

“准官员”的晋升机制：来自中国央企的证据

杨瑞龙 王元 聂辉华*

摘要：使用 2008—2011 年 189 位央企领导的职位变动数据，本文第一次研究了作为“准官员”的央企领导的政治晋升机制。我们发现：（1）央企营业收入增长率会增加提高央企领导升迁的概率，并降低央企领导离职的概率；（2）拥有中央委员及候补委员或中纪委委员身份的央企领导，有更高的升迁概率和更低的离职概率；（3）拥有博士学位的央企领导有更高的升迁概率；（4）相对于营业收入增长率，央企的国有资本保值增值率没有对央企领导的升迁产生显著正的影响，这表明目前央企的发展方式仍然是“规模导向型”；（5）央企职位的经济报酬没有对央企领导的升迁产生显著的影响，这表明央企领导更像是政府官员而非职业经理人。本文的研究证实，经济绩效和政治关系对国企官员的晋升发挥了互补的作用。

关键词：国有企业 晋升 官员 政绩 关系

一、导论

最近十年，中国地方政府官员的晋升机制成为新政治经济学的热门话题。理解地方官员的晋升机制，不仅有助于分析地方官员和地方政府的行为，而且有助于从微观层面理解中国经济长期高速增长的动力。国内外文献关于中国地方官员的晋升因素可以概括为两类：一类是“政绩论”，另一类是“关系论”。“政绩论”认为，地方官员在发展经济方面的政绩，具体表现为GDP（国内生产总值）的增长率，与官员的晋升概率是正相关的，与官员的降职或退休概率是负相关的。薄智跃（Bo, 1996, 2002）最早利用 1949—1994 年中国省级领导人的政治流动数据进行计量分析，发现好的经济绩效，特别是本省上缴给中央的税收贡献，有助于提高省级领导的升迁概率。Li和Zhou（2005）的研究进一步支持了这一观点。周黎安（2007）更将这一机制概括为“晋升锦标赛模式”。^①“关系论”认为，影响官员升迁的主要因素是政治关系网络（network），而不是经济绩效。Oppper和Brem（2007）利用 1985—2005 年中国省级领导的数据，发现在控制了省级领导与政治局常委的关系之后，经济绩效的作用不再显著。Sheng（2009）发现，从外省调入和中央委派的干部更容易获得提拔，同时没有发现经济绩效会影响省级官员的提拔。^②

从直觉和感性认识上讲，恐怕没有人会否认“关系”对地方官员升迁的影响。事实上，薄智跃和周黎安等人的研究也发现，中央工作经历（及其反映的政治关系）显著地提高了省级领导获得提拔的概率。但“政绩论”最近受到了一些基于市级数据的研究文献的质疑。例如，Landry（2003）使用中国市长的数据，发现经济绩效（人均 GDP）对于市长升迁的影响可以忽略不计。Mei（2009）使用浙江和湖北两省地级市官员的数据，发现经济绩效（任期内 GDP 增长率）对官员升迁的影响是不稳健的。林挺进（2010）通过分析全国 264 个地

* 杨瑞龙，中国人民大学经济学院，中国人民大学企业与组织研究中心；王元，中化集团信托公司；聂辉华，中国人民大学经济学院，中国人民大学企业与组织研究中心。通信作者：聂辉华，北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学经济学院，100872；E-mail: niehuihua(at)263.net。杨瑞龙感谢教育部“长江学者和创新团队发展计划”（中国宏观经济分析与预测）的资助，聂辉华感谢教育部新世纪优秀人才课题的资助。作者感谢两位匿名评审人的专业意见。

^① 与此观点类似的文献还包括 Chen 等（2005）、徐现祥等（2007）、王贤彬等（2011）、杨其静和郑楠（2012）。

^② 最近，Yao 和 Zhang（2012）用市级数据表明，市长或书记的个人能力更为重要，而经济绩效则不显著。此外，还有一些文献研究官员的政治晋升激励对官员行为和经济绩效的影响，例如张军和高远（2007）、徐现祥和王贤彬（2010）等。

级市市长的数据,发现官员以前在升迁方面的优势将会有助于他们到一个有较好经济绩效的城市去担任市长,并且这种优势又将转变成下一次政治升迁的有利砝码。陶然等(2010)对“政绩论”提出了更全面和更有力的挑战。陶然等认为:第一,对地方官员的量化考核体系在1990年代中后期才开始在全国推广,而对省级领导的量化考核体系在2006年才开始明确实施;第二,各级组织部门在提拔官员的过程中需要综合考虑候选人的“德、能、勤、绩、廉”,而经济增长指标只能衡量官员在“绩”方面的能力,其他指标难以量化;第三,如果经济指标成为考核官员的主要依据,那么地方官员就有激励扭曲数据,并且通过层层加总上报的数据扭曲程度更大;第四,在介入本地经济增长的程度上,省级政府可能不如市、县政府;第五,政治关系的存在导致目前的计量分析存在严重的内生性问题,即关系背景更强硬的官员更可能被派遣到经济绩效较好的地方任职。如果陶然等(2010)的五个关键批评成立,那么这意味着以地方政府领导为样本的现有研究难以完全避免上述批评,即便选择近期市县领导的数据也无法解决数据造假和量化考核的难题。

为了尽可能地避免目前晋升文献所存在的严重问题,本文独辟蹊径,以中国中央国有企业(简称央企)的领导为分析对象,研究这类“准官员”的晋升机制。我们认为,以央企领导作为样本基本上可以解决陶然等(2010)提出的五个质疑。第一,2003年国务院国有资产监督管理委员会(简称国资委)成立之初,即制定了《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》,并且将考核结果作为央企领导薪酬和职务任免的重要依据。这表明央企领导了解目标考核的方式和后果,并会为了提升而努力提高经济绩效。第二,央企作为一个生产单位,主要承担经济责任,比地方政府要承担更少的政治和社会责任。因此,对央企领导的考核体系中“绩”占了更多权重^①,更容易成为显示央企领导能力的充分统计量,从而可以减少测度误差。第三,央企规模庞大,财务制度非常健全,并且其财务数据都要接受著名会计师事务所的审计,因此央企的财务数据以及国资委的考核结果比地方政府提供的数据更为可信。第四,与政府比较,企业领导对本单位经济绩效的影响力显然更为直接,因此央企领导能够在很大程度上决定本企业的经济绩效。第五,尽管目前尚没有完美的方法解决政治关系导致的经济绩效和升迁之间的因果互逆问题,但我们可以使用更完善的“关系”测度。我们在文章中使用了四类指标度量政治关系:是否中央委员及候补委员或中纪委委员,是否全国人大代表,是否有中央党政机关工作经历,企业总部是否在北京。此外,我们感兴趣的问题是,央企领导作为参照公务员管理的干部,在他们效用函数里,是政治升迁更重要,还是职位本身带来的经济报酬更重要?

