收益的动机更强烈,例如,截至2007年底,家族控股上市类民营企业中,60%的公司存在控制权与现金流权分离现象,控制权与现金流权之差的平均值为

8.25%, 兼并重组类公司中控制权与现金流权分离度高达 83%, 控制权与现金流权之差平均值为 10.61%, 这类企业控股股东实施利益侵占的行为动机更强烈, 第二类代理冲突更严重。加之控制权交由代理人, 形成的内生约束机制在这类企业起不到应有作用, 激励机制对激发企业家精神并不存在显著影响, 最终控制权人缺乏企业家本质属性, 其产生的效应将增加管理层的机会主义行为, 内部控制制度反而会沦为代理问题的一部分。因此随着管理层权力增加, 内部控制有效性反而会降低。基于上述理由, 本文提出假设:

H2d: 对兼并重组上市民营企业而言, 管理层权力越大, 内部控制质量可能越低。

#### 四、研究设计

##### (一) 样本与数据来源

本文选择 2009 - 2012 年间 A 股上市公司为样本, 并按以下程序筛选样本: (1) 剔除金融企业; (2) 剔除 ST、PT 企业; (3) 剔除部分财务和公司治理数据缺失样本; (4) 为消除极端值影响, 对主要连续变量, 将处于 0% ~ 1% 和 99% ~ 100% 之间样本进行缩尾处理, 最终得到 3 970 个样本观测值, 其中 2009 年 578 个, 2010 年 947 个, 2011 年 1 215 个, 2012 年 1 230 个。本文所使用的数据包括上市公司财务数据、公司治理数据来源于 CSMAR 数据库, 其中总经理任职时间及内部董事比例手工计算获取。内部控制指数采用迪博企业风险管理技术有限公司发布的内部控制信息披露指数 2009 - 2012 年的数据。

##### (二) 模型设定

为了检验假设 1 - 5, 我们将待检验的回归方程设定为:

$$\ln(ICindex) = \beta_0 + \beta_1 Power + \beta_2 Leverage + \beta_3 Size + \beta_4 Growth + \beta_5 Lsdi + \beta_6 C_{share} + \beta_7 Big\ 4 + \beta_8 Age + \sum_{i=1}^5 industry_i + \sum_{i=1}^4 year_i + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln(ICindex) = \beta_0 + \beta_1 Power + \beta_2 Property + \beta_3 Power * Property + \beta_4 Leverage + \beta_5 Size + \beta_6 Growth + \beta_7 Lsdi + \beta_8 C_{share} + \beta_9 Big\ 4 + \beta_{10} Age + \sum_{i=1}^5 industry_i + \sum_{i=1}^4 year_i + \varepsilon \quad (2)$$

模型(1)中被解释变量为  $\ln(ICIndex)$ , 解释变量为  $Power$ , 考察管理层权力对内部控制质量的影响。为进一步考察产权性质对管理层权力对内部控制质量的影响, 设定模型(2), 其中交乘项  $Power * Ownership$ , 用来衡量产权性质对管理层权力与内部控制间关系的调节效应, 其中  $Ownership$  为模型(2)的解释变量, 为哑变量, 当为国有上市公司时取值为 1, 否则为 0。

##### (三) 变量构建及说明

###### 1. 被解释变量

在方程(1)和(2)中,  $\ln(ICIndex)$  是被解释变量, 反映上市公司内部控制水平和风险管控能力。本文借鉴相关文献做法<sup>[28]</sup>, 采用深圳迪博公司发布的内部控制指数数据。该指数采用千分制, 分值从 0 ~ 1 000, 分值越高, 表明内部控制质量越高。

###### 2. 管理层权力指标构建

管理层权力泛指管理层对公司治理体系(包括决策权、监督权及执行权)的影响能力。Finkelstein 将企业高管的权力划分为结构权力、所有权权力、专家权力及声誉权力 4 个维度。Hu 和 Kumar 以 CEO 的任期和服务年限、董事会独立性、CEO 是否兼任董事长、CEO 是否在两年内退休及是否存在大股东等指标综合反映管理层权力的大小。本文在借鉴 Grinstein & Hribar、Albuquerque & Miao、Fan 等及卢锐等对管理层权力间接度量的基础上, 考虑中国制度背景, 从总经理个体和管理层整体层面分解管理层权力指标, 分别如下。

(1) 组织结构权力, 指科层组织赋予管理层法定职位权力。采用在董事会任职情况、董事会规模和董事会中内部董事比例衡量。总经理在董事会的任职越高, 董事会对总经理的监督能力越弱, 管理层权力越大。董事会规模越大, 董事间形成“合力”可能性越小, 总经理越容易影响和操纵董事会来获取权力优势, 因此管理层权力可能更大。董事会中内部董事规模, 内部董事往往比外部董事更受总经理支配, 内部董事比例越高, 意味管理层权力越大。

(2) 个人能力权力, 反映管理层本身具有的权力, 采用总经理任职时间衡量。总经理任职时间长短能够体现其在公司的渗透力, 反映对公司和董事会的影响力和控制力。总经理任职时间越长, 其影响董事会决策的能力越强, 权力也越大。

