

# 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约\*

□马连福 王元芳 沈小秀

**摘要:** 本文以 2008~2010 年 A 股披露了党组织中的党委会成员在公司董事会、监事会以及管理层任职信息的国有上市公司为样本,对国有企业党组织参与公司治理行为对企业冗余雇员和高管薪酬契约的影响进行了理论分析与实证检验。研究发现国有企业党委会参与公司治理会增加公司冗余雇员规模,降低公司高管的绝对薪酬,抑制高管攫取超额薪酬的行为,缩小高管与普通员工之间的薪酬差距。本文的结论验证了除国有股东、政府带来的政治干预以外的第三种干预途径——通过国有企业内部党组织对企业进行干预的存在,一定程度上丰富了中国特色的公司治理理论,其研究结果为我国优化政企关系、党企关系以及国企改革提供参考。

**关键词:** 党组织 公司治理 冗余雇员 高管薪酬契约

## 一、引言

长期以来由于政治干预的存在,国有企业承担着诸如扩大就业、维护稳定等政策性目标(林毅夫等,2004),在面临就业压力时,政府有动机让国家控股的上市公司分担就业压力,或者不允许国企在改制过程中彻底剥离或释放冗员(曾庆生、陈信元,2006)。同时,作为我国经济体制改革的中心环节,国有企业改革的重点内容之一就是在企业实现由计划经济体制向市场经济体制逐步转型的同时,建立起与企业外部环境相匹配的、有竞争力、科学合理的高管人员薪酬激励体系(代彬等,2011)。经过了 20 多年的渐进式改革的探索,我国的工资分配制度和工资管理经历了数次变革和政策调整,工资分配政策已经由计划经济的直接指令性管理向市场机制主导转变(郭正模、李晓梅,2006),但仍然保留着行政手段的痕迹,我国经理人市场,尤其是国有企业的经理人市场仍在一定程度上受到管制(Grove et al., 1995; Qian, 1995; 刘小玄, 2001; 陈冬华, 2003; 陈冬华等, 2005)。这种管制包括聘用管制和薪酬管制,尤其是 2009 年“限薪令”<sup>①</sup>的颁布,更是加剧了各界对经理人薪酬契约有效性的关注。冗余雇员和薪酬管制成为政治干预国有企业普遍存在的方式,日益引起学界的重视。

Chang 和 Wong(2004)指出,中国的上市公司面临的政治干预主要来源于 3 个方面,一是来源于国有控股股东,股东的身份使得政府在产权上保持对企业的干预;二是来源于政府部门,政府部门对上市公司仍然保持着一定程度的权威,尽管中国从 1992 年社会主义市场经济建设开始已经加快了政企分离的进程,但很多案例研究仍表明政府部门和相关的行政机构并没有完全切断它们与公司之间的纽带(World Bank, 1997),政府通过对贷款、土地等重要资源的配置影响公司决策;第三种控制来源于企业基层党组织。在中国,从 20 世纪 50 年代初期开始,高管制定决策需要充分考虑党委会的意见(Ji, 1998),1993 年颁布的《公司法》以及

\*本文为教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“投资者关系管理对公司治理的优化效果研究”(批准号:10JJD630001)、国家自然科学基金重点项目“我国集团企业跨国治理与评价研究”(批准号:71132001)以及“长江学者和创新团队发展计划资助”的研究成果。感谢西南财经大学曹春方、南开大学徐业坤、毛其淋、山东大学钱先航,当然文责自负。王元芳为本文通讯作者。

2005年新修订的《公司法》仍然保留了党对公司的监督职能以及参与重大经营决策的权力(Shanghai Stock Exchange, 2000; Tenev and Zhang, 2002; McGregor, 2001), 党组织形成的系统网络(party network)是企业获取贷款等资源的重要途径(McGregor, 2001)。Chang和Wong(2004)指出的3种政治干预来源可以用图1表示, 图中的(1)为第一种干预路径, 即国有控股股东通过其股东身份在产权上对企业进行干预; (2)为政府部门通过重要资源的配置对企业进行干预, 即第二种干预路径; (3)为第三种干预途径——企业基层党组织通过参与公司重大经营决策等方式对企业进行干预。而目前关于政治干预对国有企业冗余雇员以及薪酬成本影响的研究(Frydman et al., 1998; Dewenter and Malatesta, 2001; Boycko et al., 1996; 林毅夫、李志赞, 2004; 林毅夫等, 2004; 曾庆生、陈信元, 2006; 薛云奎、白云霞, 2008; 沈永建、张天琴, 2011)虽然提及政治干预或政治压力导致了企业冗余雇员, 影响了薪酬契约的有效性, 但主要关注于前两种来源的政治干预, 忽略了企业基层党组织这一政治干预的重要途径, 没有对政治干预这种行为进行深入分析, 即政府通过什么作用机制来实现对企业雇佣行为和薪酬契约的影响。值得注意的是, 与其他的转型经济体不同, 我国的经济改革是在党的领导下进行的, 党在企业层面的基层组织, 仍影响着大多数中国公司(Chang and Wong, 2004)。我国“党政合一”的政治体制以及党组织在企业中的政治核心地位一直以来都没有动摇过, 从新中国成立初期到20世纪70年代末的改革开放, 再到现在的建立现代企业制度, 期间虽经历了数次变革和制度调整, 但始终没有改变党政共管的二元体制格局, 特别是我国《宪法》、《公司法》、《中国共产党章程》的有关规定更是明确了我国国有企业党委会参与公司治理的主体资格<sup>②</sup>。因此, 我们认为, 我国这种特有的政治体制以及党组织在国有企业中发挥政治核心作用对企业究竟意味着什么, 是一个值得研究的问题, 图1中虚线框内为我们的研究内容。

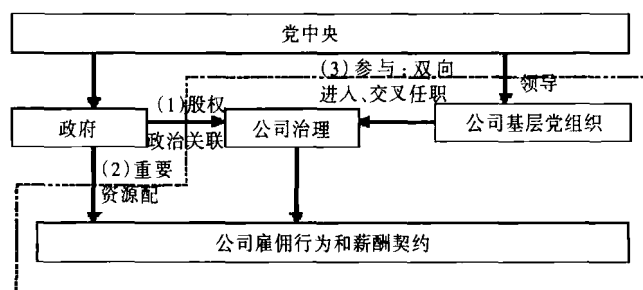


图1 本文研究框架图

其次, 目前学者们对政治干预的相关研究, 其干预主体多为政府部门, 即主要研究政府干预对公司绩效的影响(徐晓东、陈小悦, 2003; 夏立军、方轶强, 2005), 对企业微观行为, 如贷款融资(Fan et al., 2007; 余明桂、潘红波, 2008; Li et al., 2008)、公司多元化(陈信元、黄俊, 2007)、并购(潘红波等, 2008)、过度投资(杜兴强等, 2011)以及IPO募变变更(马连福、曹春方, 2011)等的影响。尽管一些研究已经深入到构成政府部门的官员行为, 研究政府官员特征, 如任期、政治晋升等对当地经济增长以及企业的影响(周黎安, 2004; 张军、高远, 2007; 王贤斌、徐现祥, 2008), 但些研究均只涉及了政府层面, 即使是政府官员, 也仍是该层面上构成的微观个体, 并没有对影响政府行为的背后的因素做更深一层的探讨。而我们认为, 党组织是影响政府行为的重要力量之一, 政府是政党的执行机关和执政工具, 是政党意志的体现, 我国更是具有“党政合一”的政治体制, 因此, 本文将对政府行为的研究深入到其背后, 探讨党的各级党组织, 尤其是在“政企分离”的背景下企业基层党组织对企业决策产生的影响。

再次, 党组织对企业的政治干预方式与外部政府也有所不同。企业党组织存在于企业内部, 是国有企业组织结构中不可缺少的部门<sup>③</sup>, 直接作用于企业内部, 发挥政治核心职能, 因此, 其对企业的影响更为直接。企业党委会可以在企业层面为政府部门提供干预的途径(Sonja et al., 2002), 尤其是1999年党的十五届四中全会通过的《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》<sup>④</sup>中提出了“双向进入、交叉任职”的领导体制<sup>⑤</sup>, 第一次对国有企业党的领导权限给与了比较明确的界定, 从组织上明确了党委会参与公司经营决策的具体途径和方式, 为国有企业党委会干预公司行为提供了基础。代表国家和政府利益的党委会, 通过这种方式, 既有动力也有能力将其社会性目标内化到企业经营目标中去, 而这其中就包括企业的雇佣行为和薪酬契约的制定。再加上依据“党管干

部”、“党管人才”的原则,党组织长期以来一直掌握着国有企业的人事任免权,并具有参与企业重大决策的权利,特别是“三重一大”事项,必须由党委会集体做出决定<sup>⑥</sup>,综合以上现实情况,相比较处于企业外部的政府部门,企业内部的党组织对企业的影响无疑更为直接和有力。

目前有关政治干预、政治关联的文献研究中,“政府”与“政党”行为均称为“政治”行为,并未有严格区分,但由于我国特殊的政治制度和政党制度,政府和政党行为相互交织但又不完全相同,对于企业内设置基层党组织并直接参与企业决策这一中国特色的政党行为并未给予足够的重视。Chang和Wong(2004)通过问卷调查的方式,研究了国有企业基层党委会对公司决策制定和绩效的影响,并指出党委会对公司高管的控制过大,减少党委会在决策制定上的权利有利于提高公司绩效。Li等(2008)虽然指出党员身份是私营企业家获取政治关联的有效方式,尤其是在转型经济体中,私营企业家的党员身份有助于其从银行或其他国家机构获得贷款、在司法体系中有更大的自信,并对企业绩效产生影响,但仅是将党员身份作为与外界党和政府建立联系的一种渠道,并没有对其在企业中的行为选择和作用机制进行研究。因此,本文不同于研究来源于政府部门和国有股东的政治干预,而集中于研究企业党组织对公司决策制定的作用机制以及政治干预效果,并试图在这一领域做出有益尝试。

基于以上分析,本文拟重点探讨以下几个研究问题:(1)国有企业党组织在公司中究竟担任何种角色,如何参与公司治理并影响公司决策?(2)党组织参与公司治理将如何影响企业的雇佣行为和高管薪酬契约?针对以上问题,本文从“双向进入、交叉任职”的领导体制角度分析党组织治理效应,选取2008~2010年期间A股披露了党委会成员任职信息的国有上市公司为样本,实证检验党委会参与公司治理对企业雇佣行为以及高管薪酬契约的影响。我们发现,在控制了其他因素的影响后,国有企业党委会参与公司治理程度越高,其冗余雇员越多,且高管薪酬、超额薪酬以及高管与员工之间的薪酬差距越小。本文的结论对国有企业党组织、董事会、监事会、管理层以及相关政策制定者具有重要参考价值。我们的结论表明国有企业内部党组

织的设置是另一种政治干预的途径,通过影响公司的重大决策进而影响雇员规模和薪酬契约,使企业承担更多的政治目标,在企业层面为政治干预企业提供了基础。

本文的贡献有:第一,本文为政治干预相关研究提供了新的研究视角,将研究视角从外部政府部门扩展到企业内部的基层党组织,区分政府与政党不同主体对企业行为的影响和干预效果。第二,已有文献主要研究来源于国有股东和政府部门两种途径的政治干预对企业的影响,本文从国有企业党委会参与公司治理的现实情况考察其对公司雇佣行为以及薪酬契约的作用,验证了第三种干预途径——通过国有企业内部党组织对企业进行干预的存在,并从干预主体、干预路径和干预方式等不同角度探讨与其他政治干预的不同,拓宽了政治干预与公司治理领域的文献,丰富了相关领域的研究成果以及中国特色的公司治理理论。

下文的安排是:第二部分是制度背景与研究假说的提出;第三部分是研究设计,包括样本选择、数据来源、模型设计、变量说明等;第四部分报告并解释实证分析结果;最后一部分对全文进行总结。