本文使用2008—2011年189位央企领导(含“一把手”和“二把手”)的数据,总共589个观测值,研究了央企的经济绩效和央企领导的政治关系对央企领导职位变动的影响。我们发现:(1)央企营业收入增长率的增加会提高央企领导升迁的概率,并降低央企领导离职的概率;(2)拥有中央委员及候补委员或中纪委委员身份的央企领导,有更高的升迁概率和更低的离职概率;(3)拥有博士学位的央企领导有更高的升迁概率;(4)相对于营业收入增长率,央企的国有资本保值增值率没有对央企领导的政治升迁产生显著正的影响,表明目前的考核与升迁机制是“规模导向型”;(5)央企职位的经济报酬没有对央企领导的升迁产生显著的影响,这表明央企领导更像是政府官员而非职业经理人。

本文是第一次系统地研究中国央企领导的晋升机制的文献。央企领导是隶属于党政系统的高级干部,并且与党政系统的官员存在频繁的双向流动,因此他们是“准官员”。通过将央企领导纳入研究范围,本文填补了现有文献的空白,丰富了我们对外类政府官员晋升机制的理解。特别是,本文以央企领导为样本,避免了以地方官员为样本的现有文献在逻辑和

^① 中共中央组织部、国务院国资委党委在2009年印发的《中央企业领导班子和领导人员综合考核评价办法(试行)》明确说明,“央企领导人员综合考核评价,业绩占50%,素质和能力共占50%(所含6项指标权重相同)”。

数据方面的缺陷。从结论上看,本文发现领导干部的政绩和关系网络都对晋升产生了显著的影响,这说明“政绩论”和“关系论”是互补的两种观点。另外,我们发现博士学位对官员升迁具有显著正的影响,这是新的发现,一定程度上解释了官员热衷“读博”的潮流。

本文还考虑了央企的董事长、总经理、CEO 等企业高级管理人员的升迁与企业的相对绩效的关系。有趣的是,我们发现相对绩效并没有对企业高管的升迁产生显著的影响,这与以往对一般国企或一般企业的管理者和相对绩效关系的研究结论(例如, Groves 等, 1995; Jenter and Kanaan, 2008)是相反的。这表明,对于独特的央企而言,相对绩效评估指标的设计是一个复杂的问题。但本文的结论表明,CEO 的变更与企业的绝对业绩存在联动关系,从而为 CEO 变更与公司绩效关系的研究(例如, Barro and Barro, 1990; Murphy and Zimmerman, 1993)提供了新的经验证据。

本文剩余的内容安排如下。第二部分介绍央企的制度背景,包括管理体制、考核体系和晋升渠道,第三部分介绍计量模型设定、数据描述和回归结果,第四部分是结论。

二、制度背景

(一) 央企的监管体制

中国的国有企业泛指所有国有独资、国有控股及国有参股的企业,它们现阶段主要由中央和地方各级国资委监管。^① 央企特指由国务院国资委监管的国有企业。2003 年国资委成立之初,央企有 196 家,经过不断兼并重组,截至 2012 年 4 月,央企为 117 家。相对于地方国企,央企规模庞大、实力雄厚,是国家控制国民经济重要行业和关键领域的主要形式。2011 年,全部国有企业累计实现营业总收入 367855 亿元,占中国全年 GDP 总额的 78%,其中央企贡献了 201396.9 亿元,占全部国企的 54.7%;全部国有企业上缴税费 29670.9 亿元,占全年税收总额的 33%,其中央企贡献了 15748.1 亿元,占全部国企的 53.1%;国有企业累计实现利润总额 22556.8 亿元,其中央企贡献了 12363 亿元,占全部国企的 54.8%。^② 大致来说,央企在经济实力方面占据了全部国企的半壁江山。在 2011 年公布的《财富》世界 500 强企业的排名中,38 家央企榜上有名。由于中国国有企业的数量过于庞大^③,而且各地国企在隶属情况、监管方式和行业分布等方面差别较大,本文将以国务院国资委监管的中央国企作为研究对象。

2003 年之前,央企的监管可以用“九龙治水”来描述。对央企的资产管理、出资管理、党建工作、技术改造、项目审批、人事任命等主要监管权力散布于国有资产管理局、财政部、中央大型企业工作委员会、经贸委、计委、中组部以及主管部局等多个部门。2003 年 3 月,第十届全国人大一次会议通过了国务院机构改革方案,国务院国有资产监督管理委员会作为国务院直属特设机构(正部级)成立了。同时,国资委还成立了党委,履行党中央规定的职责。从原始的组织背景来看,国资委主要归并了国资局、中央企业工委、国家经贸委和财政部等部委的一些职能,其具体职能包括:(1)依照《公司法》等法律法规对出资企业履行出资人职责;(2)指导推进国有及国有控股企业的改革和重组;(3)依照规定向所出资企业派出监事会;(4)对所出资企业的企业负责人进行任免、考核与奖惩;(5)对企业国有资产的保值增值情况进行监管;(6)履行出资人的其他职责和承办国务院交办的其他事项。用通俗的话讲,国资委对央企的管理就是“管人、管事、管资产”。

(二) 央企的绩效考核

^① 金融类国企目前主要由财政部门、银监会和保监会监管,文化类国企主要由宣传部门监管。

^② 数据来自《中国统计年鉴 2011》。

^③ 截至 2006 年底,据不完全统计,国有企业的户数为 11.9 万户。

国务院国资委依据《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》^①对央企领导进行严格的绩效考核。考核的对象包括：（1）国有独资企业的总经理（总裁）、副总经理（副总裁）、总会计师；（2）国有独资公司的董事长、副董事长、董事，列入国资委党委管理的总经理（总裁）、副总经理（副总裁）、总会计师；（3）国有资本控股公司国有股权代表出任的董事长、副董事长、董事，列入国资委党委管理的总经理（总裁）、副总经理（副总裁）、总会计师。

国资委对央企负责人的经营业绩实行年度考核与任期考核相结合的方式。其中，年度考核的主要指标为利润总额和经济增加值（EVA）指标，任期考核的主要指标为国有资本保值增值率和主营业务收入平均增长率。此外，年度和任期考核指标还有分类指标。分类指标由国资委根据企业所处行业特点，综合考虑企业技术创新能力、资源节约和环境保护水平、可持续发展能力及核心竞争力等因素确定，并在国资委与央企负责人签订的责任书中明确。国资委依据上述指标，参照《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》的评分细则，对央企负责人进行经营业绩考核评分，并根据最终得分将央企年度经营业绩考核和任期经营业绩考核的最终结果划分为 A、B、C、D、E 五个等级。国务院国资委对央企负责人的经营考核结果将作为央企领导薪酬和职务任免的重要依据。

（三）央企的人事管理

尽管现阶段中央政府正大力推行政企分开以及国有企业的去行政化的改革，但国有企业领导职位的行政级别依旧存在。一个直接证据就是，所有国企的负责人仍然由各级党委的组织部管辖。央企大多脱胎于国务院专业部委的下属企业，它们的最高领导甚至直接由原来的专业部委领导转任，央企负责人的行政级别也由此而来。央企领导虽然不是公务员编制，但是参照同级别的公务员管理，享受同等级别政府官员的待遇。因此，所有的央企领导都是“准官员”。

然而，各个央企领导的行政级别也不尽相同。其中，在国务院国资委公布的央企名录中排名前 53 位的央企为“副部级央企”，又称骨干央企。这些企业的负责人（董事长、总经理或党委书记），比照副部级官员管理。由于这 53 家央企的负责人是由中组部和国务院国资委企业领导人员管理一局共同任命和管理，所以他们又被称为“中管干部”。除了 53 家骨干央企外，其余央企都是“正厅级央企”，它们的负责人由国务院国资委企业领导人员管理二局比照正厅级官员管理，当然形式上仍需中组部批准。^② 由于国资委对央企领导比照相同级别的政府官员管理，因此也要对央企领导执行强制退休政策。原则上，无论骨干央企还是非骨干央企的领导都应该在 60 岁退休。然而，该政策并没有被严格执行，延缓退休有时被当作一种奖励手段。^③ 国资委成立以来，央企的人事任免权一直不断地从中组部向国资委转移，形成了一套以国资委为主、中组部为辅，对所有中央企业领导统一监管的人事管理体系。