(3) 所有制权力, 用总经理持股比例和股权分散度来衡量。总经理持股比例越高, 越能抗拒董事会对管理层的制约和影响, 因此管理层权力越大。当股权较为分散时, 小股东“搭便车”倾向将导致其对管理层的监督较为薄弱, 公司处于内部人控制状态, 此时管理层权力较大。管理层权力指标测度定义及说明见表 1。

表1 管理层权力指标测度定义及说明

权力维度	指标及解释
组织结构权力	总经理在董事会任职情况( $X_1$ ):总经理兼任董事长或副董事长取值为2,总经理与董事长或副董事长不兼任为1。
	董事会规模( $X_2$ ):董事会成员的人数
	董事会中内部董事规模( $X_3$ ):董事会规模扣除独立董事后人数
个人能力权力	总经理任职时间( $X_4$ ):总经理担任该职务时间,以月为单位
所有权结构权力	总经理持股比例( $X_5$ )
	股权分散度( $X_6$ ):前十大股东持股比例的赫芬达尔指数

为了避免测度指标之间的多重共线性对实证研究的影响,本文采用主成分分析法对构成管理层权力的测度指标进行处理。该方法由 Hotelling 于 1993 年首先提出,其主要思想是通过原始指标相关矩阵内部结构关系的研究,找出影响某一经济因素的几个综合指标,使综合指标为原始测度指标的线性组合,综合指标既保留了原始指标的主要信息,同时又能避免共线性问题。根据定义的管理层权力测度指标数据,运用 SPSS 软件进行主成分分析,分析结果见表 2。

表 2 表明主成分分析的 KMO 检验和 Bartlett 球形检验结果,其中 KMO 的值为 0.524,根据统计学家 Kaiser

给出的标准,KMO 值小于 0.6,不太适合做因子分析。

Bartlett 球度检验给出的相伴概率为 0.000,小于显著性水平 0.05,拒绝 Bartlett 球度检验的零假设,适合做因子分析。通过相关性检验后,以方差累积贡献率超过 85%

为标准,提取 4 个主成分,此时变量数由 6 个减少为 4 个。4 个主成分的特征值分别为 2.003、1.383、0.990 和 0.893。根据表 3 因子载荷阵表,得出主成分的表达式。

从表 3 因子载荷矩阵中,可以看出:第一主成分

中,董事会规模和内部董事比例因子载荷系数远远大于其他指标的负荷量,所以第一主成分表达式

(F1) 主要由董事会规模和内部董事比例反映,代表组织结构权力对管理层权力综合指标的贡献。第二主成分中,总经理持股比例和

第二至第十大股东持股比例的因子载荷系数远远大于其他指标的负荷量,所以第二主成分表达式(F2)主要由总经理持股比例及股权分散度反映,代表所有制权力对管理层

权力综合指标的贡献。第三主成分中,总经理任职时间的因子载荷系数远远大于其他指标的负荷量,

所以第三主成分表达式(F3)主要由总经理任职时间反映,代表个人能力权力对管理层权力综合指标的贡献。第四主成分中,两职兼任因子载荷系数远远大于其他指标负荷量,所以第四主成分表达式(F4)主要由总

经理兼任情况反映,代表组织结构权力对管理层权力综合指标贡献。

根据表 3 中因子载荷系数及各自主成分特征值的算术平方根,得出主成分的函数表达式:

$$F_1 = 0.155X_1 + 0.683X_2 + 0.682X_3 - 0.014X_4 - 0.208X_5 - 0.039X_6 \quad (3)$$

$$F_2 = -0.479X_1 + 0.162X_2 + 0.168X_3 + 0.161X_4 + 0.607X_5 + 0.567X_6 \quad (4)$$

$$F_3 = 0.127X_1 - 0.012X_2 - 0.022X_3 + 0.985X_4 - 0.069X_5 - 0.087X_6 \quad (5)$$

$$F_4 = 0.757X_1 - 0.062X_2 - 0.062X_3 - 0.04X_4 + 0.037X_5 + 0.646X_6 \quad (6)$$

然后根据四个主成分函数及各个主成分的贡献率,构成管理层权力综合指标(Power)函数:

$$Power = 2.003/5.269F_1 + 1.383/5.269F_2 + 0.99/5.269F_3 + 0.893/5.269F_4 \quad (7)$$

将估计样本组企业的 6 个变量(总经理两职兼任情况  $X_1$ 、董事会规模  $X_2$ 、内部董事比例  $X_3$ 、总经理任职

表2 KMO 和 Bartlett

检验方法	指标	检验结果
KMO 方法	KMO 值	0.524
Bartlett 检验		12 748.21
	Df	15
	Sig.	0.000

表3 因子载荷阵表

管理层权力 测度指标	主成分			
	1	2	3	4
$X_1$	0.220	-0.563	0.127	0.715
$X_2$	0.966	0.191	-0.012	-0.059
$X_3$	0.965	0.197	-0.022	-0.059
$X_4$	-0.020	0.189	0.980	-0.038
$X_5$	-0.295	0.714	-0.069	0.035
$X_6$	-0.055	0.667	-0.087	0.610