## 二、制度背景与研究假说

### (一)国有企业党组织与冗余雇员

回顾我国劳动就业制度的变迁,从传统计划经济体制下统包统配的劳动就业制度到近年来逐步建立的市場化的就业体制,国有企业冗余雇员的问题随着下岗分流、减员增效政策的大力实施,正在不断的释放。但是其下岗分流规模和速度仍受政府严格控制(陈钊、陆铭,2003)。这主要是由于地区就业情况仍然是地方政府考核和提拔的主要指标,再加上高失业率会带来犯罪、失业人员心里不平衡等威胁社会和谐稳定的问题,为了避免这些问题的产生,政府只有创造更多的就业机会、迫使企业雇佣更多的员工、限制企业裁员等(沈永建、张天琴,2011)。但这些压力多施加于国有企业,私有企业冗余雇员的问题不如国有企业严重,因为私有化使得政府对私有企业的干预成本高于国有企业,进而阻止了私有企业的冗余雇员(Boycko et al., 1996),国有企业成为政治干预的主要对象,冗余雇员问题突出。

现有研究较多地从企业产权性质和政府部门干预角度研究国有企业冗余雇员现象(Frydman et al., 1998; Dewenter and Malatesta, 2001; Boycko et al., 1996; 林毅夫、李志赞, 2004; 林毅夫等, 2004; 薛云奎、白云霞, 2008), 指出政治干预或政治压力导致了企业冗余雇员, 但并没有对政治干预这种行为进行深入分析, 即政府通过什么作用机制来实现对企业雇佣行为的影响, 并且忽略了企业基层党委会这一政治干预路径。Campbell(2007)指出, 企业党组织作为一种制度力量, 有助于加强社会监管, 遏制企业非社会责任行为, 有效弥补市场调节和政府调节的空白, 促进社会协调发展, 有利于对全社会的整体和谐发展承担更大的责任。企业基层党委会作为政治干预的一种途径, 在某种程度上是国家在企业这一微观主体中意志的体现。我国党政合一的政治格局以及党委会在国有企业中的政治核心地位一直以来都没有变化, 党和政府是经济、文化、社会事业的直接管理者, 各级党组织形成系统网络, 覆盖了全部社会单位。作为中国特色的一种体现, 党组织必然会对企业的经营决策构成影响和制衡(梁建等, 2010), 这其中就包括企业的雇佣行为。

首先, 党组织在企业中的主要职能就是监督和制衡企业经理人员, 把握企业发展方向。事实上, 我国公司中“老三会”的设置就是一种制衡机制并且由来已久, 即使现在“新三会”已经成为现代公司治理结构的主体, “老三会”作为我国政治制度在国民经济基层单位的具体体现仍然没有被完全取代(卢昌崇, 1994); 并且在我国, 党和政府一直都保留着选用和罢免国有企业经理人员的权利(青木昌彦, 1994; 刘小玄, 2001; Fan et al., 2007), 党组织部门的权利一直被认为属于政治改革的范围, 并未受到经济改革的影响, 某种程度上党组织对经理人员的任免权被用作制约经理人员权利的一个重要的平衡力量。党和政府之所以愿意将相当部分控制权授予经理人员而不担心完全失去控制, 可能就是因为党仍然集中控制着经理人员的任命和激励(钱颖一, 1995)。其次, 我国《公司法》、《中国共产党章程》等相关规定赋予了国有企业党委会参与公司重大经营决策的权利, 从“源头”上强化了党组织为企业“把关定向”的功能。总结目前对我国国有企业党委会参与公司治理的相关规定, 其参与方

式主要表现在两个方面: 一是党组织应围绕公司生产经营开展各项工作; 二是参与公司重大经营决策。特别是在关系到企业经营目标(尤其是当涉及诸如就业等政治问题时)和发展规划等重大问题上, 需要由党委会集体做出决定。而“双向进入、交叉任职”领导体制的安排, 更是从组织上明确了党委会参与公司治理的具体途径和方式, 进一步保证了党组织的意志贯彻于企业的重大决策之中。因此, 我们认为, 国有企业中代表党和政府利益的党委会的存在, 尤其是“双向进入、交叉任职”的领导体制安排, 使得党委会既有动机也有能力对企业的雇佣行为进行干预, 将其自身的社会性目标或政治目标内化到其控制的公司中。由此, 我们提出以下研究假设。

假设1: 党委会参与公司治理程度越高的公司其承担的冗余雇员越多。

## (二) 国有企业党组织与高管薪酬契约

两权分离的现代公司中, 如何确保经理人按照股东利益行事, 是公司治理的核心问题(Shleifer and Vishny, 1997)。关于该问题的理论主要有代理理论和管家理论。代理理论将经理人视为理性的(个人主义的、自利的、机会主义的)经济人, 其行为完全由个人根据效用最大化原则而定; 而管家理论将经理人视为(集体主义的、利他的或利组织的、忠诚可信的)社会人, 是恪尽职守、可以信赖和高度组织承诺的“管家”, 其行为具有集体主义倾向, 受社会动机和成就动机的驱动, 目标是要追求委托人的福利最大化(苏启林, 2007)。这两种理论由于基本假设的对立, 是相互冲突的理论体系。那么, 我国国有企业经理人到底偏向于表现为机会主义行为者, 还是偏向于表现为代表党和国家利益的兢兢业业、勤勉尽责的管家呢? 我们认为, 这和我们国有企业改革历程以及特殊的经济体制有关。

20多年来, 以产权改革为主要内容的国有企业改革一直是我国经济改革中的重大课题。我国国有企业改革沿着从国有独资到国有控股再到国有产权多元化的渐进式路线而展开(白云霞、吴联生, 2008)。随着市场化进程, 国有股东逐渐退出国企业, 但对国有企业的人事任命权并没有放松, 国家仍掌握着国有企业人事任免权, 对国有企业的控制从所有权控制转向人事控制。纵观我国国有企

业改革历程,经济制度在改革,但人事制度并没有很大改变,“党管干部”原则始终没有动摇。2002年中组部颁布实施《党政领导选拔任用工作条例》中明确指出,“选拔任用党政领导干部,必须坚持党管干部原则”,并指出,该基本原则和基本要求,对中央金融机构和国有重要骨干企业领导人员的管理也同样适用<sup>⑦</sup>。2009年12月30日,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《中央企业领导人员管理暂行规定》,党管干部原则再次贯穿始终,强调党管干部原则是党的干部工作的一项基本原则,必须毫不动摇地坚持,同时注意把党管干部原则与《中华人民共和国公司法》、《中华人民共和国企业国有资产法》等法律法规相衔接,使其符合深化国有企业改革、建立现代企业制度的要求<sup>⑧</sup>。2012年11月8日中国共产党第十八次全国代表大会报告中进一步指出要坚持党管干部、党管人才原则<sup>⑨</sup>。由于“党管干部”的现实存在,以及党和政府仍然控制着国企高管人员的任命权(刘小玄,2001),政治晋升仍然是激发国企经理人努力敬业的主要机制,也使得基于代理理论的政策主张缺乏必要的制度前提而无法有效实施。因此,我们认为,国企高管人员的行为更偏向于表现为代表党和政府利益的“管家”而非企业的代理人。

其次,国有企业中党委会最主要的职能就是对经理人员进行行政监督。我国建立现代企业制度起步较晚,外部市场建设也不够发达,在内部治理和外部市场机制都不能对经理人员产生有效激励和约束的情况下,行政监督仍然是制约国有企业经理人员滥用权力行为的重要手段(李稻葵,1999; Qian, 2000)。尤其是党委会通过“双向进入、交叉任职”这一领导体制进入管理层后,管理者同时又是党委成员,身份上的重合更利于这种行政监督的“管家”职能的发挥。因此,我们认为,相较于企业的代理人身份,我国国有企业的经理人更多地表现为代表党和政府利益的“管家”,更加支持“管家理论”。

由于我国上市公司有别于其他国家上市公司的重要特征是股权结构的集中和众多上市公司控股股东的国有性质,使得我国国有控股公司的薪酬契约存在两个方面的特征。首先,国有企业经理人特殊的选拔、委派和提升机制可能会导致国有企业

经理人更为关注政治前途而非薪酬,政治晋升的激励强于薪酬激励进而弱化薪酬水平(郑志刚, 2012)。党管干部原则的现实存在以及领导人往往由政府部门指定,使得其身份不仅仅是一个企业管理人员,更是国家机关的工作人员。与薪酬相比,政治前途更为国有企业管理层所关注,因此,国有企业管理层与非国有企业管理层的效用函数存在显著的差别(吴联生等, 2010)。另外,我国政府对国有企业管理层的薪酬进行了管制,2009年“限薪令”的颁布,更是以一种变通的方式规定了高管薪酬的上限,管制的结果可能扭曲国有企业管理层的相对收入水平(陈冬华等, 2005)。

由于“党管干部”原则以及党委会监督职能的现实存在,作为党和政府的“管家”的国有企业经理人更加倾向于满足党和政府的政治性目标而非企业的经济目标,他们更为关注政治前途而非从企业获取的实际报酬。况且,相比容易被外界关注的直接体现为货币的薪酬,在职消费这种不易被观察到的隐性报酬是一种更为安全有利的替代性选择(陈冬华等, 2005)。因此,当公司管理者同时是党委会成员时,他们会更加积极地响应国家制定的高管薪酬管制的相关政策,主动发挥表率作用,降低自身的薪酬水平。较严格的党委控制会在当公司绩效较差时迫使高管降低工资和奖金(Chang and Wong, 2004),党委会参与程度越大,这种现象越明显。由此,我们提出本文的假设2。

假设2:党委会参与公司治理程度越高的公司其高管薪酬水平越低。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

本文查找了2008~2010年沪、深两市所有A股国有非金融类上市公司的年报,在年报中的“董事、监事、高级管理人员和员工情况”部分,查找“董事、监事、高级管理人员的基本情况”以及“现任董事、监事、高级管理人员的主要工作经历及兼职情况”中是否有董事、监事或高管同时还是公司党委委员的任职信息,由于公司董事、监事以及高管在党委会的任职情况并不是年报中强制披露的内容,致使我们尽管逐家查找了3年的年报,仍只获得367家披露了相关信息的公司,其中,2008年115家,2009

年128家,2010年124家,剔除在ccer数据库中财务数据、治理数据披露不全的公司23家,最后得到样本公司344家。

## (二)变量说明和模型设计

### 1.冗余雇员的度量

本文采用曾庆生、陈信元(2006)和曾庆生(2007)的方法,即首先以回归方程的残差作为冗余雇员的衡量指标。先以研究样本对方程 $Y=\alpha+\beta\times Size+\theta\times Capital+\omega\times Growth+\sum\gamma\times Industry+\sum\lambda\times Year+\varepsilon$ 进行回归,估计模型各变量的系数,然后估计出正常雇员数量 $Y^*$ ,而超额雇员数量 $Ex\_staff=Y-Y^*$ 。上述回归模型中控制了影响上市公司雇员人数的主要因素,即公司规模(Size)、资本密集度(Capital,指固定资产占总资产的比例)、公司成长性(Growth,指销售收入增长率)、行业特征(Industry,按中国证监会行业代码分类)以及年度(Year)。此外,根据曾庆生(2007)的做法,需要同时估计冗余雇员的一个绝对指标(绝对雇员数)和两个相对指标(单位资产雇员数、单位主业收入雇员数)。当Y为绝对雇员数时,Size为公司总资产;当Y为单位资产雇员数(单位主业收入雇员数)时,Size为公司总资产(主业收入)的对数。且为了使冗余雇员的度量更加稳健,并不单独使用各冗余雇员指标,而是当3个冗余雇员指标同时大于零时,界定该公司为冗余雇员公司(哑变量 $Ex\_employ=1$ ),否则为非冗余雇员公司( $Ex\_employ=0$ )。

### 2.高管薪酬的度量

我们借鉴现有文献(魏刚,2000;王克敏、王志超,2007;雷光勇等,2010)的做法,使用上市公司年报中披露的薪酬最高的前三位高管的薪酬的自然对数作为高管薪酬的代理变量,并用薪酬最高的前三位董事、监事及高管的薪酬的自然对数作为高管薪酬的替代变量进行了稳健性检验。

