

同乡关系在晋升中会起作用吗? ——基于省属国有企业负责人的实证检验

李维安^{1,2}, 孙林²

(1.天津财经大学 商学院,天津 300222;2.东北财经大学 工商管理学院,辽宁 大连 116025)

摘要:在中国公司治理由行政型向经济型转型的背景下,国企“高管任免行政化”特征难以忽视。文章手工整理了2004—2014年省属国企负责人(董事长和总经理)的籍贯信息及离任去向与升降数据,利用籍贯信息判断其与省委书记、组织部长的同乡关系,首次探究了同乡关系对省属国企负责人晋升概率的影响。研究发现,(与省委书记、组织部长的)同乡关系对省属国企负责人的晋升概率具有正向影响,这种正向影响在有政治关联的省属国企负责人样本中更加明显。文章进一步以地方党委领导体制的“一正两副”模式推行作为外生事件,检验了在“减副”前后,与组织部长的同乡关系对省属国企负责人晋升概率的正向影响是否存在差异。结果显示,与组织部长存在同乡关系的省属国企负责人在“减副”后具有更高的晋升概率,这进一步验证了文章假设的合理性。

关键词:省属国企负责人晋升;同乡关系;政治关联;公司治理

中图分类号:F276.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)01-0017-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.01.002

一、引言

“同乡”是中国社会独特且重要的乡土概念。幅员辽阔的地域特征所形成的文化习俗差异,人们对“同乡”关系十分认同。以“伦理”为本位的儒家传统也让中国人非常注重“乡情”,政府官员作为同乡之中的发迹者,也更为重视“伦理关系”,因为“伦理关系使人在经济上彼此顾恤,互相负责,有不然者,群指目以为不义”(梁漱溟,2005)。政府官员既对家乡有天然的“乡情”,又在一定程度上受到“道德伦理”的约束(徐现祥和李书娟,2015)。因此,政府官员很可能碍于“乡情”,借手中权力对家乡地、家乡人给予一定关照(张平等,2012;范子英和李欣,2014;徐现祥和李书娟,2015)。

中国公司治理模式在由行政型向经济型转型的过程中,“高管任免行政化”特征依旧明显。作为具有行政级别的“准官员”,国企负责人的人事任免亦受党和政府影响。作为晋升锦标赛的参赛选手,国企负责人的晋升与否取决于各级党委、组织部和国资委对其任职期间行为表现的多方评价,具体评价机制中既包含业绩等经济因素,也包含年龄、学历、关系等非

收稿日期:2016-05-16

基金项目:国家自然科学基金重点项目“现代社会治理的组织与模式研究”(71533002);长江学者和创新团队发展计划(IRT0926)

作者简介:李维安(1957—),男,山东青岛人,天津财经大学商学院教授,东北财经大学工商管理学院兼职博导;

孙林(1987—),男,黑龙江双鸭山人,东北财经大学工商管理学院博士研究生。

经济因素。然而,国企高管的晋升评价机制在不同层级国企(中央国企和地方国企)中的执行效果有一定差异(张霖琳等,2015)。基于终极所有人缺位所导致的不同层级代理人各怀目标的现实情况,国企高管的晋升评价机制研究必须区分国企的层级(即中央国企、地方省属国企以及地方市县国企)。郑志刚等(2012)、杨瑞龙等(2013)以及张霖琳等(2015)的研究虽已关注到国企高管晋升评价机制在不同层级国企中的执行差异,但他们的探讨大多基于国企业绩、高管学历、年龄、任期特征等。周黎安(2007)认为,晋升锦标赛能否有效执行,取决于其公正性、公平性和公开性,即晋升不受与经济绩效无关的一些人为因素影响,如“关系”等。但在注重“关系”的中国社会中,“关系”对国企高管晋升评价的影响不容忽视,“关系”的形式亦不能仅局限于国企高管的政治关联关系,应透过“政府”见“官员”、透过“企业”见“企业家”,将官员与国企负责人的“关系”纳入考察范围。鉴于此,本文将考察省属国企负责人与省委书记、组织部的同乡关系对其晋升概率的影响。

本文可能的创新主要体现在:第一,将关键岗位官员与企业负责人的“同乡关系”特征引入公司治理领域,提供了一种新的政企关系研究视角,具有较强的“本土”意义。第二,在中国传统文化背景下,先天承继关系(如血缘关系、地缘关系)对晋升的影响不容忽视。已有研究大多考虑个体通过后天努力建立的关系(如政治关联关系),而对先天承继关系的关注较少,即便涉及,其论述也大多为推测性质,规范性的学术研究较为欠缺。本文有针对性地研究先天关系中的同乡关系对晋升的影响,丰富和拓展了已有文献。

二、制度背景与理论分析

在历经放权让利、承包制、利改税、股份制改造、集团化以及现代企业制度等国企改革后,国有企业治理模式已从政企合一式(国企所有权与经营权高度统合)的“行政型治理”向治理机制协同化的“经济型治理”演进。由于传统的行政型治理是国企治理模式演进的起点,国企治理演进难免表现出一定的“路径依赖”,在治理转型过程中呈现出“二元长期共存”的特征,即转型过程中行政型治理与经济型治理长期并存、共同作用。行政型治理的“经营目标行政化、高管任免行政化和资源配置行政化”三大“显性”特征(李维安,1996)在国企中仍然存在。虽然国家从2000年起致力于国企的去行政化改革,但是截至目前,国企负责人仍由各级党委组织部门管理(杨瑞龙等,2013)。国企高管仍具有行政级别,其虽非公务员编制,但仍参照同级别公务员管理,享受同级别官员待遇。在“高管任免行政化”背景下,国企高管的职位晋升可从横、纵两个方向上实现(刘青松和肖星,2014;张霖琳等,2015)。在纵向上,国企高管可通过集团的职位升降通道晋升到上一层级企业任职;在横向上,国企高管的行政级别为其在商界和政界间搭建了一个交流平台。职位晋升的横、纵两个方向为国企高管提供了广阔的发展空间。