时间  $X_4$ 、总经理持股比例  $X_5$  及股权分散度  $X_6$ ) 标准化数据代入式 (3-6) 和 (7), 计算得到样本组企业的管理层权力综合指标。

### 3. 控制变量

*Leverage* 为资产负债率, 衡量债权人治理作用。资产负债率越高, 债权人对管理层权力约束较大, 则内部控制越有效。*Size* 为公司规模, 采用公司期末总资产的自然对数, 用来控制公司规模的影响。*Growth* 为营业收入增长率, 表示公司的成长性。*Lsd1* 为是否双重上市, 当公司在 B 股和 H 股同时上市时为 1, 否则为 0。*C\_share* 为第一大股东持股比例, 反映大股东对公司控制程度。*Age* 为公司上市时间长短。*Big4* 为哑变量, 若外部审计师是国际四大会计师事务所, 则为 1, 否则为 0。*Industry* 为行业哑变量, 行业按老行业分类指引标准进行分类, 剔除金融行业, 共 5 个行业, 设置 4 个行业哑变量。*Year* 为年度哑变量, 按照样本设计时间跨度, 设置 3 个年度哑变量。

## 五、实证检验与结果分析

### (一) 描述性统计 (表 4)

表 4 连续型变量描述性统计

	民营企业					国有企业				
	样本数	均值	标准差	最大值	最小值	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
<i>LnIcindex</i>	3602	3.32	0.37	4.06	1.09	1167	3.19	0.44	4.08	1.10
<i>Power</i>	3602	15.70	4.62	27.10	5.24	1167	12.99	4.29	26.49	5.27
<i>C_share</i>	3602	34.50	14.65	89.40	2.19	1167	39.67	15.05	86.2	5.02
<i>Leverge</i>	3602	0.33	0.22	1.09	0.01	1167	0.53	0.36	6.74	0.038
<i>Size</i>	3602	21.28	0.92	25.06	18.83	1167	21.99	1.32	28	16.94
<i>Growth</i>	3602	0.23	0.95	40.88	-0.99	1167	0.21	1.06	25.4	-0.976
<i>Age</i>	3602	5	5.54	22	0	1167	10	5.13	22	0
国有企业										
	央企					地方国有企业				
	样本数	均值	标准差	最大值	最小值	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
<i>LnIcindex</i>	618	3.15	0.456	4.06	1.10	803	3.19	0.44	4.08	1.61
<i>Power</i>	618	12.49	4.24	24.78	5.98	803	13.10	4.34	26.50	5.27
<i>C_share</i>	618	42.60	13.88	75.90	11.37	803	38.14	15.26	86.20	5.02
<i>Leverge</i>	618	0.53	0.23	2.16	0.007	803	0.53	0.34	6.74	0.05
<i>Size</i>	618	22.52	1.59	27.75	11.37	803	21.90	1.26	28	16.94
<i>Growth</i>	618	0.66	7.30	176.20	-1	803	0.25	1.26	25.40	-0.98
<i>Age</i>	618	11.66	3.26	20	4	803	9.98	5.58	22	1
民营企业										
	家族控股上市民营企业					兼并重组上市民营企业				
	样本数	均值	标准差	最大值	最小值	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
<i>LnIcindex</i>	2822	3.37	0.32	4.06	1.61	782	3.01	0.445	4.04	1.10
<i>Power</i>	2822	16.71	4.38	27.11	5.61	782	12.15	3.59	25.58	5.24
<i>C_share</i>	2822	35.54	14.15	86.49	2.19	782	31.28	15.87	89.40	5.14
<i>Leverge</i>	2822	0.28	0.2	0.94	0.004	782	0.51	0.19	1.09	0.01
<i>Size</i>	2822	21.2	0.84	25.06	19.24	782	21.57	1.13	24.56	18.83
<i>Growth</i>	2822	0.23	0.83	40.89	-0.90	782	0.25	1.28	26.18	-0.99
<i>Age</i>	2822	2.82	3.45	22	1	782	13	3.36	21	2

从表 4 的描述性统计结果可见: (1) 相比国有企业, 民营企业内部控制有效性均值更大, 且数据离散程度越小; 在民营企业中, 家族控股上市的民营企业内部控制有效性均值更大; 在国有企业中, 地方国有企业内部控制有效性均值更大。(2) 从管理层权力综合指标看, 民营企业的管理层权力均值大于国有企业; 地方性国有企业管理层权力均值大于中央国有企业; 家族控股上市的民营企业的管理层权力均值大于兼并重组方式上市的民营企业。(3) 从第一大股东持股比例看, 国有企业第一大股东持股比例均值显著高于民营企业, 说明国有企业中“一股独大”现象更为突出, 由于国有企业“所有者缺位”, 也进一步反映了国有企业中大

股东与小股东之间代理冲突更严重;民营企业中,家族控股上市的民营企业第一大股东持股比例均值显著高于兼并重组上市的民营企业,说明家族控股上市民营企业中大股东对管理层权力约束较大。进一步说明,若家族控股上市的民营企业将所有权和经营权集中于职业经理人时,代理成本将较小。(4)从资产负债率指标看,国有企业的资产负债率均值大于民营企业,说明国有企业债权人对管理层权力约束较大及财务风险更大;民营企业中,兼并重组上市民营企业资产负债率均值显著大于家族控股上市民营企业,说明兼并重组上市民营企业债权人对管理层权力约束较大,财务风险大于家族控股上市民营企业。