### 3.党委会参与公司治理程度度量

Chang和Wong(2004)指出,直接衡量政治干预对企业决策制定以及公司绩效的影响非常困难,一般有两种方法。一是使用代理变量,如销售给政府客户的产品收入,政府的补贴,以及冗余雇员的水平(Earle et al., 1996; Li, 2000; Xu et al., 2002)。二是问卷调查(Hellman and Schankerman, 2000; Wong et al., 2004)。尽管代理变量可以使用客观数据,但

也会在模型估计中带来噪音。而使用问卷调查来评估政治影响程度的信息只能从企业内部获得,除了数据不易获取外,被调查者也可能存在认知上的偏差,因此谨慎对待并合理解读数据也是非常重要的。除此之外,这两种方法均不能准确区分政治干预的来源究竟是国有股东、政府部门还是企业内部的党委会,因此,本文不采用这两种方法,而是使用企业“双向进入、交叉任职”的客观情况来衡量党委会对企业决策的影响程度。因为党委会参与公司决策的主要途径和方式就是通过“双向进入、交叉任职”的领导体制,从组织上实现党委会成员与公司董事会、监事会以及管理层人员的交叉重合,其人员重合程度越高,党委会参与公司决策的程度就越大,越能对公司决策产生影响。相比较其他两种方法,这种方法能更加直接地衡量党委会对企业决策带来的影响,因此,我们用党委会成员在公司董事会、监事会和高级管理人员中的重合情况,即“双向进入”的程度来衡量其参与公司决策程度的大小。分别用党委会成员与董事会成员重合人数除以董事会规模(Par-dir)、党委会成员与监事会成员重合人数除以监事会规模(Par-sup)、党委会成员与管理层重合人数除以管理层规模(Par-man)以及党委会与董事会、监事会、管理层人员重合的总人数除以董事会、监事会、管理层总人数(Party)4个指标衡量。

### 4.其他控制变量

首先我们控制了已有的政治关联变量,用以区分党组织这一政治干预形式区别与其他形式对企业的影响,参考Boubakri等(2008),Fan等(2007),Li等(2008),贾明、张喆(2010),杜兴强等(2011)的做法,如果公司的董事长或总经理是现任或前任政府官员、人大代表或政协委员,则认为具有政治关联(PC)。在稳健性检验中,我们还借鉴了Boubakri等(2008),罗党论、黄琮宇(2008)的做法,用政治关联董事占全部董事的比例(RPC)以及贾明、张喆(2010),Fan等(2007)的做法,用政治关联级别(PCJB,根据与公司董事长或总经理建立政治关联的政府机构的行政级别是否为中央、省级、市级或者县级四类而设定政治关联级别分别等于4、3、2、1;如果没有政治关联,那么则等于0)作为政治关联的替代变量进行检验。

参考 Leone 等(2006), Firth 等(2006), 方军雄(2009、2011)的做法, 本文控制了公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(Roa)、总资产增长率(Growth)、第一大股东持股比例(Top1)、前五大股东持股比例的平方和(H5); 参考沈永建、张天琴(2011)的做法, 控制了独立董事的比例(Outratio)和管理层持股比例(Mhold); 参考 Li 等(2008), 控制了董事长的政治身份(Partymem); 参考曾庆生、陈信元(2006)的做法, 控制了上市公司最终控制人的政治级别(Grade)。另外, 参考辛清泉等(2007a)的做法, 我们还设置了东部沿海地区虚拟变量(Zone1)和中部地区虚拟变量(Zone2)控制地区<sup>⑨</sup>, 年度虚拟变量(Year)控制年份, 行业虚拟变量(Industry)控制行业影响因素, 各变量具体定义见表1所示。

5. 模型设计

(1) 冗余雇员模型。为了检验假设1, 本文借鉴相关文献(Leone et al., 2006; 方军雄, 2009)的做法, 采用模型(1)考察党委会对冗余雇员的影响:

$$\begin{aligned} \text{Logit}(Ex\_employ) = & \beta_0 + \beta_1 DWH + \beta_2 Top1 + \beta_3 H5 \\ & + \beta_4 Grade + \beta_5 PC + \beta_6 Outratio + \beta_7 Mhold + \beta_8 Partymem \\ & + \beta_9 Size + \beta_{10} Growth + \beta_{11} Lev + \beta_{12} Roa + \beta_{13} Lnage \\ & + Industry + Year + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)采用 Logit 模型进行回归, 考察公司党委会参与公司治理的程度 DWH (分别为 Par-dir、Par-sup、Par-man 和 Party) 对冗余雇员 Ex\_employ 的影响。

(2) 高管薪酬模型。为了检验假设2, 本文借鉴相关文献(Firth et al., 2006; 辛清泉、谭伟强, 2009; Core et al., 2008)的做法, 用模型(2)考察党委会对高管薪酬水平的影响:

$$\begin{aligned} \text{Ln}pay = & \beta_0 + \beta_1 DWH + \beta_2 Top1 + \beta_3 H5 + \beta_4 Grade + \beta_5 PC \\ & + \beta_6 Outratio + \beta_7 Mhold + \beta_8 Partymem + \beta_9 Size \\ & + \beta_{10} Growth + \beta_{11} Lev + \beta_{12} Roa + \beta_{13} Lnage + \beta_{14} Zone1 \\ & + \beta_{15} Zone2 + Industry + Year + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

为了更加全面地检验假设2, 本文还检验了党委会参与公司治理对高管的超额薪酬水平的影响。超额薪酬用高管的实际薪酬与由经济因素决

定的预期正常薪酬之间的差额表示。首先, 我们使用模型(3)来估计企业预期正常的高管薪酬水平:

$$\begin{aligned} \text{Ln}pay = & \beta_0 + \beta_1 Roa + \beta_2 Size \\ & + \beta_3 Growth + \beta_4 Lev + \beta_5 Zone1 \\ & + \beta_6 Zone2 + Industry \\ & + Year + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

辛清泉等(2007a)、代彬等(2011)认为, 民营企业的高管薪酬契约相对于国有企业可能更为市场化, 因此使用民营上市公司为样本对模型(3)进行回归并得到各个回归系数, 再用得到的系数乘以相应的决定高管薪酬的各因素得到各个公司各年预期的高管正常薪酬水平。最后, 用各个公司各年的实际高管薪酬水平减去预期的高管薪酬水平得到非预期的高管薪酬水平, 当非预期高管薪酬水平大于0时表示高管的超额薪酬。我们也借鉴这一做法

表1 变量名称、变量含义及计算方法

变量类型	变量	代码	变量含义及计算方法
因变量	冗余雇员	Ex_employ	利用多元回归的方法估计出企业的正常雇员, 利用回归残差作为冗余雇员的衡量指标, 当3个冗余雇员指标(绝对雇员数、单位资产雇员数、单位主业收入雇员数)同时大于零时, Ex_employ 为1, 否则为0
	高管薪酬	Lnpay	薪酬最高的前三位高管薪酬的自然对数
	超额薪酬	Overpay	当高管的实际薪酬与由经济因素决定的预期正常薪酬的差额大于0时, Overpay 为1, 否则为0
	薪酬差距	Paygap	高管与员工间的薪酬差距; 高管平均薪酬/员工平均薪酬
自变量	党委会参与公司治理程度指标	Par-dir	党委会和董事会重合人数/董事会规模
		Par-sup	党委会和监事会重合人数/监事会规模
		Par-man	党委会和高管层重合人数/高管层规模
		Party	党委会和董事会、监事会、高管层重合总人数/董事会、监事会以及高管总人数
控制变量	公司规模	Size	公司年末总资产的自然对数
	盈利能力	Roa	总资产收益率=年末净利润/资产平均值
	成长能力	Growth	总资产增长率=(年末总资产-年初总资产)/年初总资产
	财务杠杆	Lev	资产负债率=负债/资产平均值
	政治关联	PC	如果公司的董事长或总经理是现任或前任政府官员、人大代表或政协委员, 则认为具有政治关联, 赋值为1, 否则为0
	股权结构	Top1	第一大股东持股比例
		H5	股权集中度; 前五大股东持股比例的平方和
	公司治理	Outratio	董事会独立性, 独立董事占全部董事的比重
		Mhold	管理层持股比例, 高管团队持股数量占总股本的比例
	党员身份	Partymem	董事长党员身份虚拟变量, 若董事长为党员, 赋值为1, 否则为0
	终极控制人级别	Grade	终极控制人为中央级别赋值为4, 省级为3, 市级为2, 县及以下为1
	上市时间	Lnage	公司上市年数的自然对数
	东部沿海地区虚拟变量	Zone1	若公司位于东部沿海地区, 该值取1, 否则为0
	中部地区虚拟变量	Zone2	若公司位于中部地区, 该值取1, 否则为0
	所属年份	Year	年度虚拟变量
	所属行业	Industry	行业虚拟变量

来计算高管超额薪酬,用 *Overpay* 来表示。

在此基础上,我们用以下模型考察党委会参与公司治理对超额薪酬的影响,采用 Logit 模型进行回归:

$$\begin{aligned} \text{Logit}(\text{Overpay}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{DWH} + \beta_2 \text{Top1} + \beta_3 \text{H5} \\ & + \beta_4 \text{Grade} + \beta_5 \text{PC} + \beta_6 \text{Oustratio} + \beta_7 \text{Mhold} \\ & + \beta_8 \text{Partymem} + \beta_9 \text{Size} + \beta_{10} \text{Growth} + \beta_{11} \text{Lev} + \beta_{12} \text{Roa} \\ & + \beta_{13} \text{Lnage} + \beta_{14} \text{Zone1} + \beta_{15} \text{Zone2} \\ & + \text{Industry} + \text{Year} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

除了上述高管实际薪酬和超额薪酬外,我们还检验了党委会参与公司治理对高管与普通员工薪酬差距的影响。借鉴代彬等(2011)的方法,我们用高管平均薪酬除以员工平均薪酬来衡量高管与普通员工之间的薪酬差距,用 *Paygap* 表示。其中,高管平均薪酬=薪酬最高的前三位高管薪酬合计/3;员工平均薪酬=(支付给职工以及为职工支付的现金-董事、监事以及高管年度报酬总额)/已扣减掉高管人数的上市公司员工总数。在此基础上,我们用模型(5)考察党委会对薪酬差距的影响:

$$\begin{aligned} \text{Paygap} = & \beta_0 + \beta_1 \text{DWH} + \beta_2 \text{Top1} + \beta_3 \text{H5} + \beta_4 \text{Grade} \\ & + \beta_5 \text{PC} + \beta_6 \text{Oustratio} + \beta_7 \text{Mhold} + \beta_8 \text{Partymem} \\ & + \beta_9 \text{Size} + \beta_{10} \text{Growth} + \beta_{11} \text{Lev} + \beta_{12} \text{Roa} + \beta_{13} \text{Lnage} \\ & + \beta_{14} \text{Zone1} + \beta_{15} \text{Zone2} + \text{Industry} \\ & + \text{Year} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (5)$$

## 四、实证结果与分析

### (一)描述性统计

表2的Panel A列示了各公司主要变量的描述性统计结果。如表所示,总体来看,根据研究设计所述方法,共有19.8%样本为超额雇员公司;绝对薪酬均值为13.74,超额薪酬均值为0.61,薪酬差距均值为6.72,标准差为7.219,样本间差异较大;党委会与董事会重合程度均值为18.8%,最大值为62.5%;与监事会重合程度均值为13.7%,最大值为1,即完全重合;与管理层重合程度均值为15.4%,最大值也为1,说明“双向进入”更多的是党委会与董事会、管理层之间的人员重合。总体而言,党委会与董事会、监事会以及管理层之间总的“双向进入”程度为19.3%,最小值和最大值分

别为5.9%和73.3%,标准差为0.107,差别较大。分年度来看,如Panel B所示,不同年度的超额雇员公司比重差异较大,但整体水平逐年提高;绝对薪酬先降后升,超额薪酬先升后降,薪酬差距逐年降低。4个考察变量中,党委会与董事会、监事会重合程度先升后降,与管理层重合程度先降后升,但总的“双向进入”程度 *Party* 3年内逐年提高,呈上升趋势。

表2中Panel C还给出了党委会参与程度与主要变量之间关系的单变量检验结果。可以发现,用 *Party* 度量党委会参与程度,高参与组相比低参与组,其冗余雇员规模更高,高管薪酬均值更低,获得的超额薪酬更小,与普通员工的薪酬差距也更不明