就个人发展而言,身为“准官员”的国企高管具有较强的晋升追求,这符合国企高管自身职业发展诉求(郑志刚等,2012;陈仕华等,2015)。作为晋升锦标赛的参赛选手,国企高管的晋升取决于各级党委、组织部和国资委对其任职期间行为表现的多方评价,其中既包含业绩等经济因素,也包含年龄、学历、关系等非经济因素。《党政领导干部选拔任用工作条例》中规定,组织(人事)部门在领导干部的选拔任用上要全面考察候选人的“德、能、勤、绩、廉”,其中“绩”作为易于量化考核的经济因素在官员晋升中作用重大(周黎安,2007;刘青松和肖星,2015)。然而,国企高管晋升评价机制的执行效果在不同层级国企中存在差异。张霖琳等(2015)研究发现,中央国企高管要获得晋升,企业业绩、高管学历、高管年龄一个都不能少;

而地方国企高管的晋升不仅与高管年龄、政治关联等方面优势相关,还与所在国企的政策性负担的承担和任职期限的长短有关。已有研究虽已关注到国企高管晋升评价机制在不同层级国企中的执行差异,但相关探讨大多基于国企业绩、高管学历、年龄、任期特征等,即便涉及“关系”,也仅限于国企高管的政治关联关系。然而,晋升锦标赛能否有效执行,取决于其公正性、公平性和公开性,即晋升不受与经济绩效无关的一些人为因素影响,如“关系”等(周黎安,2007)。但从代理角度来看,晋升锦标赛易受非经济因素影响。在终极所有者缺位的前提下,作为国有资产多重委托代理链中的一层代理人,官员所掌握的国企高管任免权实为“廉价投票权”,并无足够动力认真选择和考评国企高管,而可能与国企高管合谋,甚至主动寻租,使其“关系户”获得晋升(黄再胜,2003)。因此,“关系”对晋升影响的探讨不应局限于国企高管的政治背景关系,应深入至“人与人”层面,考察政府官员与国企负责人之间的“关系”对晋升的影响。这种考察既要涉及“关系”的基本经济作用,亦应结合中国的传统文化背景,从经济作用机理和本土化视角理解“关系”的影响。

在转轨经济中,“关系”这一非正式经济手段的作用极为重要(张军,1995),其可降低交易不确定性与交易费用,以便于资源配置与资源获取。“关系”在经济意义上的作用与中国人“重关系,讲情义”的传统文化背景相结合,会对政府官员的行为产生较强的影响。中国是一个关系取向型社会,以伦理为本位的儒家文化使中国人非常注重基于血缘、地缘和业缘而形成的关系,其重要程度不言而喻。作为社会性较强的群体,政府官员也有正常的社会交往和社会互动需求,由此形成人际关系网络,籍贯、出身等自然是其人际关系网络中的重要维度。作为同乡中的发迹者,政府官员更重视“伦理关系”。政府官员既对家乡有天然的“乡情”,又在一定程度上受到“道德伦理”的约束(徐现祥和李书娟,2015)。因此,政府官员的家乡和家乡人有可能获得一定关照。例如,张平等(2012)基于1985—2007年中国中央官员来源的研究表明,中央官员对其籍贯省区的经济增长具有显著的促进作用。范子英和李欣(2014)基于2003年部长更换的自然实验研究表明,新任部长的政治关联效应会使其来源地的地级市获得更多的财政资源支持。甚至在官员腐败案中亦可看到家乡人身影,如令计划腐败案中由山西籍同乡结成的“西山会”、李春城腐败案中的“东北同乡”、杨卫泽腐败案中的“南通帮”,这些腐败案件中同乡都扮演了重要角色。为了限制官员对家乡地、家乡人的“关照”,《公务员回避规定(试行)》(2011年)和《党政领导干部选拔任用工作条例》(2014年修订)等官员选拔制度都明确提出了官员任用的“地域回避”原则。然而,相对于县级、地级官员,省级官员不受本籍回避制度的影响,其家乡地的分布也更广(徐现祥和李书娟,2015),这为“同乡关系”发挥作用留下了空间。此外,现行厅局级干部的人事任免程序亦可能成为“同乡关系”发挥作用的途径。

在干部的选拔、管理与监督上,“党管干部”是中国共产党长期坚持的一项基本原则,各级党组织遵循“党管干部”原则并按干部管理权限对下一级领导干部(“下管一级”原则)进行选拔、管理和监督。“党管干部”也决定了党和政府仍掌握着国企负责人(“准官员”)的人事任免权。根据《党政领导干部选拔任用工作条例》(2014年修订)中“党委(党组)及其组织(人事)部门按照干部管理权限履行选拔任用党政领导干部职责”的规定,具有“省管干部”身份的省属国企负责人的干部管理权限归属省委,依据“下管一级”原则,可判断其行政级别大多为厅局级。《党政领导干部选拔任用工作条例》(2014年修订)中第三十五条规定,“选拔任用党政领导干部,应当按照干部管理权限由党委(党组)集体讨论作出任免决定,或者决定提出推荐、提名的意见。属于上级党委(党组)管理的,本级党委(党组)可以提出选拔任用建

议。”因此,厅局级省属国企负责人的选拔、任用须经省委集体讨论,按照民主集中制原则做出决定,其任用决定与党政厅局级干部的任用决定一致,均需省委常委会表决通过。省属国企负责人的组织(人事)任免程序客观上使省委关键岗位官员与省属国企负责人形成了人事任免联系,亦是省委书记、组织部长与省属国企负责人的同乡关系发挥作用的一种途径。