## (二) 实证结果及分析

实证分析的顺序是,首先分析全样本中管理层权力是否对内部控制质量具有显著影响,然后分析管理层权力对内部控制质量的影响在不同产权制度下是否具有显著差异及差异方向。

### 1. 管理层权力与内部控制质量

#### (1) 产权性质、管理层权力与内部控制质量。

为考察产权性质对管理层权力与内部控制关系的调节作用,使用模型(1)引入  $Power * Ownership$  交乘项,检验产权性质对管理层权力对内部控制的调节效应。表5结果表明,在全样本中,交乘项变量的回归系数显著为负,说明产权性质会对管理层权力与内部控制关系产生调节效应。从而验证了假设2。从控制变量情况看,变量  $Size$ 、 $Leverage$ 、 $Age$  和  $Big4$  都通过了显著性检验。其中,公司规模增加有利于内部控制质量提升;公司上市年限越短,反而内部控制质量更高;随着资产负债率增加,内部控制质量将降低及四大审计有利于提升内部控制质量。 $Growth$ 、 $LsdI$  及  $C\_share$  对内部控制质量没有显著影响。

#### (2) 进一步分组回归。

进一步根据产权性质差异进行分类回归,从表6回归结果看,在中央政府控制国有企业中,管理层权力对内部控制质量无显著影响,验证了 H2a。说明,一方面,由于央企业管理层“准官员”性质、委托人本身的代理人特征及预算软约束存在,使央企高管较少关注企业经营目标,并无努力经营企业的动力,缺乏“企业家精神”,因此管理层权力不能体现为一种激励机制,对内部控制质量无提升作用。另一方面,央企业管理层是否会利用权力凌驾于内控机制之上,证据不充分,也不能验证“权力超越说”。

在地方政府控制的国有企业中,管理层权力与内部控制质量显著正相关,验证了 H2b。说明,由于地方分权及地方政府之间激烈的“政治锦标赛”,一方面促使地方政府将更多剩余控制权让渡给管理层;另一方面,随着地方政府之间竞争加剧,货币的中央集权和财政分权一定程度上硬化预算约束,使地方政府不得不放松管制,有利于激发管理层“企业家精神”,从而更有利于地方国企管理层关注经营目标。因此,随着权力的增大,能更好保障内部控制质量,体现了“权力保障说”。从控制变量情况看,变量  $Size$  系数显著为正,表明公司规模越大,内部控制质量越高,说明内部控制具有一定规模效应,随着规模增加内部控制的边际成本将有所降低。变量  $Leverage$  的回归系数显著为负,表明随着资产负债率的提高,企业内部控制有效性趋于降低。 $Big4$  变量系数显著为正,说明四大审计有利于内控质量提升。变量  $age$  的回归系数显著为负,表明公司成立时间越久,其内部控制质量越低,这与 Doyle 等和 Ashbaugh - Skaifer 等的结论是不一致的,

表5 产权性质、管理层权力与内部控制:全样本回归

变量	全样本
$Power$	0.053 ** (2.346)
$Power * Ownership$	-0.186 *** (-3.511)
$Ownership$	0.067 (1.275)
$LsdI$	0.006 (0.32)
$C\_share$	0.017 (0.928)
$Size$	0.466 *** (23.987)
$Leverage$	-0.155 *** (-8.739)
$Growth$	0.019 (1.146)
$Age$	-0.073 *** (-3.653)
$Big4$	0.065 *** (3.611)
$Constant$	0.75 *** (8.42)
$Industry/Year$	控制
Adjusted $R^2$	0.209
F 值	47.052

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中数字为双尾检验的t值。



这可能是由于随着近年来公司上市资格审查门槛的提高,内部控制健全和有效运行程度也相应提高,而较早上市的公司其内部控制建设的基础相对较弱,因此导致公司上市年限越短,内部控制质量反而更高。

家族控股上市的民营企业中,管理层权力与内部控制质量显著正相关,验证了 H2c。说明对于家族控股直接上市的民营企业,由于创业者与管理者身份的合一,即使管理层具有较大权力,由于最终控制人具有“企业家的本质属性”,这种企业家精神将激励管理层将内部控制作为提高公司治理水平的工具,而非谋取私利的手段,这种权力对内部控制质量的提升具有保障作用。在家族控股上市民营企业中,赋予管理层更多的权力,更多体现为一种激励机制,验证了“权力保障说”。从控制变量情况看,LSID 系数显著为负,双重上市会面临双重监管,会对内部控制产生影响。C\_share 系数显著为正,说明随着第一大股东持股比例增加,有利于内控质量的提升。Leverage 的回归系数显著为负,表明随着资产负债率的提高,企业内部控制有效性趋于降低。Big4 变量系数显著为正,说明四大审计有利于内控质量提升。变量 Growth 系数显著为正,说明增长较好的公司内控质量较高。变量 age 未通过显著性检验。