表2 描述性统计

Panel A: 所有变量的描述性统计结果(样本数=344)					
变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Ex_employ</i>	0.198	0	0.399	0	1
<i>Lnpay</i>	13.739	13.839	1.183	0	16.231
<i>Overpay</i>	0.610	1	0.488	0	1
<i>Paygap</i>	6.719	4.686	7.219	0	78.593
<i>Par-dir</i>	0.188	0.160	0.113	0	0.625
<i>Par-sup</i>	0.137	0.143	0.145	0	1
<i>Par-man</i>	0.154	0.111	0.161	0	1
<i>Party</i>	0.193	0.167	0.107	0.059	0.733
<i>Size</i>	22.087	21.928	1.080	19.831	26.156
<i>Roa</i>	0.040	0.035	0.053	-0.203	0.315
<i>Growth</i>	0.159	0.106	0.317	-0.596	3.143
<i>Lev</i>	0.518	0.542	0.176	0.078	0.970
<i>PC</i>	0.356	0	0.480	0	1
<i>Top1</i>	0.367	0.333	0.154	0.035	0.789
<i>H5</i>	0.168	0.128	0.124	0.001	0.626
<i>Oustratio</i>	0.369	0.333	0.058	0.25	0.667
<i>Mhold</i>	0.001	0	0.004	0	0.044
<i>Partymem</i>	0.910	1	0.287	0	1
<i>Grade</i>	2.491	3	0.545	1	3
<i>Lnage</i>	2.471	2.565	0.312	1.386	2.890

Panel B: 主要变量按年度描述性统计结果

N	2008年			2009年			2010年		
	103			128			113		
变量	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差
<i>Ex_employ</i>	0.194	0	0.397	0.195	0	0.398	0.204	0	0.404
<i>Lnpay</i>	13.775	13.759	0.703	13.675	13.813	1.393	13.779	13.963	1.277
<i>Overpay</i>	0.592	1	0.494	0.648	1	0.479	0.584	1	0.495
<i>Paygap</i>	7.573	4.420	9.608	6.529	4.618	6.106	6.156	4.954	5.675
<i>Par-dir</i>	0.180	0.143	0.111	0.192	0.167	0.112	0.189	0.167	0.116
<i>Par-sup</i>	0.125	0.111	0.137	0.143	0.143	0.156	0.141	0.167	0.140
<i>Par-man</i>	0.154	0.125	0.154	0.146	0.111	0.154	0.161	0.111	0.175
<i>Party</i>	0.188	0.167	0.100	0.192	0.167	0.104	0.199	0.167	0.116

Panel C: 根据 *Party* 分组检验结果

变量	高参与组			低参与组			T-test	Wilcoxon test
	N	均值	中位数	N	均值	中位数	T值	Z值
冗余雇员 <i>Ex_employ</i>	128	0.281	0	216	0.190	0	-1.972**	-1.964**
高管薪酬 <i>Lnpay</i>	128	13.582	13.850	216	13.832	13.836	1.901*	0.643
超额薪酬 <i>Overpay</i>	128	0.570	1	216	0.634	1	1.175	1.174
薪酬差距 <i>Paygap</i>	128	5.664	4.247	216	7.345	4.925	2.098**	1.581
公司绩效 <i>Roa</i>	128	0.036	0.033	216	0.042	0.036	1.002	1.235

注:将 *Party* 值大于中位数的样本认定为高参与组,否则认定为低参与组,对两组公司各变量的均值和中位数分别进行T检验和Wilcoxon秩和检验,\*\*\*、\*\*、\*分别表示检验在1%、5%和10%的水平上显著。



显,上述T检验结果除了超额薪酬外至少在10%的水平上显著,但薪酬相关指标的中位数检验结果并不显著。并且我们注意到,高管薪酬的均值和中位数在高参与组和低参与组中的结果并不一致,为此我们对初始样本和数据进行了复查和检验,发现其不一致可能是由于样本数值的分布造成的,高参与组的样本差异远大于低参与组<sup>⑩</sup>。总资产报酬率表征的公司业绩在高参与组和低参与组并没有显著性差异,表明党委会参与程度的增加并没有带来公司绩效的明显降低。单变量检验结果部分印证了我们的假设1与假设2:党委会参与公司治理程度越高,其冗余雇员越多,高管薪酬水平越低,但影响程度如何有待进一步的回归分析。

(二)回归结果分析

在这一部分,我们首先报告党委会参与公司治理与冗余雇员之间的回归结果,然后进一步报告党委会参与公司治理对高管薪酬契约的影响结果,最后是稳健性检验。

1.党委会参与公司治理对冗余雇员的影响分析

我们以冗余雇员为被解释变量进行Logit回归,检验党委会参与公司治理程度对公司冗余雇员规模的影响,结果见表3。模型(1)~(4)分别对党委会与董事会、监事会、管理层重合人数以及重合总人数进行回归,结果显示均与公司冗余雇员程度显著正相关,验证了假设1,即党委会通过采用与公司董事会、监事会以及管理层“双向进入”的任职方式参与公司的重大经营决策,并影响到公司雇佣员工的规模,“双向进入”程度越大,其对公司的影响越大,公司越可能雇佣更多的员工,造成冗余雇员。控制变量中,党员身份、公司规模、资产负债率与冗余雇员显著正相关,资产收益率与冗余雇员显著负相关,即董事长为党员、公司规模越大、负债比例越高,越容易形成冗余雇员。

2.党委会参与公司治理对高管薪酬的影响分析

表4列示了对假设2的回归结果。其中,模型(1)~(4)用薪酬最高的前三位高管薪酬的自然对数(Lnpay)表示高管薪酬进行回归,回归结果可以看出,除了模型(1)党委会与董事会人员重合程度与高管薪酬负相关但不显著外,党委会与监事会、管理层以及总的重合人数均与高管薪酬负相关且显著,表明党委会与公司董事会、监事会以及管理层的“双向进入”有效降低了高管的绝对薪酬水平,党委会对高管薪酬的降低发挥了作用,一定程度上支持了本文的假设2。就其他控制变量的回归结果看,Roa与高管薪酬水平存在显著的正相关关系,说明伴随着我国国有企业的市场化改革,国有上市公司的薪酬激励机制已经逐步建立,开始较大程度上与公司的经营绩效挂钩。公司规模越大、负债水平越高以及地处东部沿海地区和中部地区,高管的薪酬水平也越高。公司的成长性与高管薪酬显著负相关,这可能是

由于成长性较高的公司普遍需要更多的资金作为支撑,在面临急需资金支撑公司高速增长的情况下,公司高管不便于占用更多的资金为自己支付薪酬。

代彬等(2011)认为,虽然高管薪酬水平能直观地反映薪酬契约的基本现状,但该指标是个绝对数量指标,仅以此来判定国企高管薪酬的高低可能会忽略影响高管薪酬的一些内生决定因素。Jensen和Meckling(1976)以及吴联生等(2010)的研究证明公司规模、销售净利率、销售增长率等公司特征、经营状况因素会显著影响高管薪酬水平,因此,本文借鉴代彬等(2011)以及方军雄(2009)的做法,除了检验党委会对高管绝对薪酬水平的影响外,还

表3 党委会参与程度与冗余雇员回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ex_employ	Ex_employ	Ex_employ	Ex_employ
Par-dir	2.840* (1.75)			
Par-sup		2.665** (2.09)		
Par-man			2.355** (2.41)	
Party				4.335*** (2.79)
Top1	1.432 (0.29)	2.293 (0.47)	0.570 (0.11)	-0.691 (-0.14)
H5	-5.246 (-0.87)	-5.959 (-0.98)	-4.264 (-0.69)	-2.924 (-0.47)
Grade	-0.141 (-0.39)	-0.278 (-0.77)	-0.163 (-0.44)	-0.126 (-0.34)
PC	-0.0150 (-0.04)	0.153 (0.39)	0.0736 (0.18)	0.0854 (0.21)
Outratio	-4.306 (-1.16)	-2.434 (-0.69)	-3.416 (-0.96)	-4.646 (-1.24)
Mhold	-131.3 (-1.33)	-115.3 (-1.21)	-126.6 (-1.27)	-130.8 (-1.33)
Partymem	2.448** (2.09)	2.541** (2.18)	2.415** (2.08)	2.382** (2.03)
Size	0.637*** (3.24)	0.627*** (3.18)	0.587*** (3.03)	0.619*** (3.12)
Growth	-0.315 (-0.56)	-0.314 (-0.54)	-0.303 (-0.54)	-0.293 (-0.53)
Lev	3.507** (2.29)	3.442** (2.35)	3.496** (2.32)	3.548** (2.30)
Roa	-7.928* (-1.70)	-8.325* (-1.74)	-7.903* (-1.67)	-7.592 (-1.60)
Lnage	-0.813 (-1.16)	-0.638 (-0.89)	-0.640 (-0.90)	-0.660 (-0.92)
Industry	Contorl	Contorl	Contorl	Contorl
Year	Contorl	Contorl	Contorl	Contorl
常数项	-14.22*** (-3.46)	-15.10*** (-3.66)	-13.28*** (-3.21)	-13.72*** (-3.23)
N	320	320	320	320
Chi2	72.56***	73.85***	75.27***	77.53***
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2192	0.2231	0.2274	0.2342

注:括号内为z值,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

检验了其对于高管合理薪酬之外的超额薪酬的影响。如果假设2成立的话,公司党委会应该不仅能够降低高管的绝对薪酬,也应该能够抑制高管的超额薪酬。因此,我们使用超额薪酬(*Overpay*)作为被解释变量,采用模型(4)进行Logit回归,回归结果见表4。从模型(5)~(8)中可以看出,除了党委会与董事会的人员重合与超额薪酬负相关但不显著外,其他3个指标与超额薪酬的回归系数均显著为负,表明伴随着党委会与监事会、管理层人员的“双向进入”程度的增加,其高管获得的超额薪酬越低,进一步支持了假设2。控制变量方面,公司规模与超额雇员表现出显著的负相关关系,这可能是由于存在规模经济,规模越大的上市公司其高管普遍获取超额薪酬的可能性越低。

另外,国有企业改革过程中,分配制度上的公平与效率问题一直是困扰国有企业深化改革的瓶颈,

“效率优先,兼顾公平”的原则是根据我国社会主义市场经济的实际情况提出的,并且随着国有企业放权让利和薪酬激励制度改革的深化,高管薪酬越来越高,天价薪酬引发了社会强烈的反响,高管与普通员工之间的薪酬公平问题日益突出。为此,国家实施了一系列措施限制高管薪酬,缩小企业内部员工之间的薪酬差距,如2009年“限薪令”的颁布。我们认为,公司党委会作为党和国家在企业中的体现,更有责任积极主动的响应国家的相关政策,发挥表率作用,降低自身薪酬,主动缩小与企业普通员工之间的薪酬差距,同时也降低公众的“愤怒成本”(代彬等,2011)。如果假设2成立的话,公司党委会应该在降低高管薪酬的同时,也会相应的缩小高管与普通员工之间的薪酬差距。因此,我们使用高管与普通员工之间的薪酬差距(*Paygap*)作为被解释变量,采用模型(5)进行回归,回归结果见表4。从模型(9)