作为省党委负责人,省委书记主持省委全面工作,主抓省内人事工作,其有能力对省属国企负责人的晋升施加影响。同时,在厅局级省属国企负责人任免需经省委常委会讨论决定的情况下,省委书记亦可能影响省属国企负责人的晋升。对于省级官员,“同乡身份”会使其受到相应社会规范的影响与约束,从而影响其决策与行为。如果省委书记与省属国企负责人来自同一地方,则他们便是“同乡”。“不忘本”“认祖归宗”的同乡情结可能使省委书记对担任省属国企负责人的同乡有关爱之意。值得注意的是,“同乡关系”亦具有信息沟通价值,^①因为同乡关系所产生的共性会降低沟通成本和协调成本(陆瑶和胡江燕,2014)。“同乡关系”更可能让省委书记与省属国企负责人因乡土共性特征而形成良好的信息沟通,降低信息不对称程度。在“乡土共性特征”和“良好信息沟通”的作用下,省属国企负责人更可能因被“认同”而获得信任,从而有利于晋升。因此,与省委书记的同乡关系可能直接或间接、显性或隐性地提升省属国企负责人的晋升概率。基于此,本文提出以下研究假设:

假设1:如果省属国企负责人与省委书记为同乡,则其更可能获得晋升。

省委组织部是省委主管组织工作和干部工作的职能部门,负有“选人、用人”职责。省委组织部长作为“管组织、管干部”的省委关键岗位官员,在厅局级干部的考察、考核、任免、管理工作中具有重要影响。例如,在干部任用的动议和考察环节,《党政领导干部选拔任用工作条例》(2014年修订)第十一条、第十二条、第十三条规定以及第二十六条规定均有体现。在制度建设方面,为使省委组织部长摆脱本地人事圈、利益链、关系网的羁绊干扰,防范其在干部用人上出现任人唯亲的情况,各地省委组织部长的任职基本满足异地交流任职规定,大多数省委组织部长不仅籍贯地与就职地不同,其仕途经历亦不会与就职地有交叉。然而,省委组织部长与省属国企负责人的天然同乡关系是难以避免的,其所拥有的干部选拔任用建议权对省属国企负责人的晋升亦有较大影响。“家乡身份认同”会以社会规范的形式影响省级官员的决策与行为(徐现祥和李书娟,2015),“同乡情结”可能让省委组织部长对担任省属国企负责人的同乡多几分关爱。“同乡关系”所具有的信息沟通价值在组织部长与省属国企负责人之间可能更加明显。“乡土共性特征”可让省属国企负责人被认同,而“良好信息沟通”则让组织部长对省属国企负责人的素质、能力和远大抱负等更了解。对“知人”而言,同乡关系所带来的信息沟通影响不容忽视,其在很大程度上降低了信息不对称程度。在“乡土共性特征”和“良好信息沟通”的作用下,省属国企负责人更可能获得认同,从而有利于晋升。因此,与省委组织部长的同乡关系可能直接或间接、显性或隐性地影响省属国企负责人的晋升概率。基于此,本文提出以下研究假设:

假设2:如果省属国企负责人与省委组织部长为同乡,则其更可能获得晋升。

在地方政府掌握国企控股权和高管任免权的现实背景下,国企高管有动机通过发展政治关系等,迎合上级官员的偏好,以获取晋升资本(黄再胜,2003;周黎安,2007)。国企高管之所以有动机通过政治关联来获取政府官员的认同,是因为企业获取政治资源的能力是存在差别的,即便与省委书记、组织部长具有同乡关系的省属国企负责人亦是如此。金字塔式

^①作者感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

的官场结构决定了省部级官员的稀缺性,使得省属国企负责人与省委书记、组织部长建立较为紧密的联系十分困难。不同省属国企负责人背景的差异决定了其与省委书记、组织部长之间接触平台的差异,如果省属国企负责人具有政治关联,其与省委书记、组织部长更可能“相识”,对同乡的亲切好感加上同为官场中人的职场认同,更可能让其获得信任与赏识。省属国企负责人的政治关联亦会加强“同乡关系”的信息沟通作用,语言逻辑共性与乡土共性的共同作用会显著降低沟通成本,在接触较少且时间有限的情况下,可高效地加深彼此了解与认同,降低信息不对称程度,从而有利于晋升。省属国企负责人所具有的政治关联与同乡关系形成了互补关系,增强了同乡关系的影响效应。因此,具有政治关联且与省委书记、组织部长存在同乡关系的省属国企负责人更可能获得晋升。基于此,本文提出以下研究假设:

假设3:如果省属国企负责人具有政治关联,则其与省委书记、组织部长的同乡关系对其晋升的正向影响更强。

三、实证分析

(一)样本选择与数据来源

由于2004年修订的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第2号》明确要求上市公司披露实际控制人情况,本文以2004—2014年沪深省属国有A股上市公司作为样本,并进行了如下筛选:(1)剔除了籍贯信息缺失的样本;(2)参照王曾等(2014)的做法,剔除了发生变更前董事长和总经理任职年限小于1的变更事件;(3)剔除了金融行业样本;(4)剔除了仅有省级籍贯信息的样本;(5)考虑到“退休”“去世”“涉案”等原因所致高管离职的特殊性,以及少数高管离职后“不知所终”,我们剔除了这类样本;(6)剔除了上一年控制变量信息缺失的样本。本文最终得到3328个样本观测值。本文的基本数据来源于国泰安数据库,国企高管与政府官员的信息资料通过搜索引擎、上市公司年报、高管变更公告等手工收集得到。

(二)主要变量定义

1. 高管职位变动。参照杨瑞龙等(2013)、王曾等(2014)以及张霖琳等(2015)对高管职位变动的分析方法,本文根据省属国企董事长和总经理离职后的任职及其行政级别变化,结合其在股东单位的任职情况来判定职位升降。本文将高管职位变动情况(*Promotion*)分为三大类:晋升、平调(包含同级调换和保持原职)和降职,高管晋升则赋值为1,平调赋值为0,降职赋值为-1。