在兼并重组上市的民营企业中,管理层权力对内部控制质量无显著影响,拒绝了 H2d。说明,即使这类企业控股股东利益侵占动机更强烈,最终控制人缺乏企业家属性,管理层也不会利用其权力,凌驾于内部控制之上,不能验证“权力超越说”。

表 6 央企、地方国有企业、家族控股及兼并重组上市民企的分组回归

自变量	因变量:Ln(ICindex)			
	国有企业		民营企业	
	央企	地方国企	家族控股上市民营企业	兼并重组上市民营企业
名称	栏目 2	栏目 3	栏目 4	栏目 5
Power	-0.058 (-1.642)	0.071** (2.058)	0.121*** (5.075)	0.012 (0.319)
LSDI	0.03 (0.868)	0.051 (1.428)	-0.068*** (-3.213)	0.031 (0.886)
Size	0.64*** (14.386)	0.43*** (11.214)	0.469*** (18.186)	0.461*** (12.622)
Leverage	-0.315*** (-8.923)	-0.183*** (-5.22)	-0.223*** (-8.589)	-0.143*** (-3.959)
C_share	0.084** (2.178)	0.042 (1.168)	0.073*** (3.184)	-0.03 (-0.806)
Growth	0.02 (0.598)	0.032 (0.941)	0.038* (1.82)	0.025 (0.743)
Age	-0.062* (-1.698)	-0.092** (-2.367)	0.028 (1.106)	-0.036 (-0.93)
Big4	0.059 (1.605)	0.91*** (2.309)	0.068*** (3.331)	0 (0.00)
Constant	0.55*** (5.87)	0.63*** (7.52)	0.87*** (9.52)	0.96*** (10.13)
Industry/Year	控制	控制	控制	控制
N	460	747	2 107	789
Adjusted R <sup>2</sup>	0.411	0.254	0.184	0.177
F 值	30.86	18.06	31.268	12.127

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中数字为双尾检验的t值。

## (三) 稳健性检验

由于管理者权力与内部控制有效性之间可能存在内生性问题,例如内部控制质量本身会影响对管理者行为的监管力度及所拥有的权力,为了控制这一内生性问题,本文将解释变量和被解释变量的滞后项作为工具变量,通过两阶段回归对表5结果重新检验,研究结论基本不变,表明管理层权力确实对内部控制有效性具有直接效应。

为了使结论更稳健,分别将管理层权力变量取求和均值纳入模型。其中,表7列出了将管理层权力变量取加权平均值时的检验结果。从表7结果看,家族控股上市民营企业 and 地方性国有企业, *Power* 的系数都为正,分别通过了1%和10%的显著性检验,验证了H2c和H2b。央企样本中, *Power* 的系数为负,未通过显著性检验,说明管理层权力对内部控制质量无显著影响,验证了H2a。在兼并重组上市的民营企业样本中, *Power* 系数为负,未通过显著性检验,并未发现管理层权力增加会导致内控质量降低,拒绝了H2d。这些结果与本文主测试的结论基本一致。

表7 央企、地方国有企业、家族控股及兼并重组上市民企的分组回归: *power* 取求和均值

变量	因变量: Ln(ICindex)			
	国有企业		民营企业	
	央企	地方国企	家族控股上市民营企业	兼并重组上市民营企业
名称	栏目2	栏目3	栏目4	栏目5
<i>Power</i>	-0.001 (-0.002)	0.097* (2.748)	0.117*** (4.708)	-0.037 (-1.133)
<i>LSDI</i>	0.006 (0.142)	0.056 (1.514)	-0.072*** (-3.39)	-0.015 (-0.431)
<i>Size</i>	0.086* (1.749)	-0.048 (-1.33)	0.474*** (18.362)	0.187*** (5.088)
<i>Leverage</i>	-0.124*** (-3.22)	0.002 (0.062)	-0.226*** (-8.682)	-0.045 (-1.246)
<i>C_share</i>	-0.023 (-0.53)	0.026 (0.739)	0.055** (2.522)	-0.043 (-1.18)
<i>Growth</i>	-0.036 (-0.969)	0.031 (0.967)	0.041* (1.928)	0.034 (1.026)
<i>Age</i>	0.03 (0.736)	-0.165*** (-4.436)	0.009 (0.353)	0.061 (1.619)
<i>Big4</i>	0.016 (0.384)	-0.078** (-2.057)	0.066*** (3.237)	0 (0.000)
<i>Constant</i>	0.51*** (5.45)	0.61*** (6.98)	0.67*** (7.67)	0.78*** (9.65)
<i>Industry/Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	469	814	2 098	794
Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.213	0.248	0.177	0.19
<i>F</i> 值	12.9	18.998	30.978	14.306

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中数字为双尾检验的*t*值。

2009年7月1日起,企业内部控制基本规范在上市公司实施,随后于2010年陆续颁布了配套指引并逐步完善。考虑到年度影响,本文做了进一步检验,将地方国有企业作为样本组,分年度进行了检验。检验结果表明(表8),管理层权力在特殊年度对内部控制质量仍具有显著正影响,但是在2011年不显著。将家族控股上市民营企业作为样本组,分年度进行了检验,检验结果表明(表9),在大多数年度,管理层权力对内部控制质量具有显著正向影响。