表4 党委会参与程度与绝对薪酬、超额薪酬、薪酬差距回归结果

	<i>Lnpay</i>				<i>Overpay</i>				<i>Paygap</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Par-dir</i>	-0.442 (-0.57)				-0.964 (-0.51)				-9.453*** (-3.02)			
<i>Par-sup</i>		-0.572* (-1.96)				-1.825* (-1.75)				6.867*** (2.76)		
<i>Par-man</i>			-0.501* (-1.86)				-2.654*** (-2.65)				-3.690* (-1.84)	
<i>Party</i>				-1.043* (-1.75)				-5.099*** (-3.03)				-6.925*** (-2.24)
<i>Top1</i>	0.711 (0.71)	0.543 (0.50)	0.835 (0.78)	1.184 (1.11)	5.424 (1.09)	-1.039 (-0.24)	6.993 (1.36)	8.144 (1.54)	1.966 (0.17)	-6.288 (-0.57)	-1.435 (-0.13)	0.568 (0.05)
<i>H5</i>	-1.684 (-1.40)	-1.445 (-1.06)	-1.756 (-1.32)	-2.173* (-1.68)	-13.34*** (-2.08)	-3.976 (-0.73)	-14.79*** (-2.23)	-16.42*** (-2.42)	-15.85 (-1.20)	-6.563 (-0.52)	-11.27 (-0.90)	-13.72 (-1.06)
<i>Grade</i>	0.0297 (0.31)	0.0507 (0.47)	0.0384 (0.35)	0.0275 (0.26)	-0.157 (-0.45)	-0.0259 (-0.08)	-0.116 (-0.33)	-0.203 (-0.62)	-1.968*** (-3.24)	-1.785*** (-2.83)	-1.722*** (-2.76)	-1.791*** (-2.89)
<i>PC</i>	0.105 (0.96)	0.0800 (0.69)	0.0953 (0.82)	0.0995 (0.86)	0.942** (2.11)	1.094** (2.89)	0.948** (2.09)	0.972** (2.20)	1.645** (2.06)	1.614** (2.01)	1.435* (1.79)	1.463* (1.82)
<i>Outratio</i>	-0.323 (-0.36)	-0.467 (-0.45)	-0.377 (-0.36)	-0.103 (-0.10)	-1.537 (-0.54)	-0.672 (-0.28)	-1.695 (-0.62)	-0.623 (-0.22)	16.92** (2.17)	12.55 (1.64)	13.96* (1.79)	15.69* (1.98)
<i>Mhold</i>	5.361 (0.75)	3.402 (0.45)	5.117 (0.75)	5.894 (0.85)	107.7** (2.44)	107.0* (2.12)	110.8** (2.31)	115.6** (2.35)	-110.6 (-0.95)	-111.1 (-0.97)	-122.5 (-1.06)	-117.7 (-1.02)
<i>Partymem</i>	-0.135 (-1.04)	-0.153 (-1.24)	-0.118 (-0.95)	-0.111 (-0.86)	-0.574 (-1.04)	-0.516 (-1.04)	-0.447 (-0.80)	-0.378 (-0.67)	1.432 (1.43)	1.384 (1.43)	1.450 (1.45)	1.480 (1.48)
<i>Size</i>	0.225*** (4.42)	0.221*** (4.41)	0.236*** (4.75)	0.233*** (4.76)	-0.505** (-2.47)	-0.685*** (-3.70)	-0.498*** (-2.39)	-0.536*** (-2.48)	1.022** (2.43)	1.089** (2.53)	1.111** (2.55)	1.088** (2.52)
<i>Growth</i>	-0.162*** (-2.80)	-0.178*** (-3.08)	-0.157*** (-2.86)	-0.161*** (-2.96)	-0.790*** (-2.52)	-0.417 (-1.56)	-0.827*** (-2.44)	-0.874*** (-2.39)	-0.851*** (-2.41)	-0.696*** (-1.98)	-0.824*** (-2.43)	-0.856*** (-2.50)
<i>Lev</i>	0.945** (2.00)	0.894** (2.02)	0.887** (2.02)	0.905** (2.07)	2.681** (2.20)	1.967* (1.74)	2.793** (2.29)	2.990** (2.36)	3.301 (1.26)	2.977 (1.18)	2.471 (0.94)	2.616 (1.00)
<i>Roa</i>	6.353*** (4.82)	6.443*** (4.67)	6.243*** (4.55)	6.158*** (4.61)	18.39*** (2.97)	17.89*** (3.99)	18.34*** (2.87)	18.78*** (2.83)	12.58* (1.73)	13.49* (1.90)	12.60* (1.70)	12.16 (1.63)
<i>Lnage</i>	-0.0496 (-0.31)	-0.0903 (-0.55)	-0.0723 (-0.45)	-0.0608 (-0.38)	-0.348 (-0.53)	-0.568 (-1.02)	-0.516 (-0.81)	-0.406 (-0.62)	0.0752 (0.07)	0.0768 (0.07)	-0.296 (-0.29)	-0.214 (-0.21)
<i>Zone1</i>	0.725*** (5.31)	0.798*** (6.37)	0.672*** (4.97)	0.639*** (4.43)	1.932*** (2.37)	2.289*** (3.43)	1.721* (1.90)	1.780** (1.97)	0.982 (0.89)	1.209 (1.23)	1.058 (1.01)	0.902 (0.82)
<i>Zone2</i>	0.260* (1.76)	0.331** (2.58)	0.229 (1.64)	0.174 (1.13)	1.953*** (2.29)	1.680** (2.44)	1.834** (1.98)	1.767** (1.97)	1.703 (1.27)	2.411* (1.96)	2.128* (1.68)	1.823 (1.39)
<i>Industry</i>	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
<i>Year</i>	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
常数项	8.259*** (9.19)	8.300*** (9.70)	8.001*** (9.46)	8.236*** (9.41)	8.766*** (1.98)	14.06*** (3.39)	8.470 (1.92)	8.992* (1.96)	-22.81** (-2.71)	-24.12** (-2.81)	-23.89** (-2.72)	-23.58** (-2.72)
N	344	344	344	344	330	332	330	330	344	344	344	344
F/Chi2	9.34***	9.67***	9.39***	9.01***	102.04***	89.81***	102.33***	101.95***	6.11**	5.58**	5.62**	5.85**
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.2858	0.2891	0.2891	0.2914	0.3697	0.3187	0.3816	0.3865	0.3458	0.3465	0.3365	0.3385

注:(5)~(8)为logit回归,括号内为z值,其他列括号内为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

~(12)的回归结果可以看出,模型(10)的回归结果表明党委会与监事会的人员重合与薪酬差距表现出显著正相关,这与我们的假设不符,其他3个变量与薪酬差距均显著负相关,与假设一致。党委会与监事会成员之间的“双向进入”程度与薪酬差距显著正相关,这可能是由于党委会与监事会人员的重合,将经济监督与行政监督相结合,极大的增强了监督能力,他们除了监督高管的行为,降低高管薪酬外,更会对普通员工的薪酬水平产生影响,降低普通员工的薪酬,因此反而加大了高管与普通员工之间的薪酬差

距。为了证明这一点,我们将党委会与监事会重合程度与普通员工薪酬进行了回归,回归结果表明党委会和监事会的“双向进入”程度会显著降低普通员工的薪酬,且降低程度大于对高管薪酬的降低程度,证明了我们的假设(限于篇幅,未报告结果)。控制变量方面,资产负债率以及所处地区不再显著,终极控制人级别与薪酬差距显著负相关,政治关联、独立董事比例与薪酬差距显著正相关。

### (三)稳健性检验

#### 1. 样本选择偏差问题

由于本文的样本只有344家,存在较大的样本选择性问题,容易产生样本选择的偏误。鉴于此,本文采用Heckman两阶段回归法(Heckman, 1979),将样本选择的调整项引入回归方程之中,以减少和避免样本的偏误问题。在Heckman模型第一阶段的估计中,运用Probit模型对国有上市公司样本进行估计。第一阶段的选择模型如下:

$$\text{Probit}(I_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Group}_i + \alpha_2 \text{Controltype}_i + \alpha_3 X_i + u_i \quad (6)$$

其中, $I_i$ 为样本公司*i*中党组织成员进入董事会、监事会或高管层的选择变量,若 $I_i=1$ ,表示党组织成员进入董事会、监事会或高管层,若 $I_i=0$ 表示党组织没有进入董事会、监事会和高管层。依据Wooldridge(2002)的经典教材中对Heckman模型中识别变量选择的研究,在Heckman模型第二阶段出现的任何一个变量,也应该是Heckman模型第一阶段中的一个解释变量(黄枫、甘犁,2010;黄俊、陈信元,2011)。因此,本文选择第二阶段出现的所有解释变量(用 $X$ 表示)为第一阶段的识别变量。此外,还选择了母公司是否为集团公司(用 $\text{Group}$ 表示,如果第一大股东为集团公司,则认为上市公司附属于企业集团,赋值为1,否则为0)以及最终控制人是国资委还是政府部门(用 $\text{Controltype}$ 表示,最终控制人为政府取1,为国资委取0)两个变量作为外生性工具变量。

我们选取上述两个工具变量主要是基于以下考虑:第一,Angrist和Krueger(2001)指出工具变量的外生性只能通过经济理论和背景才能加以确认,因此我们首先从工具变量相关的经济理论和背景检验其外生性。企业集团作为上市公司的控股股东,是我国建立和发展企业集团与资本市场共同作用下的产物,大多是在国有企业改革的过程中发展

起来的,其成立和发展更多是政府推动的结果,同其他国家主要由私有产权控制的企业集团具有显著区别(辛清泉等,2007b)。我国绝大部分企业集团在改制过程中形成“集团与股份并存”的二元主体结构,集团母公司对下属子公司的管理控制、战略以及组织架构调整等方面形成影响。股份公司的党组织部门的设置一般情况下也归集团公司管理,根据规定<sup>⑧</sup>:“大企业集团一般应设立党的基层委员会,股份制企业,其党组织的设置由控股方负责,并且根据企业党组织隶属关系的确定原则,一般以产权关系为纽带,实行谁投资谁管理的原则”。因此上市公司的党组织,一般由其所属集团母公司的党组织领导和管理,更存在上市公司的党组织成员直接为其所属集团母公司的党委成员的情况,因此母公司是否为集团公司,直接决定了党组织的隶属关系,影响甚至决定该上市子公司党组织的设置和管理情况。

另外,我们还选取了最终控制人为国资委还是政府部门( $\text{Controltype}$ )这一变量为工具变量,因为这直接影响了上市公司党组织领导体制是垂直管理还是属地管理。自从2003年国务院国有资产监督管理委员会成立以来,我国的国有资产管理机构采取“两极三层”的设置模式,同时,国资委还成立了党委,履行党中央规定的职责(杨瑞龙等,2013)。我国的国有企业主要由中央和地方各级国资委监管,但也有一些国有企业归相应的政府部门监管。同时,根据《企业国有资产监督管理暂行条例》第六条的规定:“企业国有资产较少的设区的市、自治州,经省、自治区、直辖市人民政府批准,可以不单独设立国有资产监督管理机构”,这种情况一般也由地方政府部门监管。因此,上市公司的最终控制人是国资委还是政府部门,直接决定了其党组织领导关系的两种体制:归所属的国资委党委领导(垂直管理)与归地方政府党委领导(属地管理)。归国资委党委领导的垂直管理有助于形成国有资产监督管理部门管资产、管人、管事和管党建相结合的管理格局,使企业党组织关系与国有体制管人、管事、管资产相配套,使其下级部门摆脱地方政府的干预,加强部门监管的权威,保证“上传下达、政令通畅”(尹振东,2011);而归地方政府党委领导的属地管理形式更加灵活,地方政府可以采取

灵活的方式掌握各种信息资源,执行地方政府指令,不能脱离同级政府的行政管理框架。党组织部门的垂直管理和属地管理这两种管理体制对企业党组织的建设和影响非常重要,其所属的领导部门直接决定了基层党组织的构成和作用发挥。

我们注意到,母公司是否为集团以及最终控制人为国资委还是政府部门均起源于我国国有企业改革中特有的制度安排,并路径依赖延续至今。这两种模式对于现在的公司治理状况具有很好的外生来源特征,根据 Acemoglu 等(2001)以及 Glaeser 等(2004)指出的对真实经济现象差异所蕴含的环境因素加以辨析是寻找工具变量的好方法,我们认为,这两个工具变量一定程度上反映了我国特有的环境因素和制度安排,作为具有外生来源性质的变量,母公司是否为集团以及最终控制人是否为国资委无疑将影响党组织的设置和构成以及作用发挥,但并不会必然导致公司当前的冗余雇员现象以及高管获得超额薪酬,因此是比较合适的工具变量。

第二,一般而言,工具变量的有效性取决于两个条件,一是工具变量必须和内生变量相关,二是工具变量必须和被解释变量无关(郭熙保、罗知,2008),因此,根据工具变量的基本性质,本文中工具变量应该与内生解释变量 DWH 直接相关,同时与冗余雇员、高管薪酬无直接相关关系。本文借鉴陈爽英等(2010)的做法,用 OLS 方法验证此基本性质,结果表明工具变量选取符合直观要求。