2. 同乡关系。在人物简历中,有的将籍贯地细化到区县,有的仅到地级市。出于统一口径的考虑,本文将籍贯地限定在地级市层级,采用定量和定性两种方式来衡量同乡关系。

同乡关系的定量衡量方式为籍贯地间的地理距离。费孝通(2011)认为,“在稳态社会中,地缘是血缘的投影,是其自然扩展”,“地域上的靠近可以说是血缘上亲疏的一种反映”,“区位是社会化了的空间”。“乡情”基于属地特征,因属地相同或相近而形成的亲切感、认同感,其实为人与人心理测距后的心理反应,这种反应亦是地理距离的映射,反映地缘关系所形成的亲疏关系。因此,同乡关系可用籍贯地间的距离远近来衡量,籍贯地间的距离越近,双方对同乡关系的认同程度越高;籍贯地间的距离越远,双方对同乡关系的认同程度则越低。具体地,首先利用“谷歌地图”获知籍贯地(地级市)的经纬度(lon_i, lat_i),然后根据Vincenty(1975)提供的地球表面两点间距离的计算公式,计算省委关键岗位官员籍贯地与省属国企负责人籍贯地之间的距离(Dis)。本文以 $Dis_s = \ln(1 + Dis)$ 作为关键岗位官员与省属国企负责人同乡关系强弱的替代变量。

同乡关系的定性衡量依据为同乡认定的多层级性。“同乡”认定具有多层级性,所谓的“同一地方人”会随环境变化而呈现多层级解释(侯中川,2013)。不同环境中“同乡”的“乡”可指村、乡镇、县市、省份、地区、国家,从行政区划的最低一级(村)到最高一级(省),甚至国家都可用于“乡”的概念,如中国人在国外遇到中国人、在省外遇到同省人、在市外遇到同市人等均可互称为同乡,而在国内相逢、省内相见则不会以同乡互称(贾忠文,1993)。基于以上分析,并参考刘诚等(2012)以及陆瑶和胡江燕(2014)的做法,本文对同乡关系的定性测量方式如下:如果省委关键岗位官员的任职省份与其籍贯地省份不同,则以其与省属国企负责人的籍贯地省份来判断是否存在同乡关系;如果省委关键岗位官员的任职省份与其籍贯地省份相同,则以其与省属国企负责人的籍贯地所在地级市来判断是否存在同乡关系。如果存在同乡关系,则 T_x 取值为 1,否则为 0。

(三)模型设定与数据描述

1.模型设定。参考丁友刚和宋献忠(2011)、杨瑞龙等(2013)、王曾等(2014)、刘青松和肖星(2015)以及张霖琳等(2015)等学者的相关研究,本文采用 *Ordered logit* 模型来检验研究假设,回归模型如下:

$$Promotion = \alpha_0 + \alpha_1 Tongxiangguanxi (Diss_sj / Diss_zzbz / Tx_sj / Tx_zzbz) + \alpha_2 Age + \alpha_3 Edu + \alpha_4 Terture + \alpha_5 Terture^2 + \alpha_6 Dual \tag{1}$$

$$+ \alpha_7 Debt + \alpha_8 Roa + \alpha_9 Asset + \sum Year_i + \sum Industry_j + \epsilon$$

$$Promotion = \alpha_0 + \alpha_1 Tongxiangguanxi (Diss_sj / Diss_zzbz / Tx_sj / Tx_zzbz) + \alpha_2 Pol + \alpha_3 Tongxiangguanxi \times Pol + \alpha_4 Age + \alpha_5 Edu \tag{2}$$

$$+ \alpha_6 Terture + \alpha_7 Terture^2 + \alpha_8 Dual + \alpha_9 Debt + \alpha_{10} Roa$$

$$+ \alpha_{11} Asset + \sum Year_i + \sum Industry_j + \epsilon$$

其中, *Promotion* 表示高管职位变动, *Tongxiangguanxi* 表示同乡关系, *Diss_sj* 表示省委书记与省属国企负责人的同乡关系, *Diss_zzbz* 表示组织部长与省属国企负责人的同乡关系。为便于理解,我们对变量 *Diss* 进行取负处理,处理后 *Diss* (包括 *Diss_sj* 和 *Diss_zzbz*) 的系数预期为正。 T_x_sj 为省委书记与省属国企负责人是否存在同乡关系的虚拟变量(是取值为 1,否则为 0), T_x_zzbz 为组织部长与省属国企负责人是否存在同乡关系的虚拟变量(是取值为 1,否则为 0)。 *Pol* 为省属国企负责人是否具有政治关联的虚拟变量,如果省属国企负责人曾任或现任政府官员、人大代表或政协委员,则认为其具有政治关联, *Pol* 取值为 1,否则为 0。

借鉴现有研究(丁友刚和宋献忠,2011;杨瑞龙等,2013;王曾等,2014;刘青松和肖星,2015;张霖琳等,2015)的做法,本文还控制了以下变量:*Age* 表示高管年龄;*Edu* 表示高管教育背景,中专及以下取值为 1,大专为 2,本科为 3,硕士研究生为 4,博士研究生为 5;*Terture* 表示离任高管的任职期限,鉴于国企高管任期与其晋升可能存在非线性关系,本文还加入了其平方项 $Terture^2$; *Dual* 表示两职合一情况,如果第 $t-1$ 年董事长兼任总经理,则 *Dual* 取值为 1,否则为 0; *Debt* 表示资产负债率,等于第 $t-1$ 年公司总负债与总资产的比值; *Roa* 表示资产收益率,等于第 $t-1$ 年公司净收益与总资产的比值; *Asset* 表示公司规模,用第 $t-1$ 年公司总资产的自然对数来衡量。此外,模型中还加入了年度虚拟变量(*Year*)和行业虚拟变量(*Industry*)。为了缓解异常值的影响,本文对所有连续变量进行了上下 1% 的 *winsorize* 处理。

2.描述性统计与变量间相关系数分析。在全样本中,高管职位变动变量与同乡关系变量的相关系数显著为正,这与假设1的预测一致。约有28%的省属国企负责人具有政治关联,其与高管职位变动变量的相关系数显著为正,表明政治关联可为高管晋升增添砝码。省属国企负责人的平均任职年龄为51.02岁,平均任期为4.09年,约8%的样本中董事长与总经理两职合一。