（四）央企领导的流动

作为“准官员”的央企领导与同级别政府官员相比，不仅享受同样的政治待遇，而且拥有类似的政治晋升空间。央企负责人大多主观上希望能转换为实权在握的党政大员。原因在于，即便他们做到央企“一把手”，行政级别最多是副部级，无法继续晋升。只有由“准官员”转变为真正的官员，央企领导才有可能在行政级别上有更高的提升，使其政治生命得以延续，如提拔为中央部委或地方省委省政府负责人（正部级），继而提升为中央领导。因此，央企负责人有很强的激励通过提高企业业绩获得政治上的回报。央企领导进入党政机关担任

^① 该办法于 2003 年 10 月 21 日国务院国资委第 8 次委主任办公会议审议通过，2006 年底和 2009 年底分别进行了修订。本文所引用条文皆出自最新版本。

^② 和许多政府部门职位一样，央企负责人的职位也会出现“高配”的现象，即很多央企负责人本身的行政级别要高于央企的级别。这些“高配”的情况都是因为特定历史原因导致的个案，不影响本文之前对央企级别的定义。因为央企级别是该企业负责人职位的级别，而不是负责人本人的级别。

^③ Li 和 Zhou (2005) 指出，我国省委书记、省长 65 岁退休的政策也未严格执行。

要职具备了一些优势，因为他们与一般党政干部相比更精通市场化运作，并且具备较强的技术背景与行业经验，这有助于他们带动地方特色产业的发展壮大。事实上，中国政企干部间跨界交流的现象十分普遍，主要是以央企到中央党政机关的单项流动为主。表 1 总结了自 1978 年至今，央企领导流动到党政机关的主要代表人物。^①

表 1：央企领导向党政机关流动

| 代表人物 | 党政部门职位 | 央企职位 |
|------|--------------|-------------------|
| 贾庆林 | 原中共中央政治局常委 | 曾任中国机械设备进出口总公司总经理 |
| 周永康 | 原中共中央政治局常委 | 曾任中国石油天然气公司总经理 |
| 王兆国 | 原中共中央政治局委员 | 曾任第二汽车制造厂党委书记 |
| 刘淇 | 原中共中央政治局委员 | 曾任武汉钢铁公司经理 |
| 苗圩 | 现任工业与信息化部部长 | 曾任东风汽车公司总经理 |
| 卫留成 | 原海南省委书记 | 曾任中海油公司总经理 |
| 郭声琨 | 现任公安部部长 | 曾任中国铝业公司总经理 |
| 李毅中 | 原工业与信息化部部长 | 曾任中国石油化工集团公司总经理 |
| 苏树林 | 现任福建省长 | 曾任中国石油化工集团公司总经理 |
| 李小鹏 | 现任山西省代省长 | 曾任中国华能集团公司总经理 |
| 竺延风 | 现任吉林省委副书记 | 曾任中国第一汽车集团公司总经理 |
| 王炯 | 现任安徽省委常委 | 曾任武汉钢铁集团公司党委书记 |
| 肖亚庆 | 现任国务院副秘书长 | 曾任中国铝业集团公司党组书记 |
| 陈肇雄 | 现任湖南省委常委、副省长 | 曾任中国电子信息产业集团公司总经理 |
| 尚冰 | 现任工业与信息化部副部长 | 曾任中国电信集团公司党组书记 |

三、计量检验

（一）模型设定

本文的目的是考察央企领导政治流动的影响因素。现有的文献将影响官员职位升迁或降职的因素归为两类：经济绩效（“政绩论”）和政治关系（“关系论”）。由于现有文献（例如 Li and Zhou, 2005；陶然等，2010）的计量模型设定已经得到广泛认可，因此我们也将沿用现有处理方法，这样也便于将“准官员”和政府官员的升迁机制进行比较研究。

我们采取 Ordered Probit 模型来估计影响央企领导职位变动概率的因素。假设中组部和国资委每年给每位央企领导的评分为 y^* ，这个分数决定了央企领导的政治流动。然而我们无法观察到这个分数，只能观察到央企领导的职位变动 y 。我们把 y^* 看作是 y 的潜变量，并假设 y^* 是一系列解释变量和控制变量 x 的线性函数， $y^* = x\beta + \varepsilon$ 。其中， y 是排序的离散变量，其赋值为 1（升迁）、0（平调或保持原位）或 -1（离职）。 x 向量包括各种影响央企领导政治晋升的重要因素，如央企的经济绩效和特征、央企领导的政治关系及个人特征等。 β 为系数向量。 ε 表示服从标准正态分布的噪音。然后，我们定义 α_1 和 α_2 为潜变量 y^*

^① 参考《凤凰周刊》2011 年第 32 期的报道《央企一把手：理想的仕途中转站》。本文发表时，部分领导的职务已经发生了变动。

的截断点。假设 $y^* > \alpha_2$ ，央企领导会“升迁”（ $y = 1$ ）；假设 $\alpha_1 < y^* < \alpha_2$ ，央企领导会“平调”（ $y = 0$ ）；假设 $y^* < \alpha_1$ ，央企领导会“离职”（ $y = -1$ ）。^① 当我们使用Ordered Probit模型时，有两点需要说明。第一，我们假设对于理性的央企领导来说，升迁的效用高于平调，平调的效用高于离职。第二，两种排序之间的差异不能直接比较，即我们不能比较从平调到升迁的收益和从平调到离职的损失。

然而，央企领导毕竟与省级党政领导有所不同。一方面，他们作为中管干部，其任命具有较强的行政色彩，从而在他们效用函数中政治升迁具有较高的权重；另一方面，他们作为企业经理人，也可能在乎央企领导职位带来的经济报酬，包括高额年薪、优渥的在职消费或营造“商业帝国”（empire-building）的享受（Jensen, 1986）。据我们所知，现有文献没有专门讨论央企领导的效用函数。学者们通常将国企视为追求利润最大化的企业，从而认为应该给予国企领导适当的经济激励（例如，Shirley and Xu, 2001；邹至庄，2005）。只有白重恩等（Bai et al., 2006）将国企视为承担社会稳定和经济增长的多任务主体，但他们并未分析国企领导的激励问题。借鉴管理学中的“经济人”和“社会人”（McGregor, 2005）的分类，我们可以认为央企领导身上同时具有“经济人”和“政治人”的特征。考虑到央企并非追求利润最大化的普通企业，而是承担了政治、社会和经济多重责任的特殊企业，并且央企领导是中管干部，我们推测央企领导更倾向于具有“政治人”的特征。因此，对央企领导而言，政治晋升应该比经济利益更加重要。^② 我们将在计量模型中验证这一推断。