表8 地方国企样本组敏感性测试结果:分年度

自变量	地方国企			
	2009年	2010年	2011年	2012年
名称				
<i>Power</i>	0.135* (1.898)	0.145* (1.872)	0.057 (0.835)	0.227*** (2.522)
<i>LsdI</i>	0.084 (1.07)	-0.051 (-0.658)	0.015 (0.219)	0.062 (0.7)
<i>Size</i>	-0.09 (-1.192)	-0.02 (-0.265)	0.274*** (3.949)	0.207* (1.985)
<i>Leverage</i>	0.015 (0.224)	-0.028 (-0.315)	-0.007 (-0.112)	0.002 (0.025)
<i>Growth</i>	0.019 (0.288)	0.141* (1.718)	0.288 (4.696)	0.449*** (5.249)
<i>Age</i>	-0.233*** (-2.998)	-0.272*** (-3.322)	-0.069 (-0.997)	0.07 (0.738)
<i>Big4</i>	-0.068 (-0.817)	-0.055 (-0.719)	-0.154** (-2.1)	0.012 (0.134)
<i>C_share</i>	-0.036 (-0.499)	-0.035 (-0.463)	0.162* (2.33)	0.093 (1.046)
<i>N</i>	233	212	220	117
Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.104	0.117	0.1	0.317
<i>F</i> 值	2.118	3.334	2.21	5.139

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中数字为双尾检验的*t*值。

表9 家族控股上市民企样本组敏感性测试结果:分年度

自变量	家族控股上市民企			
	2009年	2010年	2011年	2012年
名称				
<i>Power</i>	0.16*** (2.731)	0.055 (0.969)	0.112*** (2.571)	0.102*** (2.673)
<i>LsdI</i>	-0.032 (-0.612)	-0.06 (-1.281)	-0.081* (-1.787)	-0.017 (-0.53)
<i>Size</i>	0.595*** (9.046)	0.613*** (9.904)	0.448*** (9.626)	0.356*** (8.382)
<i>Leverage</i>	-0.303*** (-4.980)	-0.233*** (-3.943)	-0.185*** (-3.819)	-0.228*** (-5.408)
<i>Growth</i>	0.209*** (4.085)	0.053 (1.098)	0 (-0.016)	0.153*** (4.557)
<i>Age</i>	-0.039 (-0.609)	-0.116* (-1.915)	0.055** (0.516)	0.115** (2.931)
<i>Big4</i>	0.086* (1.707)	0.06 (1.272)	0.107** (2.899)	0.047 (1.405)
<i>C_share</i>	0.058 (1.078)	0.072 (1.353)	0.063 (1.479)	0.075** (1.988)
<i>N</i>	476	2 010	2 304	3 602
Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.341	0.259	0.168	0.132
<i>F</i> 值	12.909	11.445	11.712	11.445

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中数字为双尾检验的*t*值。

考虑到行业的影响,本文将地方国企和家族控股直接上市民企样本组分行业进行检验。表10和表11的检验结果表明,在地方国企和家族控股上市民企样本中,管理层权力对内部控制质量的正向影响,主要集中于工业企业;而在房地产、公用事业、商业和其他行业中,管理层权力与内部控制质量并无显著影响。部

分原因在于,从分行业的样本比重看,大部分样本集中于工业企业,其他行业样本过少,一定程度上影响了结果的有效性。但结果对本文结论并无实质性影响。

这些稳健性检验的结果,说明本文的实证检验结果和结论具有较高的稳定性和可靠性。

表 10 家族控股上市民企样本组敏感性测试结果:分行业

自变量	家族控股上市民企				
	行业 1	行业 2	行业 3	行业 4	行业 5
名称					
<i>Power</i>	0.167 (1.55)	0.061 *** (2.658)	0.132 (1.798)	0.156 (1.292)	0.174 (1.419)
<i>LsdI</i>	-0.349 *** (-3.327)	0.008 (0.389)	-0.074 (-1.075)	0 (0.00)	0 (0.00)
<i>Size</i>	0.093 (0.715)	0.006 (0.252)	0.304 *** (3.651)	0.111 *** (0.789)	0.101 (0.856)
<i>Leverage</i>	-0.164 (-1.209)	-0.014 (-0.612)	-0.237 *** (-2.922)	0.117 (1.14)	-0.017 (-0.12)
<i>Growth</i>	0.067 (0.654)	0.011 (0.544)	0.223 *** (3.406)	0.206 ** (2.035)	0.071 (0.665)
<i>Age</i>	-0.083 (-0.83)	-0.224 *** (-8.859)	0.043 (0.509)	-0.354 *** (-2.719)	-0.154 (-1.021)
<i>Big4</i>	0 (0.00)	0.004 (0.227)	0.206 *** (3.212)	-0.067 (-0.504)	0 (0.00)
<i>C_share</i>	0.033 (0.361)	0.02 (0.895)	-0.171 *** (-2.644)	0.04 (0.35)	0.003 (0.031)
<i>N</i>	100	2 252	336	81	90
Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.307	0.182	0.195	0.348	0.274
<i>F</i> 值	5.304	46.276	5.986	5.27	4.646