第三,借鉴陈爽英等(2010)的做法,我们还运用 Sargen Test 对两个工具变量的外生性进行检验。我们先将被解释变量——冗余雇员、高管薪酬与所有工具变量、控制变量进行回归后,将得到的残差分别对所有外生变量进行回归(包括所有的工具变量和控制变量)。结果显示,一方面残差与所有变量不相关,另一方面  $R^2$  分别为 0.0051 和 0.0018,通过计算得到  $nR^2$  的值分别为 1.72、0.62,小于对应的卡方统计量  $\chi_{(0.10)}^2(1)=2.71$ ,这表明工具变量 Group、Controltype 都是外生的。以上方法限于篇幅,未报告结果。

表 5 列示了用 Heckman 两阶段法计算的党委会参与程度对冗余雇员的回归结果,其中(1)选择模型报告了 Heckman 模型第一阶段的计量结果。估计结果显示,母公司是集团公司会降低党委会参与程度,最终控制人是政府的公司相对于最终控制人是国资

委的公司,党委会参与程度更低。第一阶段的选择模型的主要目的是求得 inverse Mills ratio(下文简称为 imr),将其加入原回归方程中,以检验样本选择的偏误。若 imr 系数是显著的,则证明选择性偏误是存在的;反之,则选择性偏误不存在。表 5 中模型(2)~(5)报告了 Heckman 第二阶段的回归结果。结果显示 imr 系数是显著的,且党委会参与公司治理程度的 4 个指标中,除了党委会与董事会重合程度系数为正但不显著外,其他 3 个指标的系数依然显著为正,与前面的普通最小二乘法估计结果基本一致,即党委会参与公司治理程度越高的公司承担的冗余雇员越多,结果具有较强的稳健性。

同样,为了避免模型中的样本选择性问题的,我

表 5 冗余雇员的 Heckman 模型计量结果

	(1)选择方程 (Probit 模型)	(2) Ex_employ	(3) Ex_employ	(4) Ex_employ	(5) Ex_employ
Par-dir		0.374 (0.25)			
Par-sup			2.762** (2.30)		
Par-man				1.879** (2.17)	
Party					2.746** (2.01)
Top1	2.557** (2.13)	3.821 (0.84)	7.293 (1.48)	2.265 (0.50)	1.841 (0.40)
H5	-3.970*** (-2.61)	-5.960 (-1.07)	-12.34** (-1.99)	-4.368 (-0.78)	-3.799 (-0.67)
Grade	-0.0177 (-0.20)	-0.502 (-1.56)	-0.476 (-1.38)	-0.493 (-1.54)	-0.466 (-1.46)
PC	0.0376 (0.36)	0.142 (0.38)	0.311 (0.79)	0.0874 (0.23)	0.103 (0.27)
Outratio	-0.658 (-0.79)	-0.492 (-0.17)	0.786 (0.26)	-0.840 (-0.29)	-1.441 (-0.49)
Mhold	-54.11*** (-5.68)	-145.2 (-1.41)	-140.0 (-1.39)	-150.9 (-1.44)	-156.6 (-1.47)
Partymem	1.018*** (8.12)	3.031** (2.56)	2.862** (2.33)	3.088*** (2.58)	3.070** (2.58)
Size	0.308*** (5.65)	0.576*** (3.30)	0.747*** (3.87)	0.561*** (3.18)	0.562*** (3.20)
Growth	-0.0388*** (-8.56)	-0.651 (-1.10)	-0.376 (-0.92)	-0.316 (-1.03)	-0.302 (-0.98)
Lev	-0.847*** (-2.83)	1.867 (1.49)	2.064 (1.46)	1.888 (1.51)	1.863 (1.49)
Roa	-0.0694*** (-6.57)	-4.404 (-1.15)	-6.625 (-1.56)	-4.294 (-1.19)	-4.301 (-1.13)
Lnage	0.316** (2.21)	0.0125 (0.02)	0.0120 (0.02)	0.184 (0.29)	0.125 (0.20)
imr		1.253* (1.69)	1.341* (1.68)	1.474** (1.96)	1.467* (1.96)
Group	-0.300*** (-2.86)				
Controltype	-0.302** (-2.19)				
Industry	Contorl	Contorl	Contorl	Contorl	Contorl
Year	Contorl	Contorl	Contorl	Contorl	Contorl
常数项	-8.295*** (-6.80)	-17.93** (-2.59)	-22.14*** (-4.49)	-18.24*** (-3.87)	-18.14*** (-3.85)
N	1483	338	339	338	338
Chi2	586.85***	53.68***	68.70***	58.25***	57.38***
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3653	0.1490	0.2022	0.1617	0.1593

注:括号内为 z 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。

们运用 Heckman 模型对党委会参与程度对薪酬契约的影响作了进一步的估计。表 6 和表 7 分别报告了 Heckman 模型第一阶段和第二阶段的回归结果,在 imr 显著的情况下,与前面普通最小二乘回归的结果基本一致,没有显著差异,结果具有较好的稳健性。

上面的 Heckman 两阶段模型中,第一阶段的选择模型我们使用了所有国有上市公司为样本,是建立在假设所有国有上市公司中均存在党组织的前提下的。为了结果更加稳健,我们对第一阶段选择模型的样本进行了重新筛选,以全部国有上市公司年报为依据,在年报中以“党”为关键字进行搜索,根据搜索到的内容判断该公司是否存在党组织,删除在年报中确定不存在党组织的样本公司后,进一步以剩下的确定存在党组织的公司为样本再次用 Heckman 两阶段模型进行检验,检验结果无实质性

差异,限于篇幅,不再报告。

## 2. 其他稳健性检验

除了以上用 Heckman 二阶段法解决样本选择性问题上,我们还从以下两个主要部分进行了稳健性检验。第一部分,替换变量。被解释变量中,我们用“薪酬最高的前三位董事、监事以及高管”的薪酬作为高管薪酬的度量指标代替本文的高管薪酬指标;用高管与员工的绝对薪酬差距替代本文的相对薪酬差距指标 Paygap,其中高管与员工的绝对薪酬差距为高管平均薪酬与员工平均薪酬差额的自然对数;控制变量中,我们用政治关联董事占全部董事的比例 RPC 以及政治关联级别 PCJB(根据与公司董事长或总经理建立政治关联的政府机构的行政级别是否为中央、省级、市级或者县级四类而设定政治关联级别,分别等于 4,3,2,1;如果没有政

表 6 薪酬契约的 Heckman 模型第一阶段计量结果

	选择方程
Top1	2.594*** (2.15)
H5	-3.957*** (-2.60)
Grade	-0.0199 (-0.22)
Controltype	-0.310** (-2.24)
Group	-0.307*** (-2.92)
PC	0.0270 (0.26)
Ouratio	-0.673 (-0.80)
Mhold	-53.74*** (-5.63)
Partymem	1.021*** (8.12)
Size	0.312*** (5.69)
Growth2	-0.0391*** (-8.57)
Lev	-0.853*** (-2.84)
Roa	-0.0694*** (-6.58)
Lnage	0.330** (2.28)
Zone1	-0.0697 (-0.44)
Zone2	0.0159 (0.10)
Industry control	
Year control	
常数项	-8.398*** (-6.83)
N	1483
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3657
LR chi	587.48***

注:括号内为 z 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

表 7 薪酬契约的 Heckman 模型第二阶段计量结果

	Ln timer				Overpay				Paygap			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Par-dir	-0.494 (-0.67)				-0.159 (-0.09)				-10.17*** (-3.15)			
Par-sup		-0.480* (-1.77)				-2.282** (-2.18)				8.052*** (2.78)		
Par-man			-0.461* (-1.75)				-1.940** (-2.11)				-3.800* (-1.83)	
Party				-1.002* (-1.76)				-3.742** (-2.41)				-6.666** (-2.11)
Top1	-0.0364 (-0.04)	-0.262 (-0.28)	-0.0286 (-0.03)	0.335 (0.34)	-4.120 (-0.88)	-4.439 (-0.93)	-3.480 (-0.73)	-2.566 (-0.52)	-0.983 (-0.12)	-9.589 (-1.13)	-4.783 (-0.59)	-3.032 (-0.36)
H5	-0.631 (-0.59)	-0.311 (-0.28)	-0.554 (-0.49)	-0.986 (-0.84)	0.361 (0.06)	1.217 (0.20)	0.0465 (0.01)	-1.166 (-0.18)	-0.523 (-1.01)	-0.523 (-0.05)	-4.756 (-0.50)	-6.934 (-0.71)
Grade	0.0120 (0.13)	0.0323 (0.31)	0.0251 (0.24)	0.0139 (0.13)	0.0797 (0.25)	0.0970 (0.30)	0.117 (0.37)	0.0559 (0.18)	-1.922*** (-2.81)	-1.732** (-2.50)	-1.656** (-2.43)	-1.724** (-2.52)
PC	0.168* (1.80)	0.135 (1.38)	0.161 (1.62)	0.162 (1.64)	0.947** (2.30)	0.859** (2.16)	0.937** (2.28)	0.937** (2.30)	1.252* (1.74)	1.374* (1.92)	1.054 (1.44)	1.057 (1.45)
Ouratio	0.0717 (0.08)	-0.0878 (-0.09)	0.00238 (0.00)	0.270 (0.27)	-0.461 (-0.18)	0.0166 (0.01)	-0.258 (-0.10)	0.647 (0.24)	21.89** (2.02)	17.28* (1.70)	18.84* (1.79)	20.45* (1.90)
Mhold	24.17*** (3.37)	24.21*** (3.23)	25.13*** (3.55)	26.03*** (3.62)	180.7*** (2.74)	197.8*** (3.16)	190.4*** (2.57)	196.5*** (2.51)	127.9 (1.41)	106.2 (1.15)	125.8 (1.36)	131.6 (1.41)
Partymem	-0.392** (-2.33)	-0.412** (-2.53)	-0.403** (-2.45)	-0.404** (-2.43)	-1.777** (-2.25)	-1.954** (-2.54)	-1.837** (-2.32)	-1.815** (-2.27)	-1.833 (-1.18)	-1.536 (-0.99)	-1.897 (-1.25)	-1.916 (-1.25)
Size	0.160*** (4.25)	0.154*** (4.30)	0.163*** (4.36)	0.163*** (4.31)	-0.895*** (-4.01)	-0.957*** (-4.23)	-0.923*** (-3.98)	-0.944*** (-4.03)	0.466 (1.25)	0.572 (1.49)	0.532 (1.42)	0.510 (1.37)
Growth	-0.164*** (-2.67)	-0.178*** (-2.89)	-0.158*** (-2.72)	-0.162*** (-2.82)	-0.367 (-1.36)	-0.454 (-1.61)	-0.341 (-1.33)	-0.349 (-1.34)	-0.876** (-2.21)	-0.665* (-1.69)	-0.846** (-2.16)	-0.885** (-2.24)
Lev	0.885*** (2.45)	0.879*** (2.59)	0.832*** (2.48)	0.851*** (2.53)	2.638*** (2.34)	2.787*** (2.45)	2.742*** (2.38)	2.867*** (2.45)	5.577*** (2.24)	4.676*** (1.96)	4.717*** (1.88)	4.918*** (1.96)
Roa	6.326*** (5.59)	6.535*** (5.48)	6.216*** (5.25)	6.155*** (5.36)	16.95*** (3.95)	17.84*** (3.84)	16.71*** (3.79)	16.96*** (3.72)	20.84*** (2.64)	20.30*** (2.68)	20.85*** (2.65)	20.71*** (2.60)
Lnage	-0.129 (-0.85)	-0.169 (-1.09)	-0.157 (-1.04)	-0.148 (-0.98)	-0.991 (-1.64)	-1.253** (-2.02)	-1.113* (-1.91)	-1.058 (-1.79)	-0.416 (-0.41)	-0.277 (-0.28)	-0.798 (-0.80)	-0.729 (-0.72)
imr	-0.306* (-1.94)	-0.318** (-2.10)	-0.336** (-2.14)	-0.344** (-2.19)	-1.784** (-2.15)	-2.112** (-2.54)	-1.963** (-2.27)	-1.975** (-2.26)	-3.686** (-2.04)	-3.169* (-1.78)	-3.751** (-2.08)	-3.796** (-2.08)
Zone1	0.703*** (5.20)	0.784*** (6.36)	0.658*** (4.87)	0.627*** (4.36)	1.962*** (3.02)	2.143*** (3.28)	1.803*** (2.54)	1.857*** (2.57)	1.444 (1.15)	1.506 (1.37)	1.544 (1.34)	1.460 (1.19)
Zone2	0.218 (1.38)	0.310** (2.30)	0.193 (1.32)	0.140 (0.87)	1.470** (2.17)	1.562** (2.27)	1.307* (1.80)	1.261* (1.76)	2.246 (1.29)	2.809* (1.74)	2.752 (1.65)	2.521 (1.46)
Industry control												
Year control												
常数项	10.26*** (9.89)	10.48*** (10.68)	10.29*** (10.07)	10.29*** (9.82)	22.97*** (3.69)	25.37*** (4.05)	23.89*** (3.74)	24.20*** (3.74)	-5.184 (-0.57)	-8.300 (-0.88)	-5.687 (-0.64)	-5.292 (-0.60)
N	344	344	344	344	332	332	332	332	344	344	344	344
F/Chi2	10.08***	9.68***	10.19***	10.16***	93.31***	92.43***	95.17***	91.39***	6.80***	5.95***	5.84***	6.07***
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.2884	0.2898	0.2899	0.2926	0.3225	0.3327	0.3304	0.3336	0.3108	0.3162	0.2990	0.3003