（二）变量定义

本文的被解释变量为央企领导的职位变动。我们将央企领导或负责人的范围聚焦于央企的“一把手”和“二把手”。根据不同的公司治理结构，目前 117 家央企可以分为两类：第一类是按《企业法》注册的国有独资企业，第二类是按照《公司法》注册的国有独资公司或国有资本控股公司。在按《企业法》注册的国有独资企业中，最高职位是总经理（总裁）和党委（组）书记。如果这两个职位是同一个人兼任的，我们就将此人定义为“一把手”。如果这两个职位是分设的，我们将总经理（总裁）定义为“一把手”，而将党委（组）书记定义为“二把手”。在按照《公司法》注册的国有独资公司或国有资本控股公司中，情况比较复杂，因为董事长、总经理（总裁）以及党委（组）书记这三个职位都是公司的最高职位。一种最常见的情况是，这三个职位分别由两位央企领导担任，其中有一人身兼两职。通常的情况是，董事长以“一把手”身份兼任党委（组）书记，而另一位央企领导以“二把手”的身份担任总经理（总裁）。^③

我们对“升迁”的定义是，央企负责人从原有职位被提拔到行政级别更高的职位。例如，副部级央企的负责人调到省级政府或者中央部委做正职（正部级）。正厅级央企的负责人调到副部级央企担任最高职位，或在省级政府或者中央部委担任副职（副部级）。还有两类调动，虽然行政级别未提升，但我们也定义为“升迁”。一类是从央企的“二把手”职位调到同等级别央企担任“一把手”。这一定义与既有研究中从省长（地方“二把手”，正部级）到省委书记（地方“一把手”，正部级）的调动算作提拔是一致的。另一类是从央企负责人调到同等级别党政机关担任负责人。这一变动虽然并未提升央企领导的行政级别，但是却令他们拥有了进一步的晋升空间。事实上，从央企负责人进入公务员系统的第一次变动，很少伴随行政级别的提升。他们的晋升轨迹通常是，先调动到同等行政级别的党政系统岗位

^① Wooldridge（2002）提供了 Ordered Probit 模型的密度函数和边际效应的计算方法，我们在此略去。

^② Groves 等（1995）指出了国企领导任命过程中的行政色彩，并发现了企业绩效与晋升的正相关关系。

^③ 很多按《企业法》注册的央企，经过公司制改造后，由原来企业中的“一把手”总经理继续担任新公司中的“一把手”董事长兼党组书记，原来企业中的“二把手”党委书记继续担任新公司的“二把手”总经理。这说明我们对两类央企最高领导的定义是一致的。

以转变成官员身份，然后再在党政系统内进一步升迁。例如，2005年时任东风汽车公司总经理、党委书记的苗圩调任湖北省委常委、武汉市委书记，紧接着又于2008年3月调任工业和信息化部副部长、党组副书记。这两步调动的行政级别并未提升，都是副部级。后来，苗圩于2010年12月任工业和信息化部部长、党组书记，此职位为正部级。显然，在央企领导被提拔的进程中，进入公务员系统的那一次职位变动至关重要。因此，本文将这一类调动定义为“升迁”是合理的。

我们将央企领导的降职与退休都定义为“离职”。^①和省级领导一样，退休并不完全是外生的，因为中央会允许绩效好的领导延迟退休，这也是一种奖励（Li和Zhou，2005）。在央企负责人中，超龄退休的现象也不少见。国务院国资委规定的央企负责人的退休年龄为60岁，而长江三峡集团董事长李永安和中国国际工程咨询公司总经理包叙定在2010年与2008年分别以68岁和69岁的“高龄”退休。然而，同样出生于1951年的国航集团总经理孔栋和珠海振戎公司总经理杨庆龙都在2011年以60岁的“低龄”准时退休。从2005年起，央企逐步推行新型董事会试点，因此很多到了退休年龄的央企负责人在离职后会担任另一家央企的外部董事，名义上并没有退休。然而，外部董事都是由国资委聘任的，不是中组部或国资委党委任命的，所以不具备“准官员”的性质。本文将这种从央企负责人离开原职后担任央企外部董事的变动也定义为“离职”。除了“升迁”、“离职”外，其它的职位变动都是平级调动或保持不变。

本文的关键解释变量之一是经济绩效。本文使用央企的营业收入增长率、国有资本保值增值率以及国资委的年度官方评分这三个变量作为度量央企经济绩效的指标。前两个指标也是国资委颁布的《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》中对央企负责人进行任期考核的核心指标。营业收入是综合反映一个企业经营成果和行业地位的核心指标，也是“财富500强”排名的主要依据。相对于利润率^②，这一指标不仅更加可信，而且还有利于将本文的结论与现有相关文献进行比较。为了与Li和Zhou（2005）、陶然等（2010）保持一致，我们分别使用营业收入增长率的年度值与央企领导任期内的加权平均值衡量央企的经济绩效。^③国有资本保值增值率是指央企考核期末扣除客观因素（由国资委核定）后的国有资本及权益与考核期初国有资本及权益的比率。这个指标的含义与营业收入增长大体相似，但它在一定程度上剔除了经济状况中的外在因素。本文也将分别使用国有资本保值增值率的年度值和任期加权平均值衡量央企的经济绩效。

除了上述两个客观指标，本文还考虑国务院国资委对央企负责人年度经营业绩考核的评分。其计算公式为：

年度经营业绩考核综合评分 = (利润总额指标得分 + 经济增加值指标得分 + 分类指标得分) × 经营难度系数 + 奖励分 - 考核扣分

由评分公式可以看出，这项考核的结果主要也是基于央企的经济绩效。但其中加入了经营难度系数^④和奖惩计分项，这些项目的分值国资委计算，带有较强的主观色彩。因此，本文将这项考核指标看作国资委对央企年度经营绩效的主观评价，并通过计量模型分析该指标对央企负责人政治晋升的影响。

另一个关键解释变量是央企领导的政治关系。必须承认，政治关系网络的度量是非常复杂的，以至于现有文献也没有找到一个完美的指标可以完整地反映一个人政治关系的强

^① Li 和 Zhou (2005) 将这类变动定义为“termination”，陶然等（2010）则定义为“降职”。

^② 我们没有使用利润率及其增长率，因为利润率有很多的是负值，使得我们无法比较利润率的增长率。我们也没有使用经济增加值，因为该指标在2010年以后才开始公布。不过，后面提及的年度综合评分中包含了利润和经济增加值的信息。

^③ 营业收入增长率意味着本年度业绩与上一年度业绩的比较，这实际上是一种“纵向的”相对绩效评估（Chen et al., 2005）。

^④ 经营难度系数根据企业的资产总额、营业收入、利润总额、净资产收益率、职工平均人数、经济增加值（EVA）等因素加权计算，分类确定。

弱。本文试图通过四个哑变量去刻画央企领导的政治关系网络。若哑变量为“是”，赋值为1，否则为0。第一，是否是中共中央委员会委员及候补委员（简称“中央委员及候补委员”）或中共中央纪律检查委员会委员（简称“中纪委委员”）。^① 本文认为，具有这两个委员身份的央企领导有更好的政治网络资源。首先，具有上述身份的央企负责人有更多的机会参与中共高级别的会议，从而能更直接地接触到中央高层；其次，两大委员会的成员大多为地方省部级干部，因此能够跻身其行列的央企领导能够获得不弱于政府省部级领导的政治网络资源。^② 第二，鉴于一些文献通常将企业家是否担任人大代表作为政治关联的证据（例如，Li et al, 2006），我们将央企领导是否当选或曾经当选全国人大代表作为第二个衡量指标。第三，是否有中央党政机关的工作经历。现有文献（Bo, 1996; Li and Zhou, 2005）都发现，中央党政机关的工作经历能显著提高省级地方官员的升迁概率。第四，央企的总部是否在北京。如果企业总部和政治中心在一个地方，企业领导人可以更方便地与上级领导搭建政治关系网络（Battistin et al., 2012）。