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中数字为双尾检验的*t*值。

表 11 地方国企样本组敏感性测试结果:分行业

自变量	地方国企				
	行业 1	行业 2	行业 3	行业 4	行业 5
名称					
<i>Power</i>	0.033 (0.29)	0.134 *** (3.273)	-0.109 (-0.803)	0.119 (0.395)	0.061 (0.307)
<i>LsdI</i>	0 (0.00)	0.054 (1.207)	-0.014 (-0.117)	0.104 (0.815)	0 (0.00)
<i>Size</i>	0.755 *** (7.324)	-0.117 *** (-2.771)	0.284 ** (2.102)	0.473 *** (4.466)	0.454 ** (2.015)
<i>Leverage</i>	0.012 (0.122)	-0.006 (-0.161)	-0.121 (-1.067)	0.355 (3.104)	-0.138 (-0.792)
<i>Growth</i>	-0.13 (-1.402)	0.07* (1.819)	0.416 *** (3.406)	0.019 (0.144)	-0.049 (-0.286)
<i>Age</i>	-0.109 (-0.904)	-0.118 *** (-2.717)	-0.002 (-0.02)	0.104 (0.815)	-0.276 (-1.459)
<i>Big4</i>	-0.045 (-0.45)	-0.079* (-1.725)	-0.054 (-0.405)	-0.242 ** (-2.15)	0 (0.00)
<i>C_share</i>	0.17 (1.272)	0.055 (1.358)	0.02 (0.182)	0.28** (2.319)	-0.361 (-1.61)
<i>N</i>	41	565	89	56	37
Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.71	0.248	0.176	0.532	0.17
<i>F</i> 值	10.812	17.885	12.519	6.681	1.821

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中数字为双尾检验的*t*值。

## 六、结论

本文通过实证研究方法验证了不同产权制度下管理层权力配置对内部控制质量的影响。实证结果显示,对家族控股上市的民营企业,由于控股股东与职业经理人往往合一,组织利益与代理人利益大体一致,企业家追求利润最大化的动机有助于内生化自我约束机制,管理层权力能够提升内部控制质量。对地方性国有企业而言,由于地方分权和地方之间激烈的“政治锦标赛”及货币的中央集权和财政分权一定程度上硬化了预算约束,有利于企业家精神的发挥,管理层权力能提升内部控制质量。而对于央企而言,由于代理人的“准官员”性质、预算软约束软化了来自市场竞争的硬约束以及具有自然垄断性特性,这类企业管理层无法发挥企业家精神,管理层权力对内部控制质量无显著影响。

综上,管理层权力配置结构将产生“权力保障说”和“权力超越说”两种不同效应。即使在权力配置结构相同情况下,所有权效应越小时,管理层的经营能力和从事经营性目标的积极性越大,从事权力斗争谋取控制权私利的积极性越小,越有利于发挥职业经理人的“企业家精神”,有利于企业的价值创造。而所有权效应越大时,管理层的经营能力和从事经营性目标的积极性越小,从事权力斗争谋取控制权私利的积极性越大,无法发挥职业经理人应具备的“企业家精神”,不利于企业价值创造。进一步说明,在委托代理关系中,若不能有效发挥职业经理人积极性及奈特意义上承担风险与不确定性的企业家精神,对企业控制权进行控制是没有意义的。因此,需要从单纯降低股东与职业经理人之间的代理成本问题转向给予人力资本提供激励机制。同时,本文得出,对于纯私人家族公司,企业家拥有的所有权本身就是一种治理机制,凸显的企业家精神自我约束和自我实施是其典型特征,对这类公司治理应更强调激励机制的治理,赋予管理层较大权力更有利于激励企业家精神,体现了“权力保障说”。而对于单纯(全资或高度控股)的国有或公共产权公司,则应更强调权力的制衡和约束,防止代理人机会主义行为。

本文研究结论的政策意义为:(1)国有控股内部人控制特征明显,架空股东,权力无制约,应适当降低国有股比重,强化所有者财务监督,加快发育职业经理人市场,完善绩效评价机制和激励约束机制,使经营者有压力有能力有动力强化内部控制有效性。(2)进一步落实“政企分开”,政府部门应改革对国企管理层的直接任命,取消国企高管的行政级别。

本文从管理层权力角度研究其对内部控制有效性的影响,由于数据计量的局限性,在管理层权力的计量指标选择上选择了6个维度的指标,从而使研究结论存在局限性。若能更多公司纳入研究对象以及将境内外同时上市和只在境内上市公司作为对比样本来进行分析,可能会有更新的发现。这也将成为后续的研究方向。