(四)实证结果分析

与关于高管职位变动的现有文献一致,本文采用 *Ordered logit* 模型,同时为了解决由样本特征差异所引起的异方差问题,在估计时采用稳健标准误。表1中列(1)为基准模型,列(2)和列(3)分析了与省委书记的同乡关系对省属国企负责人晋升的影响,结果显示,与省委书记的同乡关系变量系数均显著为正。列(4)和列(5)则分析了与组织部长的同乡关系对省属国企负责人晋升的影响,结果显示,与组织部长的同乡关系变量系数也均显著为正。以上结果表明,与省委书记、组织部长的同乡关系对省属国企负责人的晋升概率具有显著的正向影响,假设1得到验证。关于控制变量(受篇幅限制,回归结果未列示),*Age* 的系数在1%的水平上显著为负,说明在省属国企负责人的晋升竞争中“年轻人”更具优势;与上文预期一致,*Tenture* 的系数在1%的水平上显著为正,而 *Tenture*² 的系数在1%的水平上显著为负,即任期变量与省属国企负责人晋升概率之间呈现倒U形关系,省属国企负责人的晋升概率随任期的延长而呈现先升后降的变化趋势;*Asset* 的系数在1%的水平上显著为正,表明规模较大的省属国企负责人更可能获得提拔。

表1 同乡关系对省属国企负责人晋升概率的影响检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Diss_sj</i>		0.141** (2.544)			
<i>Lz_sj</i>			0.537* (1.841)		
<i>Diss_zzbcz</i>				0.132*** (2.786)	
<i>Tx_zzbcz</i>					0.905*** (3.898)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Cut1_cons</i>	-0.327 (-0.206)	-1.339 (-0.804)	-0.363 (-0.230)	-1.277 (-0.796)	-0.428 (-0.272)
<i>Cut2_cons</i>	6.639*** (4.162)	5.654*** (3.396)	6.617*** (4.175)	5.714*** (3.550)	6.580*** (4.163)
卡方检验	85.17***	94.39***	88.60***	94.69***	101.24***
<i>Obs.</i>	3 328	3 328	3 328	3 328	3 328
<i>Pseudo R</i> ²	0.037	0.040	0.038	0.039	0.043

注:括号内为稳健Z值,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下表同。

为了界定同乡关系的作用边界,本文进行了调节检验。非线性模型中主效应的调节作用若仅依靠交叉项系数的显著性来判断会产生偏差(Norton等,2004;Zelner,2009)。对于非线性 *Ordered logit* 模型,其调节效应不能仅简单地由交叉项系数决定,因为交叉项系数与其他解释变量相关,其符号会因其他变量取值的不同而变化,而真实调节效应的显著性也不完全由回归结果中交叉项的Z统计量决定。因此,非线性模型中是否存在调节效应,不能仅根据交叉项系数符号和Z统计量来判断(Norton等,2004)。考虑到 *Ordered logit* 模型中自变量与有序因变量各种可能结果出现概率之间的非线性关系较为复杂,仅依靠交叉

项系数来判断调节效应并不可靠,本文借鉴 Long 和 Freese(2006)的图示法(*Graphical methods*)对模型中的交叉项进行检验。具体地,在交叉项系数检验的基础上,采用图示法对调节效应进行更加准确和形象的解释,并以交叉项系数作为补充说明。在图示法的操作方法上,首先对模型中其他自变量取样本均值,然后绘制所关注的自变量与因变量结果出现概率的关系图。

表 2 及图 1 至图 4 为政治关联调节作用的检验结果。表 2 中 *Pol* 基本上在 1%的水平上显著为正,说明具有政治关联的省属国企负责人获得晋升的概率更大。列(2)和列(4)中引入了与省委书记的同乡关系变量与政治关联变量的交叉项,交叉项系数均显著为正。如果以交叉项系数的显著性来判断,政治关联会增强与省委书记的同乡关系对省属国企负责人晋升概率的正向影响。从图 1 和图 2 中也可看出,在其他自变量取均值的情况下,与无政治关联相比,有政治关联且与省委书记存在同乡关系的省属国企负责人更可能获得晋升。这表明政治关联在与省委书记的同乡关系对省属国企负责人晋升的影响中具有正向调节作用,与假设 3 的预测一致。列(6)和列(8)中引入了与组织部长的同乡关系变量和政治关联变量的交叉项,*Diss_zzbbz* × *Pol* 的系数为负,而 *Tx_zzbbz* × *Pol* 的系数为正,两者均不显著。如果仅依据交叉项系数的显著性,则无法确定政治关联变量是否存在调节作用。而从图 3 和图 4 中可以看出,在其他自变量取均值的情况下,与无政治关联相比,有政治关联且与组织部长存在同乡关系的省属国企负责人更可能获得晋升。这表明政治关联在与组织部长的同乡关系对省属国企负责人晋升的影响中具有正向调节作用,假设 3 得到验证。

表 2 政治关联的调节作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Diss_sj</i>	0.139** (2.575)	0.004 (0.066)						
<i>Diss_sj</i> × <i>Pol</i>		0.321*** (3.520)						
<i>Tx_sj</i>			0.474* (1.684)	-0.228 (-0.706)				
<i>Tx_sj</i> × <i>Pol</i>				1.454*** (2.916)				
<i>Diss_zzbbz</i>					0.127*** (2.725)	0.161** (2.459)		
<i>Diss_zzbbz</i> × <i>Pol</i>						-0.083 (-1.006)		
<i>Tx_zzbbz</i>							0.862*** (3.759)	0.736** (2.482)
<i>Tx_zzbbz</i> × <i>Pol</i>								0.303 (0.684)
<i>Pol</i>	0.698*** (4.667)	2.649*** (4.678)	0.688*** (4.632)	0.560*** (3.621)	0.696*** (4.612)	0.185 (0.349)	0.680*** (4.555)	0.647*** (4.165)
控制变量	控制							
<i>Cut1_cons</i>	-1.931 (-1.149)	-0.460 (-0.268)	-0.966 (-0.602)	-0.678 (-0.423)	-1.875 (-1.152)	-2.114 (-1.290)	-1.010 (-0.632)	-0.996 (-0.624)
<i>Cut2_cons</i>	5.144*** (3.068)	6.622*** (3.852)	6.093*** (3.792)	6.389*** (3.981)	5.199*** (3.192)	4.965*** (3.030)	6.077*** (3.796)	6.087*** (3.804)
卡方检验	123.90***	141.16***	120.48***	131.30***	125.97***	124.11***	129.75***	132.60***
<i>Obs.</i>	3 328	3 328	3 328	3 328	3 328	3 328	3 328	3 328
<i>Pseudo R</i> ²	0.049	0.054	0.048	0.051	0.049	0.049	0.052	0.052