除了经济绩效和政治关系外，央企领导的个人特征与企业特征都会对央企负责人的政治晋升产生重要影响。与现有文献类似，我们控制了央企领导的任期、年龄、是否超过60岁（虚拟变量）、教育背景（是否博士）^③。在企业特征方面，为了控制央企的行政级别对领导的晋升影响，我们给副部级央企赋值为1，正厅级赋值为0。为了反映企业经济规模对央企领导升迁的替代效应，我们也控制了央企的营业收入（或利润、资产）。此外，为了反映历史因素的影响，我们控制了滞后一期的营业收入的自然对数。最后，我们控制了行业和年份哑变量。

（三）数据描述

我们收集了2008年—2011年117家央企负责人（“一把手”和“二把手”）的职位变动数据。这些数据来大部分来自国务院国资委官方网站公布的人事变动公告以及各家央企网站的相关报导。我们还手工收集了上述所有央企负责人的详细个人简历数据，这类数据主要来源于央企官网中负责人的简历、百度百科等网站。在财务数据方面，国务院国资委从2008年起开始公布央企的国有资产运营情况表，其中包含了营业收入、国有资本保值增值率等指标。为了匹配财务数据，我们从国资委获得了2008—2010年央企负责人的年度经营业绩考核评分。为了保证央企领导个人信息与企业信息匹配，我们剔除了一些有缺失值的样本，包括没有公布财务数据的军工类、储备类、研究类和境外注册的央企18家，无法搜到领导人信息的央企7家，以及2008年之后新成立的央企5家。最后，我们总共得到了589个观测值（人一年），来自87家央企的189位负责人。

表2提供了央企领导职位变动的描述性统计。在本文的所有观测值中，总变动比例达到了10.35%^④，其中升迁的比例和离职的比例分别占总样本的4.24%和5.26%。同时，在189位央企负责人中，超过32%的领导曾经历职位变动，这一变动是相当频繁的。注意到，从2008年到2011年，每一年央企领导的变动数量和比例都是稳定的。这意味着，在国务院国资委的统一监管下，确实存在一种有迹可循的央企领导晋升机制。

表2：央企领导变动概况

| 时间 | 升迁比例% | 离职比例% | 总变动比例% | 观测值个数 |
|----|-------|-------|--------|-------|
|----|-------|-------|--------|-------|

^① 由于中共全国代表大会是每五年召开一次（最近是2007年），因此在样本期间（2008—2011年）没有央企领导人在任期内被提拔为中央委员、候补委员或中级委员。

^② Mei（2009）认为，担任各级党委委员、纪委委员或者人代会主要领导的干部，在干部提拔过程中将获得优先“推荐”的资格。事实上，十八届中央委员会有205名委员，地方省级领导和国务院部级领导占了大约一半，其中只有7人来自央企。

^③ 本文的样本中超过95%的观测值具有本科以上学历，超过70%的观测值具有硕士以上学位。

^④ 该职位变动比例略低于Li和Zhou（2005）的20%以及陶然等（2010）的18%。

| | | | | |
|------|------|------|-------|-----|
| 2008 | 4.28 | 5.71 | 11.43 | 140 |
| 2009 | 5.51 | 6.20 | 11.03 | 145 |
| 2010 | 4.00 | 5.33 | 10.67 | 150 |
| 2011 | 3.24 | 3.90 | 8.44 | 154 |
| 全样本 | 4.24 | 5.26 | 10.35 | 589 |

表 3 提供了主要变量的描述性统计。所有货币价值都以 2007 年为基础进行了价格平减。我们发现，央企年度营业收入增长率的标准差高达 25%，这种较大的变动幅度有利于我们识别该因素对央企领导人政治晋升的影响。央企负责人任期内的加权平均营业收入增长率的均值和方差分别为 19% 和 20%，都略低于年度值。这表明该指标较好地剔除了特定年份经济绩效异常变动的干扰，能更加准确地反映央企领导任期内的整体表现。注意到，由于国有资本保值增值率的年度值与加权平均值剔除了客观因素对央企绩效的影响，因此其均值会显著低于营业收入增长率的均值。尽管央企平均规模很大，但是央企内部在规模上差别也很大。规模最小的每年营业收入只有 5.66 亿元，最大的则高达 2 万亿元。央企领导的平均任期为 4.26 年，平均年龄为 54.1 岁，有超过 13% 的观测值的年龄超过 60 岁，且年龄的最大值为 69 岁。如前所述，这证明国资委并未严格执行央企负责人 60 岁强制退休的政策。

表 3：主要变量的描述性统计

| 指标 | 变量 | 观测数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------|----------|-----|---------|---------|-------|--------|
| 年度营业收入增长率 | Ann_rev | 589 | 0.20 | 0.25 | -0.44 | 1.79 |
| 任期加权平均营业收入增长率 | Ave_rev | 589 | 0.19 | 0.20 | -0.27 | 1.38 |
| 年度营业收入 | Revenue | 589 | 1335.53 | 2546.65 | 5.66 | 23552 |
| 年度国有资本保值增值率 | Ann_soc | 431 | 0.10 | 0.20 | -0.62 | 2.33 |
| 任期加权平均资本保值增值率 | Ave_soc | 431 | 0.09 | 0.13 | -0.62 | 1.17 |
| 年度综合评分 | Ann_pf | 435 | 126.97 | 7.73 | 84.5 | 136.78 |
| 中央委员候补委员或纪委委员 | Cen_mem | 589 | 0.08 | 0.28 | 0 | 1 |
| 全国人大代表 | Npc | 589 | 0.11 | 0.31 | 0 | 1 |
| 中央党政机关工作经历 | Cen_gov | 589 | 0.25 | 0.43 | 0 | 1 |
| 央企总部在北京 | Headq_bj | 589 | 0.75 | 0.43 | 0 | 1 |
| 任职期限 | Tenure | 589 | 4.26 | 2.48 | 1 | 14 |
| 年龄 | Age | 589 | 54.12 | 4.79 | 41 | 69 |
| 年龄超过 60 岁 | Age_60 | 589 | 0.13 | 0.34 | 0 | 1 |
| 博士学位 | Phd | 589 | 0.21 | 0.41 | 0 | 1 |
| 央企级别 | Level | 589 | 0.44 | 0.50 | 0 | 1 |

（四）回归结果

与现有官员升迁的文献一致，本文的所有计量模型都利用 Ordered Probit 模型进行横截面回归。为了解决样本之间的特征差异所导致的异方差问题，我们在估计时采用稳健标准误。

表 4 是本文的主要回归结果。在模型 1 中，我们仅将央企年度营业收入的增长率

(Ann_rev) 作为衡量经济绩效的变量放入回归模型，并控制了行业和年份哑变量。央企年度营收增长率的系数为正，并在 5% 的水平上显著，这表明年度营收增长率的增加会显著地提高央企领导升迁的概率，并显著地降低央企领导离职的概率。由于 Ordered Probit 模型中变量的系数没有直接的经济含义，我们计算了系数的偏效应。年度营收增长率对央企领导升