## 参考文献:

- [1] HAMBROCK D C. Upper echelon theory: An update[J]. *Academy of Management Review*, 2007(2): 334 - 343.
- [2] HOITASH, HOITASH R. Corporate governance and internal control over financial reporting: A comparison of regulatory regimes. *Accounting Review*[J]. 2009(3): 839 - 867.
- [3] KRISHNAN J. Audit committee quality and internal control: An empirical analysis[J]. *The accounting review*, 2005, 80(2): 649 - 675.
- [4] LI C, SUN L, ETTREDGE M. Financial executive qualifications, financial executive turnover, and adverse SOX 404 opinions[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(1): 93 - 110.
- [5] GONG G, KE B, YU Y. Home Country investor protection, ownership structure and cross-listed firms' compliance with SOX - mandated internal control deficiency disclosures[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 30(4): 1490 - 1523.
- [6] 陈汉文, 张宜霞. 企业内部控制的有效性及其评价方法[J]. *审计研究*, 2008(3): 48 - 54.
- [7] 程晓陵, 王怀明. 公司治理结构对内部控制有效性的影响[J]. *审计研究*, 2008(4): 53 - 61.
- [8] 张颖, 郑洪涛. 我国企业内部控制有效性及其影响因素的调查与分析[J]. *审计研究*, 2010(1): 75 - 81.
- [9] 李育红. 公司治理结构与内部控制有效性——基于中国沪市上市公司的实证研究[J]. *财经科学*, 2011(2): 69 - 75.
- [10] 李颖琦, 俞俊利. 股权制衡与内部控制有效性——基于2008 - 2010年酿酒类上市公司的案例分析[J]. *会计研究*, 2012(2): 50 - 56.
- [11] 张先治, 戴文涛. 公司治理结构对内部控制影响程度的实证分析[J]. *财经问题研究*, 2010(7): 89 - 95.

- [12] 刘启亮, 罗乐, 何威风, 陈汉文. 产权性质、制度环境与内部控制[J]. 会计研究, 2012(3): 52-61.
- [13] 赵息. 高管权力及其对内部控制的影响[J]. 科学性与科学技术管理, 2013(1): 114-121.
- [14] 吴秋生, 郝诗莹. 论领导者权力对内部控制有效性的影响[J]. 审计与经济研究, 2013(5): 32-39.
- [15] HERMALIN B, WEISBACH M. Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO [J]. *American Economics Review*, 1998, 88(1): 96-118.
- [16] 谭庆美, 景孟颖. 管理层权力对企业绩效的影响研究——基于企业内部治理机制视角[J]. 财经理论与实践, 2014(1): 64-69.
- [17] 傅頔, 邓川. 高管控制权、薪酬与盈余管理[J]. 财经论丛, 2013(4): 66-72.
- [18] 郭红彩. 管理层权力对上市公司分红行为的影响——基于我国A股上市公司的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2013(1): 137-143.
- [19] 林芳, 冯丽丽. 管理层权力视角下的盈余管理研究——基于应计及真实盈余管理的检验[J]. 山西财经大学学报, 2012(7): 96-104.
- [20] 黎文靖, 卢锐. 管理层权力与会计信息质量——来自中国证券市场的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2007(8): 108-115.
- [21] HAMBRICK D C, MASON P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. *Academy of management review*, 1984, 9(2): 193-206.
- [22] FINKELSTEIN S. Power in top management teams: Dimensions, measurement, and validation [J]. *Academy of management journal*, 1992, 35(3): 505-538.
- [23] 陈仕华, 李维安. 公司治理的社会嵌入性: 理论框架及嵌入机制[J]. 中国工业经济, 2011(6): 99-108.
- [24] 张维迎. 理解公司: 产权、激励与治理[M]. 上海: 上海人民出版社, 2014: 10-17.
- [25] 李新春, 苏琦, 董文卓. 公司治理与企业家精神[J]. 经济研究, 2006(2): 57-68.
- [26] 陆铭. 为何改革没有提高国有企业的相对劳动生产率[J]. 经济学(季刊), 2003(7): 833-856.
- [27] 周其仁. 产权与制度变革, 中国改革的经验研究[M] 北京: 社会科学文献出版社, 2002.
- [28] 黄速建, 余菁. 国有企业性质、目标与社会责任[J]. 中国工业经济, 2006(2): 68-76.
- [29] 潘红波, 夏新平, 余明桂. 政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J]. 经济研究, 2008(4): 41-52.

## Property rights, managerial power and internal control

HU Mingxia<sup>1,2</sup>, GAN Shengdao<sup>1</sup>, LU Yu<sup>3</sup>

(1. School of Business, Sichuan University, Chengdu 610041, P. R. China;

2. School of Management, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, P. R. China;

3. Business School, The University of Auckland, Auckland 1010, New Zealand)

**Abstract:** This paper studies the relationship between management power and internal control effectiveness from the perspective of ownership system using the data of Chinese firms listed in Shanghai and Shenzhen A Stock market from 2009 to 2012. We find that management power is positively significantly related to internal control effectiveness for local state-owned firms. For central state-owned-firms, there is no strong correlation. This means that the fierce political competition between local governments results in that state governments give more residual control rights to management and this also motivates the entrepreneurship of management, which is good for the construction of enterprise internal control. We also find that management power and internal control quality has positive correlation for family firms. That is because the manager is also entrepreneur and the ultimate controller has the essential attributes of the entrepreneur. However, we fail to find close relationship between management power and internal control quality private enterprises listing by merging and restructuring.

**Key words:** managerial power; internal control; property rights; agency conflict; entrepreneurship; incentive mechanism