注:(5)-(8)为 Logit 回归,括号内为 z 值,其他列括号内为 t 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

治关联,则等于0)替代政治关联指标,用总经理是否为党员代替政治身份指标,以及增加样本公司所在省份的人均GDP的自然对数、樊纲指数代表的地区市场化水平控制变量,回归结果均无实质性差异。第二部分,党委会参与公司治理程度与公司绩效可能存在内生性,因为党的参与程度会影响公司绩效,公司绩效也会影响党委会的参与程度。为了避免这种反向的因果关系,我们使用了滞后一期的业绩指标加入模型重新进行检验。总体而言,稳健性检验结果与前面的研究结论没有实质性差异。限于篇幅,上述稳健性检验未报告结果。

## 五、结论与启示

党委会参与公司治理是我国国有企业治理的最大特点,本文通过分析国有企业党委会参与公司治理对企业冗余雇员以及薪酬契约的影响,试图对党组织政治干预国有企业的作用机制以及干预效果进行探索。本文研究发现:(1)我国国有上市公司中,党委会参与公司治理会增加公司雇佣员工的数量,形成冗余雇员,验证了除国有股东、政府带来的政治干预以外的第三种干预途径——通过国有企业内部党组织对企业进行干预的存在。党组织形成的系统网络,覆盖了全部社会单位,包括我国的国有企业,其必然会对国有企业的经营决策构成影响和制衡,本文验证了其对于国有企业雇佣行为的影响。(2)国有企业党委会参与公司治理,不但降低了公司高管人员的绝对薪酬,还抑制了高管攫取超额薪酬的行为,降低了高管与普通员工之间的薪酬差距。表明我国国有企业中党委会的存在,尤其是党委会通过“双向进入、交叉任职”的领导体制进入公司董事会、监事会以及管理层后,既是公司高管又是党委成员的双重身份,使得高管可能出于政治晋升的动机而积极迎合国家的“限薪令”等相关政策,主动抑制自身薪酬的增长,凸显政治上的表率作用,表现出管家角色功能。

本文的发现揭示了国有企业党组织在公司治理中的重要作用,印证了国有企业各级党组织形成的系统网络同样也可以对企业进行干预,即在经济转型过程中,除了政府依靠资源配置等形式作用于企业内部影响公司决策与目标这一外在途径外,还可以通过公司内部党组织“双向进入、交叉任职”这一

领导体制直接参与公司决策,本文的实证结果为理解政治影响公司治理范畴提供了更为细致的线索,并对于当前国企改革的深化和推进有着重要的理论和政策涵义。

(1)应制定相应的法律法规对党组织参与公司治理的具体内容和方式进行详细的界定。我国法律法规中多次强调党组织在企业中发挥政治核心作用,但如何发挥,以及政治核心与经济决策之间的关系如何厘清,一直以来都是困扰着国有企业的一大问题。而目前我国法律对于该方面的规定宽泛而不具体,缺乏对各方职责权限的明确界定,党委会与董事会的职能定位与边界模糊不明,不利于企业在实际操作中的贯彻和执行。

(2)党组织能够通过“党管干部”以及参与决策等方式影响企业薪酬激励机制,因此,有必要进一步关注高管薪酬契约的制定和执行过程,讨论如何真正建立起能发挥效力的高管薪酬激励机制。

(3)我国目前正处在经济转轨时期,应结合我国具体的国情,实现“老三会”与“新三会”的合理对接,完善公司治理结构,探讨有中国特色的公司治理创新实践。

本文研究的局限有:第一,本文对党委会参与公司治理程度这一指标的衡量是从党委会与董事会、监事会以及管理层之间的“双向进入、交叉任职”这一领导体制出发的,虽然考虑了组织成员之间的交叉重合情况,但党组织对公司治理以及公司决策的影响应该是多方面且紧密相关的,寻找更加科学全面的度量方法是我们需要进一步探讨的;第二,由于公司董事、监事以及管理人员在党委会的任职情况并不是年报强制披露的内容,致使我们样本收集比较困难,样本数量仍不够多,无法进行更为细致的分析,后期也将尝试进一步扩充样本。

(作者单位:南开大学中国公司治理研究院/南开大学商学院;责任编辑:尚增健)

### 注释

①2009年9月16日,我国人力资源社会保障部会同中央组织部、监察部、财政部、审计署、国资委等单位联合下发《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》,这是政府首次对所有行业央企发出高管“限薪令”。意见中提出“中央企业负责人薪酬增长与职工工资增长相协调”等五项基本原则。

②我国《宪法》序言中叙述了中国共产党所取得的历史成绩,明确了中国共产党是建设有中国特色社会主义事业的领

导核心;《宪法》第一条规定:“中华人民共和国是工人阶级领导的、以工农联盟为基础的人民民主专政的社会主义国家,社会主义制度是中华人民共和国的根本制度。禁止任何组织或者个人破坏社会主义制度。”我国《公司法》第十九条规定:“在公司中,根据中国共产党章程的规定,设立中国共产党的组织,开展党的活动。公司应当为党组织的活动提供必要条件。”《中国共产党章程》第三十二条第二款规定:“国有企业和集体企业中党的基层组织,发挥政治核心作用,围绕企业生产经营开展工作;支持股东会、董事会、监事会和经理依法行使职权;参与企业重大问题的决策。”

③《中国共产党章程》第五章党的基层组织第二十九条规定:“企业、农村、机关、学校、科研院所、街道社区、社会组织、人民解放军连队和其他基层单位,凡是有正式党员三人以上的,都应当成立党的基层组织。党的基层组织,根据工作需要和党员人数,经上级党组织批准,分别设立党的基层委员会、总支部委员会、支部委员会。”

④1999年党的十五届四中全会通过的《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》中第五个关于建立和完善现代企业制度的决定中指出,国有独资和控股公司的党委负责人可以通过法定程序进入董事会、监事会,董事会、监事会、经理层及工会中的党员负责人,可以依照党章及有关规定进入党委;党委书记和董事长可以一人兼任,董事长、总经理原则上分设。党组织按照党章、工会和职代会按照有关法律法规履行职责。<http://cpc.people.com.cn/GB/64162/71380/71382/71386/4837883.html>。

⑤“双向进入”是指,一方面充分利用国有资产控股的优势,使符合条件的企业党委会成员通过法定的程序进入企业董事会、经理层和监事会;另一方面,使符合条件的董事会、经理层和监事会成员,按照党章及有关规定进入党委会。所谓“交叉任职”,即由一人同时担任企业党委书记和董事长,或党员董事长担任党委副书记,党委书记担任副董事长(中共上海市委组织部,1999)。

⑥2010年7月15日中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于进一步推进国有企业贯彻落实“三重一大”决策制度的意见》中规定:“凡属重大决策、重要人事任免、重大项目安排和大额度资金运作(简称‘三重一大’)事项必须由领导班子集体作出决定。董事会、未设董事会的经理班子研究‘三重一大’事项时,应事先与党委(党组)沟通,听取党委(党组)的意见。进入董事会、未设董事会的经理班子的党委(党组)成员,应当贯彻党组织的意见或决定。”

⑦中共中央组织部办公厅关于印发《关于〈党政领导干部选拔任用工作条例〉若干问题的答复意见(一)》的通知中对第二个问题“中央金融机构和国有重要骨干企业领导人员的选拔任用是否参照执行《干部任用条例》”的回答。<http://cpc.people.com.cn/GB/64162/71380/102565/182144/10994898.html>。

⑧中组部国资委就中央企业领导人员管理暂行规定答问中对第二个问题“《管理规定》和《考评办法》作为中央企业领导人员管理的基本规章,它的指导思想和总体思路是什么”的回答。[http://www.gov.cn/jrzq/2009-12/30/content\\_1500249.htm](http://www.gov.cn/jrzq/2009-12/30/content_1500249.htm)。

⑨2012年11月8日胡锦涛同志在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告中谈到全面提高党的建设科学化水平时指出要坚持党管干部原则,坚持五湖四海、任人唯贤,坚持德才兼备、以德为先,坚持注重实绩、群众公认,深化干部人事制度改革,使各方面优秀干部充分涌现、各尽其能、才尽其用。坚持党管人才原则,把各方面优秀人才集聚到党和国家事业中来。

⑩关于地区的具体划分标准,参见辛清泉等(2007a),即

沿海地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南12个省份;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆10个省份;西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆9个省市。

⑪我们将高管薪酬变量按照高参与组和低参与组进行了详细的统计,见附表1,发现高参与组虽然只有128个样本,但其标准差为1.715,远远大于低参与组216个样本的0.688的标准差,且高参与组中高管薪酬的最小值、1/4分位数、3/4分位数以及最大值均低于低参与组,只有中位数高于低参与组,说明在高参与组中,样本差异较大,且差异主要集中在中位数附近,即从1/4分位数到3/4分位数之间,这种分布情况导致了虽然高参与组整体的高管薪酬水平低于低参与组,但中位数却高于低参与组的现象。

⑫《中共中央组织部关于在深化国有企业改革中党组织设置和领导关系等有关问题的通知》中对大企业集团设立党的基层委员会的规定。<http://www.gmw.cn/01gmrb/1998-08/10/GB/17780%5eGM4-1004.HTM>。

参考文献

- (1)白云霞、吴联生:《信息披露与国有股权私有化中的盈余管理》,《会计研究》,2008年第10期。
- (2)陈冬华:《地方政府、公司治理与补贴收入——来自我国证券市场的经验证据》,《财经研究》,2003年第9期。
- (3)陈冬华、陈信元、万华林:《国有企业中的薪酬管制与在职消费》,《经济研究》,2005年第2期。
- (4)陈爽英、井润田、龙小宁、邵云飞:《民营企业社会关系资本对研发投资决策影响的实证研究》,《管理世界》,2010年第1期。
- (5)陈信元、黄俊:《政府干预、多元化经营与公司业绩》,《管理世界》,2007年第1期。
- (6)陈钊、陆铭:《中国所有制结构结果调整的理论和实证分析》,山西经济出版社,2003年。
- (7)代彬、刘星、郝颖:《高管权力、薪酬契约与国企改革——来自国有上市公司的实证研究》,《当代经济科学》,2011年第7期。
- (8)杜兴强、曾泉、杜颖杰:《政治联系、过度投资与公司价值——基于国有上市公司的经验证据》,《金融研究》,2011年第8期。
- (9)方军雄:《我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗?》,《经济研究》,2009年第3期。
- (10)方军雄:《高管权力与企业薪酬变动的非对称性》,《经济研究》,2011年第4期。
- (11)郭熙保、罗知:《贸易自由化、经济增长与减轻贫困——基于中国省际数据的经验研究》,《管理世界》,2008年第2期。
- (12)郭正模、李晓梅:《工资收入差距与政府宏观调控》,《社会科学研究》,2006年第3期。
- (13)黄枫、甘犁:《过度需求还是有效需求?城镇老人健康与医疗保险的实证分析》,《经济研究》,2010年第6期。
- (14)黄俊、陈信元:《集团化经营与企业研发投入——基于知识溢出与内部资本市场视角的分析》,《经济研究》,2011年第6期。
- (15)贾明、张喆:《高管的政治关联影响公司慈善行为