迁的偏效应为 0.04，这意味着当央企领导的年度营收增长率从均值（0.196）提高一个标准差（0.251）时，他们升迁的概率将从均值（0.04）提高 0.01，增幅为 25%。年度营收增长率对离职的偏效应为 -0.048，即当年度营收增长率从均值提高一个标准差，央企领导离职的概率将从均值（0.05）降低 0.012，降幅为 24%。在模型 2 中，我们使用央企领导任期内加权平均营业收入增长率（Ave_rev）作为衡量经济绩效的指标，其系数也在 5% 的水平上显著为正。央企领导任期内营收增长率对升迁和离职的偏效应分别为 0.066 和 -0.08，即当任期内营收增长率从均值提高一个标准差，升迁（离职）的概率提高（降低）0.013（0.016），增（降）幅为 33%（32%）。模型 1 和模型 2 的结果说明，无论是年度营收增长率还是任期内营收增长率，都对央企领导的政治晋升有着显著影响，并且后者的偏效应更大。这是因为任期内加权平均的营收增长率剔除了短期异常绩效的冲击，可以更加准确地衡量央企领导在任期内的努力水平，因此国资委和中组部在考核央企领导时更重视这个指标。

在模型 3 中，我们将四个衡量央企领导政治网络关系的变量同时加入回归模型。在这四个指标中，只有“是否中央委员及候补委员或中纪委委员”（Cen_mem）这一虚拟变量在 1% 水平上显著，该变量对央企领导升迁和离职的偏效应分别为 0.098 和 -0.044。另外两个虚拟变量“是否是人大代表”（Npc）以及“央企总部是否在北京”（Headq_bj）的系数都不显著，这可能是因为这两个指标不能识别出央企领导的政治关系。令人意外的是，虚拟变量“中央党政机关工作经历”（Cen_gov）的系数也不显著，而它在 Li 和 Zhou（2005）以及陶然等（2010）的回归中都显著为正。我们认为，央企与公务员系统的干部双向流动可以解释这一结果。一方面，如 Li 和 Zhou（2005）的分析，中央机关的工作经历可能使央企负责人在高层有更强的政治关系，有利于他们的晋升；另一方面，由于央企领导岗位的薪酬水平明显高于相应的公务员职务，部分即将退休或晋升空间受限的政府官员可能希望到央企担任高管职位。对于后者而言，他们的中央机关工作经历反而“阻碍”了其政治晋升。我们猜测，正是由于两个方向的影响相互抵消，才导致回归中的系数不显著。

在模型 4 和模型 5 中，我们同时考虑了经济绩效和政治关系对央企负责人政治晋升的影响。与之前的结果一致，年度营收增长率或任期内营收增长率、中央委员及候补委员或中纪委委员这三个变量都显著为正，并且经济绩效的指标在经济上和统计上都更加显著。控制变量中，“是否超过 60 岁”（Age_60）控制了年龄对于晋升的非线性影响，其系数在 1% 的水平上显著为负，这说明国资委制定的 60 岁强制退休政策在一定程度上影响了央企领导的政治晋升。另外，“是否博士”（Phd）显著为正，说明国资委和中组部在提拔央企领导时，更青睐拥有较强专业背景和学术背景的候选人。“央企是否副部级”（Level）不显著，这说明副部级央企的领导与正厅央企的领导相比，在政治晋升方面并不占显著优势。

然后我们检验央企领导的效用函数。如果央企领导更看重经济报酬而非政治升迁，并且假设企业经济规模与央企领导人的显性报酬（工资）和隐性报酬（各类福利和在职消费）正相关，那么我们应该发现随着企业经济规模的变大，企业绩效对央企升迁的作用是边际递减的。为此，我们在模型（6）中增加了表征企业经济规模的年度营业收入（Revenue）和年度营业收入增长率的交叉项（Rev_rate），但无论是营业收入还是交叉项的系数都不显著。这至少否定了央企领导关注经济报酬胜过关注政治升迁，一定程度上说明央企领导更像是政府官员而不是一般的职业经理人，当然也可能说明上级领导在考核升迁时不太看重企业的绝对经济规模。^①

主要回归结果表明，经济绩效更好的央企，其负责人有更高的升迁概率和更低的离职概率。该结论为“政绩论”提供了新的经验证据。同时，拥有中央委员及候补委员或中纪委委

^① 当我们使用利润或资产度量企业的经济规模时，或者按照经济规模将企业分为不同等级（虚拟变量）时，仍然发现企业的经济规模没有对政治升迁产生替代效应。

员身份的央企负责人有更高的升迁概率和有更低的离职概率，该结论也支持了“关系论”。综上所述，“政绩”、“关系”和“博士”都是官员晋升的重要砝码，“一个都不能少”。

表 4：主要回归结果

| 自变量 | 因变量：央企领导职位变动（1=升迁，0=平调；-1=离职） | | | | | |
|-----------------------|-------------------------------|--------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 | 模型 6 |
| Ann_rev | 0.466** (0.041) | | | 0.837*** (0.001) | | 1.272*** (0.001) |
| Ave_rev | | 0.783** (0.021) | | | 1.373*** (0.000) | |
| Revenue | | | | | | -0.00005 (0.280) |
| Rev_rate | | | | | | 0.0002 (0.104) |
| Cen_mem | | | 0.715*** (0.009) | 0.745** (0.023) | 0.728** (0.025) | 0.767** (0.025) |
| Npc | | | 0.042 (0.852) | -0.058 (0.800) | -0.071 (0.760) | -0.075 (0.748) |
| Cen_gov | | | -0.166 (0.364) | -0.019 (0.919) | -0.031 (0.871) | -0.031 (0.872) |
| Headq_bj | | | -0.197 (0.337) | -0.266 (0.298) | -0.276 (0.208) | -0.277 (0.210) |
| Tenure | | | | -0.024 (0.395) | -0.021 (0.469) | -0.023 (0.425) |
| Age | | | | -0.033 (0.119) | -0.035* (0.100) | -0.035 (0.102) |
| Age_60 | | | | -1.458*** (0.000) | -1.478*** (0.000) | -1.498*** (0.000) |
| Phd | | | | 0.364* (0.066) | 0.381** (0.050) | 0.372* (0.062) |
| Level | | | | 0.264 (0.173) | 0.212 (0.279) | 0.209 (0.290) |
| Lag_Inrev | | | | 0.038 (0.643) | 0.078 (0.292) | 0.086 (0.298) |
| Cutoff point1 | -1.304*** | -1.278*** | -1.646*** | -3.783*** | -3.780*** | -3.777*** |
| Cutoff point2 | 2.092*** | 2.127*** | 1.793*** | 0.288 | 0.341 | 0.358 |
| Pseudo R ² | 0.017 | 0.022 | 0.031 | 0.218 | 0.228 | 0.238 |
| 观测数 | 589 | 589 | 589 | 589 | 589 | 589 |

注：观测单位为人一年；所有回归采用稳健标准误；小括号内为 p 值；控制变量为行业和年份哑变量；***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著水平。以下表格类似。