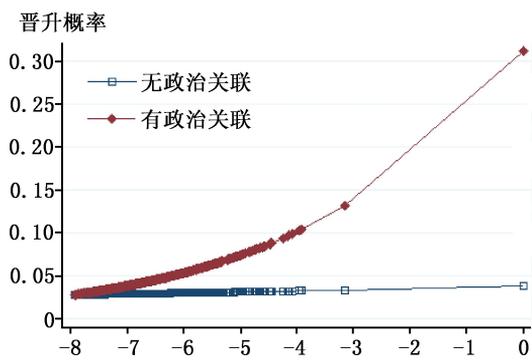


图1 与省委书记同乡关系(定量测度)下政治关联的调节效应检验

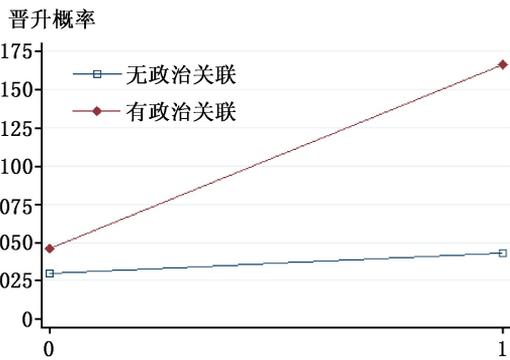


图2 与省委书记同乡关系(定性测度)下政治关联的调节效应检验

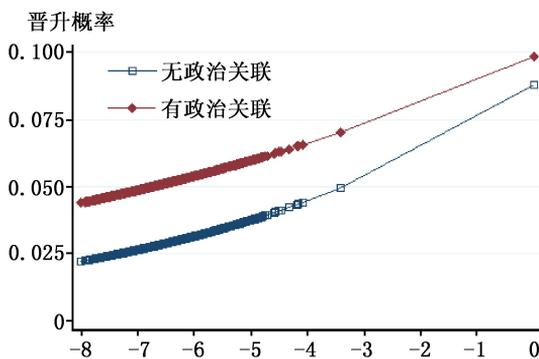


图3 与组织部长同乡关系(定量测度)下政治关联的调节效应检验

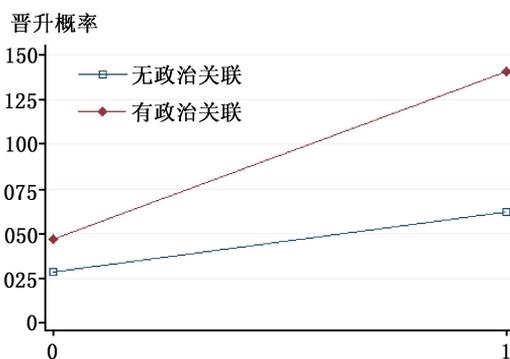


图4 与组织部长同乡关系(定性测度)下政治关联的调节效应检验

(五)进一步检验

上文研究表明,与组织部长的同乡关系对省属国企负责人的晋升概率具有正向影响。进一步的问题是,当受到某种外生冲击时,这种影响在冲击前后是否存在差异?2007年党委领导体制“一正两副”模式的全面推行提供了一个绝好的外生冲击事件。

早在2004年,中共十六届四中全会上通过的《中共中央关于加强党的执政能力建设的决定》中就明确提出,“减少地方党委副书记职数,实行常委分工负责,充分发挥集体领导作用。”从2006年10月开始,在全国地方党委集中换届的契机下,中央在全国推行“一正两副”领导模式(在省级层面,设省委书记一名、副书记两名,其中一名副书记由省长兼任,另一名副书记为专职副书记),^①进行“减副”。在实行“一正两副”模式后,地方党委实行“常委分工负责制”,常委直接向党委书记和常委会负责,副书记与常委的分工不再重叠交叉。在此次换届之前,地方党委普遍存在“分管型副职模式”,即一个正职领导负责全面工作,设置若干副职分管各具体领域工作。在省级党委领导层,除了党委书记和常委外,一般还设有4—5名党委副书记,这些副书记分管党委以及政府各部门,其中一名为分管组织工作的党委副书记。“分管型副职模式”增加了行政组织层级,降低了信息传递速度与传递质量,削弱了职能部门权责,造成了职能重叠、重复分工等问题。“减副”后,党委领导结构更加扁平化,组织

^①《中国共产党地方委员会工作条例》中规定,不担任政府职务的党委副书记主要协助书记抓党的建设,同时可以根据需要协调和负责其他方面工作。

(人事)安排的提议决定由“组织部长—分管组织副书记—书记”的三级架构向“组织部长(常委)—书记”的两级架构转变。相应组织(人事)议题由组织部长(常委)提交常委会讨论,缩短了领导层级,减少了组织部长对分管组织副书记的依赖性,增强了其站位全局、纵向沟通和横向协调的能力,使其职责由偏重于履行表决权向承担决策和履行责任转变。“减副”后,组织部长在组织(人事)工作方面的影响力进一步提升,对存在同乡关系的省属国企负责人晋升的影响亦可能增强。

本文以2007年为时点设置“减副”虚拟变量(*Cut*),2007年之后取1,之前取0。表3及图5和图6为“减副”前后的检验结果。表3中列(2)和列(4)引入了与组织部长的同乡关系变量和“减副”变量的交叉项,*Diss_zzbbz* × *Cut*的系数为正,但不显著,*Tx_zzbbz* × *Cut*的系数则在1%的水平上显著为正。从图5和图6中可以看出,在其他自变量取均值的情况下,与“减副”前相比,与组织部长存在同乡关系的省属国企负责人在“减副”后具有更高的晋升概率。