附表1 高管薪酬变量分组描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	1/4分位数	中位数	3/4分位数	最大值
高参与组	128	13.582	1.715	0	13.266	13.850	14.291	15.587
低参与组	216	13.832	0.688	11.695	13.465	13.837	14.314	16.231



吗?》,《管理世界》,2010年第4期。

(16)雷光勇、李帆、金鑫:《股权分置改革、经理薪酬与会计业绩敏感度》,《中国会计评论》,2010年第1期。

(17)李稻葵:《政府控制转型过程中的国有企业所引起的成本和收益:来自中国的证据》(工作论文),密歇根大学,1999年。

(18)梁建、陈爽英、盖庆恩:《民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠》,《管理世界》,2010年第7期。

(19)林毅夫、李志赟:《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》,2004年第2期。

(20)林毅夫、刘明兴、章奇:《政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证研究》,《管理世界》,2004年第8期。

(21)刘小玄:《中国企业发展报告:1990~2000》,社会科学文献出版社,2001年。

(22)卢昌崇:《公司治理机构及新老三会关系论》,《经济研究》,1994年第11期。

(23)罗党论、黄琮宇:《民营企业的政治关系与企业价值》,《管理科学》,2008年第6期。

(24)马连福、曹春方:《制度环境、地方政府干预、公司治理与IPO募集资金投向变更》,《管理世界》,2011年第5期。

(25)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》,《经济研究》,2008年第4期。

(26)钱颖一:《企业治理结构改革和融资结构改革》,《经济研究》,1995年第1期。

(27)青木昌彦:《对内部人控制的控制:转轨经济中公司治理的若干问题》,《改革》,1994年第6期。

(28)沈永建、张天琴:《政府干预、冗余雇员与高管薪酬业绩敏感性——基于中国国有上市公司的实证研究》,中国会计学会2011学术年会论文集,2011年。

(29)苏启林:《基于代理理论与管家理论视角的家族企业经理人行为选择》,《外国经济与管理》,2007年第2期。

(30)王克敏、王志超:《高管控制权、报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究》,《管理世界》,2007年第7期。

(31)王贤斌、徐现祥:《地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据》,《管理世界》,2008年第3期。

(32)魏刚:《高级管理层激励与上市公司经营绩效》,《经济研究》,2000年第3期。

(33)Wooldridge Jeffrey M.:《计量经济学导论》(第三版),中国人民大学出版社,2002年。

(34)吴联生、林景艺、王亚平:《薪酬外部公平性、股权性质与公司业绩》,《管理世界》,2010年第3期。

(35)夏立军、方轶强:《政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据》,《经济研究》,2005年第5期。

(36)辛清泉、林斌、王彦超:《政府控制、经理薪酬与资本投资》,《经济研究》,2007年第8期。

(37)辛清泉、谭伟强:《市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬》,《经济研究》,2009年第11期。

(38)辛清泉、郑国坚、杨德明:《企业集团、政府控制与投资效率》,《金融研究》,2007年第10期。

(39)薛云奎、白云霞:《国家所有权、冗余雇员与公司业绩》,《管理世界》,2008年第10期。

(40)徐晓东、陈小悦:《第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析》,《经济研究》,2003年第2期。

(41)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》,《管理世界》,2013年第1期。

(42)尹振东:《垂直管理与属地管理:行政管理体制的选择》,《经济研究》,2011年第4期。

(43)余明桂、潘红波:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》,2008年第8期。

(44)曾庆生:《超额雇员、权益代理成本与公司价值》,《上海立信会计学院学报》,2007年第1期。

(45)曾庆生、陈信元:《国家控股、超额雇员与劳动力成本》,《经济研究》,2006年第5期。

(46)张军、高远:《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》,《经济研究》,2007年第11期。

(47)郑志刚:《经理人超额薪酬和公司治理——一个文献综述》,《金融评论》,2012年第1期。

(48)中共上海市委组织部:《“双向进入、交叉任职”是一种有效机制》,《党建研究》,1999年第9期。

(49)周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》,2004年第6期。

(50)Acemoglu D., Johnson S. and Robinson J. A., 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, Vol.91, pp.1369~1401.

(51)Angrist J. and Alan. K., 2001, “Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15, pp.69~85.

(52)Boubakri M., J. C. Cosset and W. Saffar, 2008, “Political Connections of Newly Privatized Firms”, *Journal of Corporate Finance*, Vol.14(5), pp.654~673.

(53)Boycko M., Shleifer A. and Vishny R. W., 1996, “A Theory of Privatisation”, *The Economic Journal*, Vol.106, pp.309~319.

(54)Campbell D. E., 2007, *A Matter of Faith: Religion in the 2004 Presidential Election*, Washington, DC: Brookings Institution Press.

(55)Chang E. C. and Wong S. M. L., 2004, “Political Control and Performance in China's Listed Firms”, *Journal of Comparative Economics*, Vol.32, pp.617~636.

(56)Core J. E., Guay W. and Larcker D. F., 2008, “The Power of Pen and Executive Compensation”, *Journal of Financial Economics*, Vol.88(1), pp.1~25.

(57)Dewenter K. L. and Malatesta P. H., 2001, “State-owned and Privately Owned Firms: An Empirical Analysis of Profitability, Leverage and Labor Intensity”, *The American Economic Review*, Vol.91(1), pp.320~334.

(58)Earle J., Estrin S. and Leshchenko L., 1996, “Ownership Structure, Patterns of Control and Enterprise Behavior in Russia”, *Enterprise Restructuring and Economic Policy in Russia*, The World Bank, Washington, DC, pp.205~252.

(59)Fan P. H., Wong T. J. and Zhang T., 2007, “Politically Connected CEOs, Corporate Governance and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms”, *Journal of Financial Economics*, Vol.8(2), pp.330~357.

(60)Firth M., Fung P. and Rui O., 2006, “Corporate Performance and CEO Compensation in China”, *Journal of Corporate Finance*, Vol.12(4), pp.693~714.

(61)Frydman R., Hessel M. and Rapaczynski A., 1998, “Why Ownership Matters? Politicization and Entrepreneurship in the Restructuring of Enterprises in Central Europe”, C.V.Starr Center For Applied Economics, NYU, Research Report 14. (下转第130页)



(46) Durnev, A., 2011, "The Real Effect of Political Uncertainty: Elections and Investment Sensitivity to Stock Prices", SSRN Working Papers.

(47) Faccio, M., 2006, "Politically Connected Firms", *American Economic Review*, Vol.96 (1), pp.369~386.

(48) Fisman, R., 2001, "Estimating the Value of Political Connections", *American Economic Review*, Vol.91 (4), pp.1095~1102.

(49) Hennessy, C. A., 2004, "Tobin's Q, Debt Overhang and Investment", *Journal of Finance*, Vol.59(4), pp.1717~1742.

(50) Jones, B. and B. Olken, 2005, "Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120(3), pp.835~864.

(51) Julio, B. and Y. Yook, 2012, "Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles", *Journal of Finance*, Vol.67 (1), pp.45~83.

(52) Khwaja, A. I. and A. Mian, 2005, "Do Lenders Favor Politically Connected Firms? Rent-Seeking in an Emerging Financial Market", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120 (4), pp.1371~1411.

(53) Li H. B., Meng L. S., Wang Q. and Zhou L., 2008, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms", *Journal of Development Economics*, Vol.87(2), pp.283~299.

(54) Li, H. and L. Zhou, 2005, "Political Turnover and Eco-

nomic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, Vol.89 (9~10), pp.1743~1762.

(55) Pástor, L. and P. Veronesi, 2012, "Uncertainty about Government Policy and Stock Prices", *Journal of Finance*, Vol.67 (4), pp.1219~1264.

(56) Petersen, M. A., 2009, "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", *Review of Financial Studies*, Vol.22(1), pp.435~480.

(57) Rodrik, D., 1991, "Political Uncertainty and Private Investment in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, Vol.36(2), pp.229~242.

(58) Roe, M. J. and J. I. Siegel, 2011, "Political Instability: Effects on Financial Development, Roots in the Severity of Economic Inequality", *Journal of Comparative Economics*, forthcoming.

(59) Shirk, S. L., 1993, *The Political Logic of Economic Reform in China*, Berkeley: University of California Press.

(60) Xu, N. H., Xu C. Z. and Yuan Q. B., 2011, "Political Connections, Financing Friction and Corporate Investment: Evidence from Chinese Listed Family Firms", *European Financial Management*, forthcoming.

(61) Yonce, A. T., 2010, "Uncertain Growth Cycles, Corporate Investment and Dynamic Hedging", Dissertation of University of California (Berkeley).

(上接第115页)

(62) Glaeser E. L., Rafael La Porta, Florencio Lopez-de-Silanes and Andrei Shleifer, 2004, "Do Institution Cause Growth", NBER Working Paper 10568, <http://www.nber.org/papers/w10568>.

(63) Groves T., Hong Y., McMillan J. and Naughton B., 1995, "China's Evolving Managerial Labor Market", *Journal of Political Economy*, Vol.103, pp.873~892.

(64) Heckman James J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol.47, pp.153~161.

(65) Hellman J. and Schankerman M., 2000, "Intervention, Corruption and Capture: The Nexus between Enterprise and the State", *Economics of Transition*, Vol.8(3), pp.545~576.

(66) Jensen M. and Meckling W., 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol.3(4), pp.305~360.

(67) Ji Y., 1998, "China's Enterprise Reform: Changing State/Society Relations after Mao", *Routledge*, London.

(68) Leone A., Wu J. and Zimmerman J., 2006, "Asymmetric Sensitivity of CEO Cash Compensation to Stock Returns", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.42, pp.167~192.

(69) Li D., 2000, "Insider Control vs. Government Control: A Study of China's State Enterprise Reform", Manuscript, Department of Economics, Hong Kong University of Science and Technology, Hong Kong.

(70) Li Hongbin, Meng Lingsheng, Wang Qian and Zhou Li-An, 2008, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms", *Journal of Development Economics*, vol.87, pp.283~299.

(71) McGregor R., 2001, "The Little Red Book of Business in China", *Financial Times*, 8, July.

(72) Qian Yingyi, 1995, "Reforming Corporate Governance and Finance in China", *Corporate Governance in Transitional Economies*, World Bank, Washington DC.

(73) Qian Yingyi, 2000, "Government Control in Corporate Governance as a Transitional Institute: Lesson from China", Working Paper, University of Maryland.

(74) Shanghai Stock Exchange, 2000, "The Corporate Governance of China's Listed Firms", *Shanghai Stock Exchange*, Shanghai.

(75) Shleifer A. and Vishny R., 1997, "Survey of Corporate Governance", *Journal of Finance*, Vol.52, pp.737~783.

(76) Sonja O., Wong S. M. L. and Hu Ruyin, 2002, "Party Power, Market and Private Power: Chinese Communist Party Persistence in China's Listed Companies", *The Future of Market Transition*, Vol.19, pp.105~138.

(77) Tenev S. and Zhang Chunlin, 2002, "Corporate Governance and Enterprise Reform in China: Building the Institution of Modern Market", World Bank and the International Finance Corporation, Washington, DC.

(78) Wong S. M. L., Sonja O. and Hu Ruyin, 2004, "Shareholding Structure, Depoliticization and Enterprise Performance: Evidence from China's Listed Firms", *Economics of Transition*, Vol.12(1), pp.29~66.

(79) World Bank, 1997, "China's Management of Enterprise Assets: The State as Shareholder", World Bank, Washington, DC.

(80) Xu L. C., Zhu T. and Lin Y., 2002, "Political Control, Agency Problems and Ownership Reform: Evidence from China", Working paper No.233. Center for Economic Development, Hong Kong University of Science and Technology, Hong Kong.