（五）稳健性检验

到目前为止，我们还有几个问题需要解决。第一，相对绩效水平是否影响央企领导的升迁；第二，除了营业收入增长率，其它经济绩效指标是否会对央企领导的升迁产生影响；

第三，副部级和正厅级央企是否有同样的升迁机制。下面，我们将依次解决上述三个问题。

组织经济学的经典文献（例如，Lazear and Rosen, 1981；Holmstrom, 1982）认为，委托人对代理人实行“横向的”相对绩效评估考核或“锦标赛”（tournament）有利于过滤掉绩效度量中的“噪音”，增强契约的激励效果。为了检验相对绩效评估的效果，我们在回归方程中加入同行业加权平均的年度营收增长率（Rela_ann）。表 5 模型 1 表明，该系数并不显著。为了对比，我们在基准模型（表 4 模型 4）中加入行业年度营收增长率。表 5 模型 2 显示，年度营收增长率的系数基本没有变化，但行业年度营收增长率仍然不显著。类似地，我们也在回归方程中加入了同行业加权平均的任期营收增长率（Rela_ave），发现其系数也不显著。为什么相对绩效评估对央企不起作用呢？我们认为有两个原因：第一，国务院国资委对央企行业的划分欠妥。近年来，在做大规模的压力下，很多央企实行多元化经营，旗下各个板块的规模都大体相近，因此单纯地将其归入某一个行业并不能体现该企业的行业特征。第二，在同一个行业中，各个央企的发展水平也千差万别。例如，中化集团和中国丝绸进出口集团都被划分为“商贸类”央企，但前者无论是资产规模还是营业收入都是后者的 160 倍以上，二者在同一标尺下竞争显然是有失公允的。^①

尽管营业收入增长率是最容易度量的经济绩效指标，但国资委在对央企领导考核时还纳入了年度国有资本保值增值率（Ann_soc）和年度综合评分（Ann_pf）。首先，我们在回归方程中只加入年度国有资本保值增值率，表 5 模型 3 表明其系数并不显著。然后，我们在基准模型中加入该变量，表 5 模型 4 显示其系数显著为负。这说明年度国有资本保值增值率对央企领导升迁的影响并不稳健。当我们用类似的方法加入任期内加权平均的国有资本保值增值率（Ave_soc）时，也发现该指标的系数不稳健。这表明，国有资本保值增值率这一指标在考核中并未受到高层的重视。直观地理解，同样都是衡量企业业绩的指标，营业收入增长率比国有资本保值增值率计算起来更加简单，考核成本更低，因此更容易被国资委及中组部采纳。然而，重营收轻保值增值率的提拔标准会导致一个非常严重的后果，那就是央企领导为了迅速提高企业营业收入增长率，会盲目追求企业规模扩张，例如进行大规模的企业并购。在表 5 模型 5 和模型 6 中，我们类似地加入了年度综合评分指标。结果表明，该指标的系数均不显著，这是因为年度营收增长率已经包含了国资委综合评分的大部分信息。^②

表 5：其它经济绩效指标对央企领导升迁的影响

| 自变量 | 因变量：央企领导职位变动（1=升迁，0=平调；-1=离职） | | | | | |
|----------|-------------------------------|--------------------|-------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 | 模型 6 |
| Ann_rev | | 0.786** (0.003) | | 0.872*** (0.002) | | 1.227*** (0.002) |
| Rela_rev | 0.294 (0.659) | 0.461 (0.547) | | | | |
| Ann_soc | | | -0.366 (0.226) | -0.830** (0.016) | | |
| Ann_pf | | | | | 0.013 (0.244) | 0.018 (0.196) |
| Cen_mem | | 0.749** (0.021) | | 0.847** (0.022) | | 0.786** (0.032) |
| Npc | | -0.060 | | -0.028 | | -0.023 |

^① 这恰恰证明，锦标赛有效的前提是代理人之间差异比较小。Cai 和 Treisman（2005）证明，如果地方政府之间在禀赋方面差异很大，那么落后地区就缺乏竞争的动力。

^② 变量的相关系数矩阵表明，年度营收增长率与年度综合评分的相关系数为 0.243。

| | | | | | | |
|-----------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | | (0.793) | | (0.916) | | (0.928) |
| Cen_gov | | -0.022 | | -0.283 | | -0.302 |
| | | (0.189) | | (0.147) | | (0.188) |
| Headq_bj | | -0.218 | | -0.162 | | -0.025 |
| | | (0.313) | | (0.442) | | (0.912) |
| Pseudo R ² | 0.011 | 0.218 | 0.026 | 0.258 | 0.026 | 0.257 |
| 观测数 | 589 | 589 | 431 | 431 | 435 | 435 |

接下来，我们考虑不同的子样本。首先，我们以央企“一把手”为子样本。因为央企“二把手”的变动大部分是顶替升迁或离职的“一把手”，此类变动属于例行的被动调整。相比之下，“一把手”的主动调整更能体现国资委以及中组部作为央企人事管理者的意志。表6模型1、2提供了“一把手”子样本的主要回归结果，表明此前基准模型的结论依然成立。其次，我们将所有观测值分为“副部级”央企领导和“正厅级”央企领导两个子样本。两个经济绩效指标的系数依然显著为正。但此前一直显著的变量“是否中央委员及候补委员或中纪委委员”（Cen_mem）的系数此时并不显著，这说明：第一，该指标难以在同一行政级别的央企领导之间识别出政治关系网络的强弱；第二，该指标所反映的样本间政治关系网络的差距，很可能是由行政级别的差距造成的，因为副部级央企的负责人有更高的概率成为中央委员及候补委员或中纪委委员。

表6：子样本回归结果

| 自变量 | 因变量：央企领导职位变动（1=升迁，0=平调；-1=离职） | | | | | |
|-----------------------|-------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | “一把手”样本 | | 副部级央企领导样本 | | 正厅级央企领导样本 | |
| | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 | 模型5 | 模型6 |
| Ann_rev | 0.982*** (0.003) | | 1.281** (0.001) | | 0.693** (0.022) | |
| Ave_rev | | 0.988** (0.025) | | 1.864*** (0.008) | | 1.364*** (0.009) |
| Cen_mem | 0.857** (0.037) | 0.819** (0.041) | 0.266 (0.546) | 0.204 (0.636) | 0.789 (0.194) | 0.836 (0.147) |
| Npc | -0.038 (0.908) | 0.001 (0.997) | -0.305 (0.373) | -0.252 (0.461) | -0.140 (0.665) | -0.246 (0.446) |
| Cen_gov | 0.070 (0.758) | 0.050 (0.823) | 0.108 (0.760) | 0.027 (0.937) | -0.088 (0.708) | -0.071 (0.767) |
| Headq_bj | -0.149 (0.613) | -0.135 (0.640) | 0.207 (0.635) | 0.146 (0.736) | -0.551* (0.097) | -0.633* (0.060) |
| Pseudo R ² | 0.296 | 0.288 | 0.273 | 0.270 | 0.252 | 0.266 |
| 观测数 | 345 | 345 | 261 | 261 | 328 | 328 |

四、结论

利用2008年——2011年央企负责人的职位变动数据，本文第一次从经验上分析了经济绩效、政治关系以及个人特征对央企领导人政治升迁的影响。我们发现，好的经济绩效和政治关系都有利于央企领导获得提升。本文的研究从一个“准官员”群体的视角丰富了目前关于政府官员升迁的研究，并且提供了新的证据。本文的结论具有明显的政策含义。第一，除