表3 “减副”前后与组织部长的同乡关系对省属国企负责人晋升的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Diss_zzbbz</i>	0.132*** (2.786)	0.081* (1.905)		
<i>Diss_zzbbz</i> × <i>Cut</i>		0.142 (1.300)		
<i>Tx_zzbbz</i>			0.905*** (3.898)	0.212 (0.870)
<i>Tx_zzbbz</i> × <i>Cut</i>				1.250*** (3.224)
<i>Cut</i>	0.055 (0.148)	0.929 (1.177)	-0.004 (-0.011)	-0.180 (-0.509)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Cut</i> 1_cons	-1.277 (-0.796)	-0.939 (-0.587)	-0.428 (-0.272)	-0.577 (-0.367)
<i>Cut</i> 2_cons	5.714*** (3.550)	6.057*** (3.770)	6.580*** (4.163)	6.438*** (4.081)
卡方检验	94.69***	96.26***	101.24***	111.05***
Obs.	3 328	3 328	3 328	3 328
Pseudo R ²	0.039	0.040	0.043	0.046

鉴于2007年6月之后,除内蒙古、新疆和西藏之外的省、自治区、直辖市均完成了“减副”工作,^①本文剔除内蒙古、新疆和西藏的样本后重新进行了检验,结果不变。由于此次地方党委集中换届从2006年10月开始至2007年6月结束,本文还剔除2007年的样本重新进行了检验,结果也没有发生改变。以上结果进一步验证了本文假设的合理性。

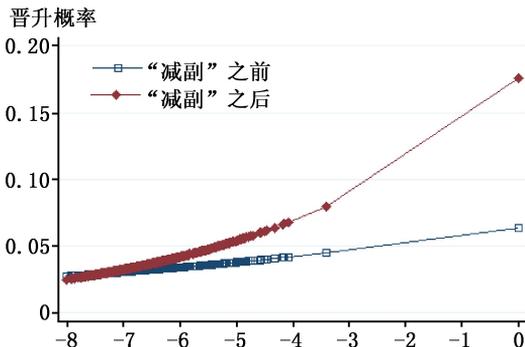


图5 “减副”前后与组织部长的同乡关系(定量测度)对晋升的影响

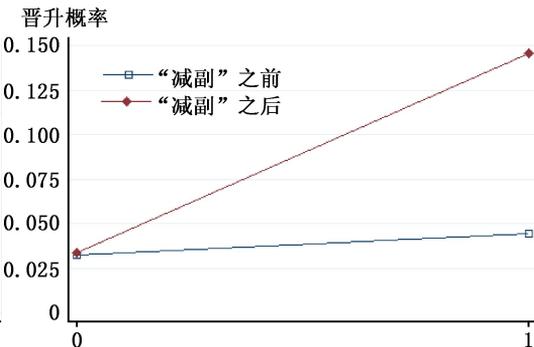


图6 “减副”前后与组织部长的同乡关系(定性测度)对晋升的影响

①《中国共产党地方委员会工作条例》中规定,党的地方委员会设书记1名、副书记2名,个别民族自治地方需要适当增加副书记职数的,由党中央决定或者省级党委根据中央精神审批。

(六)稳健性检验

为了保证以上结果的可靠性,本文进行了以下稳健性检验:^①第一,删除了高管职位未变动的样本,仅保留职位变动的样本重新进行了检验,结果没有发生变化。第二,由于籍贯地信息是个人无法选择的外生信息,且籍贯地的分布具有一定的随机性,因此同乡关系对省属国企负责人晋升的影响也可能由上文实证分析中未考虑的遗漏变量所致。为此,本文还检验了以下四类因素的可能影响:(1)省委书记和组织部长的长期工作地。官员可能对曾长期工作过的地方别有情愫,本文将省委书记长期工作地和组织部长长期工作地与省属国企负责人籍贯地之间的距离引入上文的实证模型中,检验结果没有发生变化。(2)与省长的同乡关系及省长长期工作地。本文将省长与省属国企负责人的同乡关系以及省长长期工作地与省属国企负责人籍贯地之间的距离引入上文的实证模型中,检验结果与上文一致。(3)国企政策性负担。借鉴林毅夫等(2004)以及张霖琳等(2015)的研究,本文以残差的绝对值来衡量国企政策性负担。在控制了政策性负担因素后,上文实证结果仍然成立。(4)公司的属地、财务与治理特征。本文以樊纲等编制的“中国各地区市场化指数”来衡量属地市场化程度,并控制了公司是否被特别处理、经行业调整后的ROA以及省属国企负责人是否为董事长的虚拟变量。在控制了这些因素后,结果没有发生实质性改变。

四、结论与启示

现有研究表明,国企高管的晋升评价机制中包含高管年龄、高管学历、国企业绩等要素,而政治关联亦有影响。本文将国企高管晋升的“关系”影响类型拓展至同乡关系,基于2004—2014年省属国企负责人(董事长和总经理)与省委书记、组织部长的同乡关系,研究发现:如果与省委书记、组织部长存在同乡关系,省属国企负责人更可能获得晋升,而且如果其具有政治关联,则与省委书记、组织部长的同乡关系对其晋升概率的正向影响会更强。本文进一步考察了地方党委领导体制的“一正两副”模式推行,发现与“减副”前相比,与组织部长存在同乡关系的省属国企负责人在“减副”后具有更高的晋升概率。上述结果表明,与省委书记、组织部长的同乡关系会提升省属国企负责人的晋升概率。