了薪酬激励、股权激励外，政治晋升也可以成为国资委激励国有企业负责人的重要工具。第二，国资委和组织部在制定提拔国企领导的标准时，应当更加重视衡量企业发展质量的指标（如国有资本保值增值率），促使国企的发展路径由粗放式的“规模导向型”转向内涵式的“质量导向型”，这样才能抑制国企的盲目扩张，促进国企的健康发展。第三，无论是从规模上还是业绩上看，央企都是国企的优秀代表。因此，本文对央企考核体系的实际效果的分析，有助于央企以及地方国企建立并完善一套评价和考核国有企业的有效标准。

然而，受限于数据的可获得性，本文的研究在未来仍然有进一步发展的空间。首先，和现有文献一样，我们的结果仅揭示了经济绩效、政治关系与政治晋升的相关性，还没有严格地识别出因果关系。如何找到一个巧妙的估计策略解决官员升迁研究中的内生性问题，是未来最值得期待的研究方向。其次，在指标选取上，如何找到刻画党政官员或国企领导的政治关系的代理变量，例如血缘关系、亲缘关系等，也非常值得期待。再次，下一步可以将研究范围由中央国企扩展到地方国企，并延长样本的时间跨度。

参考文献

- [1] Bai, Chong-En, Jiangyong Lu, Zhigang Tao, 2006, “The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China”, *American Economic Review*, papers and proceedings, 96 (2): 353-357.
- [2] Barro, Jason, and Robert Barro, 1990, “Pay, Performance, and Turnover of Bank CEOs”, *Journal of Labor Economics*, 8(4): 448-481.
- [3] Battistin, Erich, Clara Graziano, Bruno Parigi, 2012, “Connections or Performance: What Determines Turnover of Italian Bankers”, *European Economic Review*, 56(3): 470-487.
- [4] Bo, Zhiyue, 1996, “Economic Performance and Political Mobility: Chinese Provincial Leaders,” *Journal of Contemporary China*, 5(12): 135-154.
- [5] Bo, Zhiyue, *Chinese Provincial Leaders: Economic Performance and Political Mobility since 1949*. Armonk, NY: M.E. Sharpe, 2002.
- [6] Cai, Hongbin, Daniel Treisman, 2005, “Does Competition for Capital Discipline Governments? Decentralization, Globalization, and Public Policy”, *American Economic Review*, 95(3): 817-830.
- [7] Chen, Ye, Hongbin Li and Li-An Zhou, 2005, “Relative Performance Evaluation and the Turnover of Provincial Leaders in China”, *Economics Letters*, 88, 421-425.
- [8] Groves, Theodore, Yongmiao Hong, John McMillan and Barry Naughton, 1995, “China’s Evolving Managerial Labor Market”, *Journal of Political Economy*, 103(4): 873-892.
- [9] Jensen, Michael, 1986, “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers”, *American Economic Review*, 76(2): 323-329.
- [10] Jenter, Dirk, Fadi Kanaan, 2008, “CEO Turnover and Relative Performance Evaluation”, Research Papers 1992, Stanford University, Graduate School of Business.
- [11] Landry, Pierre, 2003, “The Political Management of Mayors in Post-Deng China”, *Copenhagen Journal of Asian Studies*, 17: 31-58.
- [12] Lazear, Edward, and Sherwin Rosen, 1981, “Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts”, *Journal of Political Economy*, 89(5): 841-864.
- [13] Li, Hongbin, Meng, Lingsheng, and Zhang, Junsen, 2006, “Why Do Entrepreneurs Enter Politics? Evidence from China”, *Economic Inquiry*, 44(3): 559-578.
- [14] Li, Hongbin and Li-An Zhou, 2005, “Political Turnover and Economic Performance: the Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 89, 1743-1762.
- [15] 林挺进, 2010: 《中国地级市市长职位升迁的经济逻辑分析》，《公共管理研究》第5期。
- [16] McGregor, Douglas, 2005(1960), *The Human Side of Enterprise*, Annotated Edition, McGraw-Hill Press.

- [17] Mei, Ciqi, 2009, “Brings the Politics Back In: Political Incentive and Policy Distortion in China”, PhD. Dissertation Department of Economics University of Maryland.
- [18] Murphy, Kevin, and Jerold Zimmerman, 1993, “Financial Performance Surrounding CEO Turnover”, *Journal of Accounting and Economics*, 16(1-3): 273-315.
- [19] Opper, Sonja, Stefan Brehm, 2007, “Economic Performance and Networks: Political Careers in China’s M-Form State”, working paper.
- [20] Sheng Yumin, 2009, “Career Incentives and Political Control under Authoritarianism: Explaining the Political Fortunes of Subnational Leaders in China”, Working Paper.
- [21] Shirley, Mary, and Lixin Colin Xu, 2001, “Empirical Effects of Performance Contracts: Evidence from China”, *Journal of Law, Economics, & Organization*, 17(1): 168-200.
- [22] 陶然、苏福兵、陆曦、朱昱铭, 2010, 《经济增长能够带来晋升吗? ——对晋升锦标赛理论的逻辑挑战与省级实证重估》, 《管理世界》, 第12期。
- [23] 王贤彬、张莉、徐现祥, 2011, 《辖区经济增长绩效与省长省委书记晋升》, 《经济社会体制比较》, 第1期。
- [24] Wooldridge, Jeffrey, 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge.
- [25] 徐现祥、李郇, 王美今, 2007, 《区域一体化、经济增长与政治晋升》, 《经济学季刊》, 第4期。
- [26] 徐现祥、王贤彬, 2010, 《晋升激励与经济增长》, 《世界经济》, 第2期。
- [27] 杨其静、郑楠, 2012, 《威权体制下特殊的地方官员晋升锦标赛——基于中国市委书记数据的经验研究》, 工作论文。
- [28] Yao, Yang, and Muyang Zhang, 2012, “Subnational Leaders and Economic Growth: Evidence from Chinese Cities”, working paper
- [29] 张军、高远, 2007, 《官员任期、异地流动与经济增长》, 《经济研究》, 第11期。
- [30] 周黎安, 2007, 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》, 第7期。
- [31] 邹至庄, 2005, 《中国经济转型》, 曹祖平等译, 中国人民大学出版社。

The Political Promotion for Quasi-Government Officers:

Evidence from Central State-owned Enterprises in China

Ruilong YANG Yuan WANG Huihua NIE

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: Using political mobility data for 189 leaders from China’s central state-owned enterprise (CSOEs) in 2008-2011, for the first time this paper investigates the mechanism of political turnover for leaders as quasi-government officers in CSOEs. We find that: (1) the likelihood of promotion of these leaders increases with their economic performance measured as growth rate of operating revenue, while the likelihood of demotion decreases with their economic performance; (2) these leaders with CCP central committee member have higher probability of promotion than their counterpart; (3) these leaders with Ph.D. degree have higher probability of promotion than their counterpart; (4) compared to growth rate of operating revenue, growth rate of maintaining and increasing the value of state capital has no significant effect on promotion; (5) the compensation linked to position in CSOEs has no impact on leaders’ promotion, which indicates that leaders in CSOEs look more likely government officials rather than professional managers.

Key words: state-owned enterprise, promotion, government officer, economic performance, Guangxi

JEL Classification: D80 J63 M51