本文的结论并不是鼓励国企高管去“找同乡、拉关系”,而应从正面进行解读。在封建和半封建社会中,同乡关系之于官场、之于仕途极为重要,或可称官场中的同乡规则。然而,在社会主义市场经济中,“同乡关系”之于官场的作用应通过现代制度建设来过滤和淡化。在中国公司治理模式由行政型向经济型转型的过程中,可以“去行政化”,但难以“去关系化”。“关系”在全世界都存在,“去关系化”后的原子化社会是难以持续的,这在“关系人情”深入文化基因的中国更难,“关系”本身并没有错,错在“关系”被滥用(罗家德,2015)。因此,应通过制度建设来过滤和淡化“同乡”等“关系”的影响。首先,应严明纪律规矩,净化政治生态环境。对于“关系滥用”,要以严明的纪律规矩进行约束。将守纪律、讲规矩摆在更重要的位置,使政治生态环境得到净化。其次,提高国企负责人晋升公示的透明度,让“关系”暴露在阳光下。^② 现行国企负责人的晋升公示一般仅包含现任职信息和拟任职信息,简历信息则一般不予以披露,“关系”的隐匿程度较高。国企负责人的晋升公示应更加公开透明,加强其个人籍贯、毕业院校、工作经历等信息的披露,使其与政府官员的同乡、校友等关系可识别,

^①受篇幅限制,文中未报告稳健性检验结果,留存备索。

^②作者感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

接受阳光下的监督,从而可在一定程度上限制“关系”的乱用和错用。

主要参考文献:

- [1]陈仕华,卢昌崇,姜广省,等.国企高管政治晋升对企业并购行为的影响[J].管理世界,2015,(9):125—136.
- [2]范子英,李欣.部长的政治关联效应与财政转移支付分配[J].经济研究,2014,(6):129—141.
- [3]费孝通.乡土中国[M].北京:商务印书馆,2011.
- [4]黄再胜.国有企业隐性激励“双重缺位”问题探析[J].经济经纬,2003,(6):88—91.
- [5]贾忠文.“认老乡”的文化现象解析[J].江汉论坛,1993,(9):70—74.
- [6]李维安.对计划经济制度下企业治理制度的考察[J].日本:三田商学研究,1996,(2):125—141.
- [7]李维安.演进中的中国公司治理:从行政型治理到经济型治理[J].南开管理评论,2009,(1):1—2.
- [8]梁漱溟.中国文化要义[M].上海:上海世纪出版集团,2005.
- [9]刘青松,肖星.败也业绩,成也业绩?——国企高管变更的实证研究[J].管理世界,2015,(3):151—163.
- [10]陆瑶,胡江燕.CEO与董事间的“老乡”关系对我国上市公司风险水平的影响[J].管理世界,2014,(3):131—138.
- [11]王曾,符国群,黄丹阳,等.国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究[J].管理世界,2014,(5):157—171.
- [12]徐现祥,李书娟.政治资源与环境污染[J].经济学报,2015,(1):1—24.
- [13]杨瑞龙,王元,聂辉华.“准官员”的晋升机制:来自中国央企的证据[J].管理世界,2013,(3):23—33.
- [14]张霖琳,刘峰,蔡贵龙.监管独立性、市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果[J].管理世界,2015,(10):117—131.
- [15]张平,赵国昌,罗知.中央官员来源与地方经济增长[J].经济学(季刊),2012,(2):613—634.
- [16]周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007,(7):36—50.
- [17]Long J S, Freese J. Regression models for categorical dependent variables using Stata[M]. Stata Press, 2006.
- [18]Norton E C, Wang H, Ai C. Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models [J]. Stata Journal, 2004,(4): 154—167.
- [19]Vincenty T. Direct and inverse solutions of geodesics on the ellipsoid with application of nested equations [J]. Survey Review, 1975, 23(176): 88—93.
- [20]Zelner B A. Using simulation to interpret results from logit, probit, and other nonlinear models[J]. Strategic Management Journal, 2009, 30(12): 1335—1348.

Can Tongxiang Guanxi Play a Role in Executive Promotion? An Empirical Test Based on the Heads of Provincial State-owned Enterprises

Li Weian^{1,2}, Sun Lin²

(1.School of Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China; 2.School of Business Administration, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: Under the background of corporate governance in China transiting from
(下转第40页)

centive contracts, and the differences of the above effect under different political connections. It shows that the longer the pyramidal layers of state-owned enterprises is, the stronger the correlation between executive compensation and accounting performance is and the more managers are likely to be replaced owing to bad accounting performance; meanwhile, in the sample of managers without political connections, the above phenomenon is more obvious. These above results indicate that the pyramid structure of state-owned enterprises is a kind of institutional arrangement of government decentralization, and reduces the political costs state-owned enterprises face. However, it also finds that for enterprises with good performance, too long pyramidal layers may lead to excessive power of managers, resulting in executives' compensation manipulation. These findings provide policy implications for deepening the reform of state-owned enterprises.

Key words: pyramidal layer; executive compensation; executive turnover; political cost

(责任编辑 康健)

(上接第 28 页)

administration governance to economic governance, the feature of administrative executive appointment and dismissal in SOEs is difficult to be ignored. This paper has a hand collection of hometown information and position changes of provincial SOEs' chairmen and general managers from 2004 to 2014, and employs hometown information to distinguish whether they are tongxiang with the secretaries of provincial party committees and the heads of organization departments. It explores the effect of tongxiang guanxi on provincial state-owned enterprises' executive promotion for the first time. It finds that tongxiang guanxi has a positive impact on the promotion probability of the heads of provincial state-owned enterprises, and this positive impact is more obvious in the sample of the heads of provincial state-owned enterprises with political connections. Additionally, it uses the cut of deputy leaders as an exogenous event and tests whether there are differences in the positive effects of tongxiang guanxi with the heads of organization departments on the promotion probability of the heads of provincial state-owned enterprises before and after the cut of deputy leaders. It shows that the heads of provincial state-owned enterprises with tongxiang guanxi with the heads of organization departments have higher promotion probability after the cut of deputy leaders, further confirming the rationality of hypotheses.

Key words: provincial state-owned enterprises' executive promotion; tongxiang guanxi; political connection; corporate governance

(责任编辑 康健)